Colección
***monografías* fedea**

La Crisis de la Economía Española.
Análisis Económico de la Gran Recesión

fedea
monografías

Quedan rigurosamente prohibidas, sin la autorización escrita de los titulares del «Copyright», bajo las sanciones establecidas en las leyes, la reproducción total o parcial de esta obra por cualquier medio o procedimiento, comprendidos la reprografía y el tratamiento informático, y la distribución de ejemplares de ella mediante alquiler o préstamo públicos.

© FEDEA Fundación de Estudios de Economía Aplicada
ISBN: xxxxxxxxxxxxxxxxxx
Depósito legal: xxxxxxxxxxxxxxxxxx

Fotocomposición: ??????????????????????????????
Impresión:??????????????????????????????????????

Índice

Introducción 7
Samuel Bentolila, Michele Boldrin, Javier Díaz-Giménez y Juan J. Dolado, coordinadores

1. *La recuperación que no fue*

***¿Brotes verdes*? ¿Dónde, cuándo y cómo?** 35
Máximo Camacho, Gabriel Pérez-Quirós y Pilar Poncela
Comentarios de Antoni Espasa

2. *El crecimiento que fue y la recesión que es*

La crisis española desde una perspectiva mundial 79
Jesús Fernández-Villaverde y Lee Ohanian
Comentarios de Jaume Ventura

Eppur si Muove! España: Creciendo sin un modelo 165
Michele Boldrin, J. Ignacio Conde-Ruiz y Javier Díaz-Giménez
Comentarios de Rodolfo E. Manuelli

El papel de la construcción en el auge y la caída de los precios de la vivienda en España 247
Carlos Garriga
Comentarios de José García-Montalvo

3. Tres problemas estructurales españoles

Paro y empleo temporal durante la crisis: Una comparación entre Francia y España 311
Samuel Bentolila, Pierre Cahuc, Juan J. Dolado y Thomas Le Barbanchon
Comentarios de Gilles Saint-Paul

¿Concedieron las cajas "buenas" créditos "malos"? Gobierno corporativo, capital humano y carteras de créditos 351
Vicente Cuñat y Luis Garicano
Comentarios de Rafael Repullo

El enigma de los concursos empresariales en España y la crisis 399
Marco Celentani, Miguel García-Posada y Fernando Gómez Pomar
Comentarios de Tano Santos

4. Cuestiones de política fiscal para el presente y el futuro

España, Japón y los peligros de una contracción fiscal prematura 471
R. Anton Braun y Javier Díaz-Giménez
Comentarios de Josep Pijoan-Mas

La subida del impuesto sobre el valor añadido en España: demasiado cara y demasiado pronto 523
Juan C. Conesa, Javier Díaz-Giménez, Julián Díaz-Saavedra y Josep Pijoan-Mas
Comentarios de Juan F. Rubio-Ramírez

Introducción

**Samuel Bentolila, Michele Boldrin,
Javier Díaz-Giménez y Juan J. Dolado
(coordinadores)**

Este volumen está dedicado a las políticas económicas que podrían contribuir a que España escapase de una dramática crisis económica que dura ya tres años. Una crisis que había venido gestándose durante un periodo más prolongado y cuyos orígenes se remontan a un pasado lejano; a políticas económicas pretéritas que, desgraciadamente, aún siguen vigentes. Por tanto, y pese a su apariencia académica, éste es un volumen aplicado que discute políticas económicas reales, aun cuando éstas apenas reciban un tratamiento explícito en los ensayos aquí recogidos, al dedicarse primordialmente éstos a analizar hipótesis, hechos, modelos y mecanismos de causalidad. Es decir, el tipo de cosas que deberíamos conocer, y conocer bien, antes de diseñar políticas económicas. La idea es que, a fin de que las políticas económicas tengan un mínimo sentido y sean eficaces (y no lesivas, que es lo que suele suceder con muchas de ellas), estas políticas deben basarse en un análisis económico riguroso e incorporar la triste, pero invariablemente cierta, reflexión de que –en Economía, al igual que en cualquier otro ámbito de la vida– *nada es gratis*.

Entendemos que esta metodología ya no esté de moda y que se la considere especialmente molesta en estos días en que las decisiones cruciales de política económica se adoptan con arreglo a encuestas de opinión, intereses electorales, filiaciones partidistas e ideológicas, cabildeos de grupos de interés diversos e incluso preferencias personales de, o lealtades hacia, dirigentes políticos. Pese a todo esto, y quizás por ello mismo, los editores de este volumen prefieren insistir en que las buenas políticas económicas deben fundamentarse en un análisis socioeconómico serio. Y en este volumen lo hay.

En opinión de los editores –y, nos atreveríamos a decir, también de los autores que han contribuido a este volumen–, los ensayos aquí recogidos deberían leerse, al menos en España, como *prolegomena* a cualquier política macroeconómica razonable futura. El objetivo es que sean los pilares de un análisis sistemático orientado a identificar las causas de la enfermedad, la forma en que ésta se propagó por el cuerpo de la sociedad, su situación actual y su evolución probable. La última palabra no es nuestra: es preciso realizar nuevas investigaciones, como las parcialmente completadas desde la celebración de esta conferencia, hace casi un año, y como las que se acometerán en el futuro. Con todo, los ensayos aquí incluidos constituyen un esfuerzo singular por cimentar las futuras políticas económicas sobre una base sólida; un esfuerzo que podría servir como ejemplo para el futuro y como estímulo crítico a los dirigentes políticos de cualquier filiación. Algunos de los mejores economistas españoles, junto a una serie de afamados colegas internacionales, utilizan los instrumentos del análisis económico contemporáneo para tratar de comprender "lo que está pasando en España y sus causas". Aunque el análisis podría aún resultar incompleto, el diagnóstico es ahora mucho más claro que antes: este volumen contiene dieciocho ensayos (cada ensayo principal viene acompañado de un comentario crítico) orientados a estudiar *algunas* de las causas fundamentales de la actual crisis económica española. Los remedios –si existen, lo que no siempre ocurre– deberían derivarse de la aplicación del sentido común al diagnóstico disponible.

Los remedios son las políticas económicas a adoptar. Es importante darse cuenta de que, para muchos de los problemas que diagnosticamos, no está claro cuál podría ser el remedio. Para muchos otros, sin embargo, el remedio se deriva directamente del análisis presentado. Con la ayuda tanto de la visión retrospectiva –ha transcurrido casi un año desde la celebración de la conferencia y casi dos desde la concepción inicial de este proyecto: un lento proceso editorial tiene sus ventajas– como de los cimientos que aportan estos ensayos, el objetivo de la presente introducción consiste en aclarar qué políticas económicas podrían probablemente mejorar la situación y cuáles son totalmente inútiles, incluso perjudiciales, por

lo que no deberían adoptarse. No estamos seguros de cómo deba interpretarse este hecho, pero la verdad es que la mayoría de las políticas económicas que la clase dirigente española va aceptando, de forma lenta y dolorosa, como necesarias, se concibieron como tales en ensayos elaborados hace un par de años; simultáneamente, gran parte de las reformas señeras implícitamente propuestas en los ensayos siguientes aún distan de ser adoptadas o incluso aceptadas.

¿Qué ha sucedido en España durante los dos últimos años?

Un breve recordatorio de cómo han venido evolucionando las cosas a lo largo del tiempo resulta siempre útil. Esto es especialmente cierto cuando se intenta evaluar las políticas económicas vigentes en tiempo histórico real para examinar qué nos trajo a la situación actual y cómo llegamos hasta aquí.

En el verano de 2008, cuando este proyecto de investigación inició su andadura, la crisis económica española ya había comenzado, pese a las declaraciones oficiales. Aún no había llegado lo peor, pero la situación estaba clara para cualquiera que quisiera verla. El crecimiento económico había tocado techo, primero, para comenzar luego a desacelerarse a lo largo de aproximadamente un año, es decir, a partir del segundo trimestre de 2007 (véase el Gráfico 1). Durante el verano de 2008, los síntomas de la espectacular recesión en curso afloraban por todas partes. El caos ya había estallado en los mercados financieros estadounidenses y se aproximaba el dramático otoño de 2008, en que el colapso financiero se extendió a Europa y, durante un tiempo, a los mercados financieros de todo el mundo.

Pero la economía española no necesitaba la crisis financiera estadounidense para adentrarse en una auténtica recesión: los datos de inversión y acumulación de capital del Gráfico 2 demuestran sin lugar a dudas que la recesión comenzó en España mucho antes de la quiebra de Lehman y del colapso de los mercados financieros. La tasa de crecimiento de los precios de la vivienda en España había tocado techo previamente y venía desacelerándose de forma

acusada, mientras que las series temporales que reflejan los flujos de crédito a hogares y empresas habían comenzado a mostrar síntomas de recesión inminente incluso antes, a partir del último trimestre de 2006. En resumen: a finales de 2007, cualquier decisor económico con acceso a este tipo de información debería haber tenido claro que el ciclo de crecimiento iniciado en 1994 tocaba a su fin. Como todo economista sabe que la inversión es un indicador adelantado del ciclo, hacia el segundo trimestre de 2008 esta verdad debería haber sido evidente para cualquiera poco proclive a negar la realidad. La recesión española había comenzado, a consecuencia tanto de causas internas como de las perturbaciones financieras internacionales. Si las autoridades económicas hubieran prestado atención a los datos económicos disponibles, en vez de vivir en un mundo de fantasías retóricas, podrían y deberían haber adoptado medidas correctoras entre julio de 2007 y marzo de 2008. En cambio, no se hizo nada. Y no sólo a lo largo de esos pocos meses, sino durante unos dos años y medio: ha habido que esperar hasta el momento de redactar esta introducción –es decir, a comienzos de julio de 2010– para observar la adopción de medidas de política económica serias (aunque muy incompletas). El coste social de la inacción política puede calcularse en millones de parados y en miles de millones de renta evaporada.

A la altura de 2007, la versión oficial era que todo iba bastante bien, por lo que nadie debería estar preocupado. Un año después, a finales de la primavera de 2008, la versión oficial era que, en el peor de los casos, España venía experimentando una desaceleración de su proceso de crecimiento, una desaceleración debida casi por completo a las turbulencias financieras procedentes del otro lado del Atlántico y que podría manejarse a través de una rebaja impositiva temporal. Ésta fue la última decisión de política económica de Pedro Solbes: creó un bonito agujero en las cuentas públicas y, como cualquier otro plan de estímulo adoptado entre 2008 y 2009 por los gobiernos occidentales, sin lograr apenas resultados. Corrijamos: tuvo el efecto de incrementar el déficit público e iniciar una espiral fiscal adversa cuyas consecuencias a largo plazo venimos sufriendo actualmente. Pero al tomar esas medidas, debemos reconocer que el gobierno español estaba en buena compañía: persuadidos por los ejemplos

de las administraciones Bush y Obama en Estados Unidos, la mayoría de los gobiernos occidentales se convencieron de que algún tipo de dispendio en el gasto público crearía suficiente *demanda efectiva* para sacar a sus economías nacionales de la recesión. Por lo visto, no fue esto lo que sucedió. Pese al evidente fracaso de este denominado *enfoque keynesiano* de la política económica, toda una variedad de expertos, e incluso de economistas anteriormente serios, se transformaron en ideólogos y continuaron predicando dicha ilusión por todo el mundo: cuidado con sus sermones, porque los análisis aquí recogidos demuestran que no se trata de una mera ilusión, sino de una ilusión perniciosa.

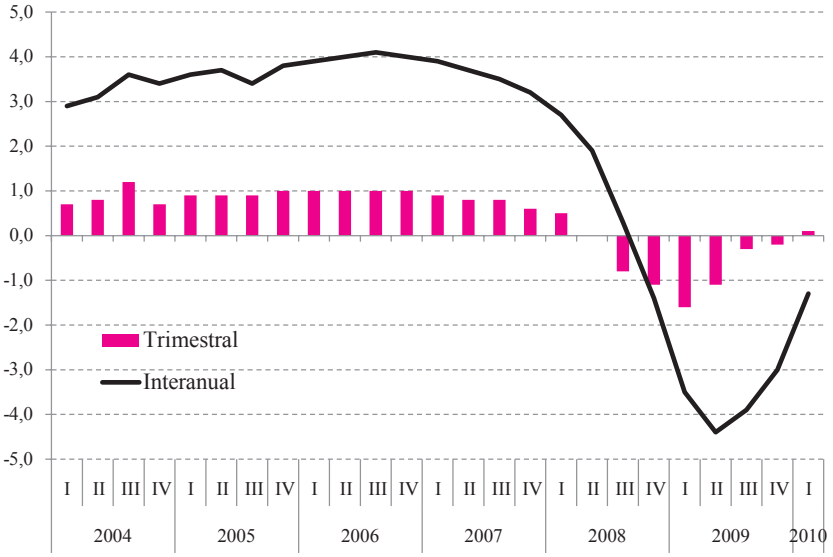
El estímulo de Solbes funcionó tan mal que la recesión sufrió un claro y dramático agravamiento tras su aplicación. En ese momento, y sólo en ese momento, también se hizo oficial en nuestro país que la situación de la economía no era, en realidad, de desaceleración, sino de recesión, y posiblemente seria. Incluso entonces, el argumento subyacente en la respuesta de la política económica era que nos enfrentábamos a una fuerte *perturbación de demanda* causada por el excesivo endeudamiento de los hogares estadounidenses y el colapso financiero que había provocado. Las raíces internas de la crisis –es decir, el hecho de que la debacle financiera estadounidense fuera únicamente el detonante que había hecho estallar una bomba diferente y más peligrosa– eran sistemáticamente ignoradas en los círculos políticos dominantes. De ahí la idea de que lo que España necesitaba era capear el temporal y estimular la demanda (con gasto público adicional: quizá elevando los salarios de los empleados públicos una pequeña cantidad extra...) mientras se esperaba la llegada de la inevitable recuperación. No se trataba de que el mecanismo de crecimiento español se hubiera detenido y necesitara reparación urgente, o incluso su sustitución: era simplemente una fluctuación cíclica normal.

En consonancia con esta visión oficial, durante la primavera de 2009 –algunos meses antes de la conferencia en la que se presentaron, discutieron y criticaron estos trabajos– la posición oficial era que lo peor de la crisis había pasado y que las medidas

de "estímulo" adoptadas, tanto en España como en la mayoría de (pero no en todos, véase más adelante) los países occidentales, venían surtiendo efectos beneficiosos sobre la economía. En aquel momento, la prensa española comenzó a llenarse de *brotes verdes*: las raíces de este particular tipo de mala hierba se localizaban entre el Palacio de la Moncloa y la Calle de Alcalá.

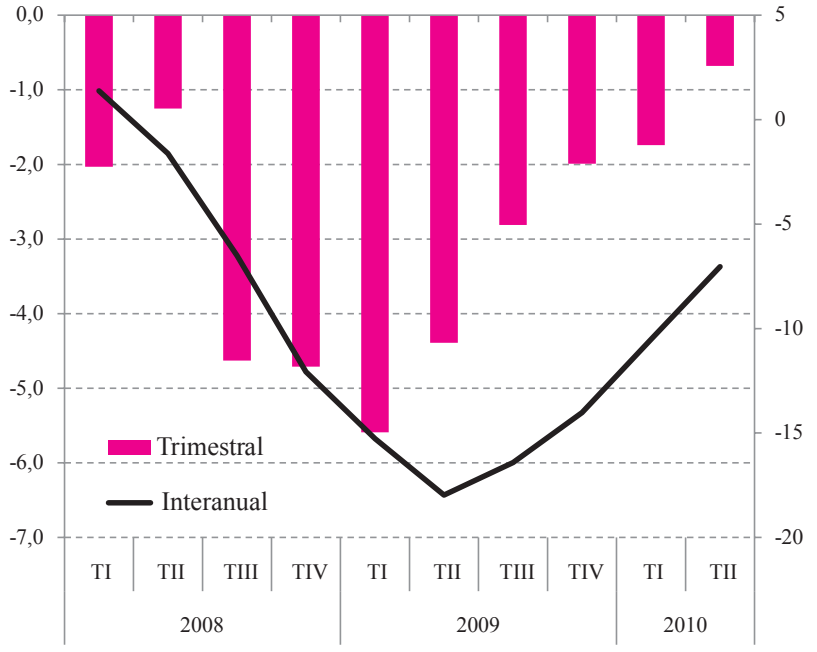
La idea era que, hacia la primavera de 2009 (¡hace más de un año!), la recesión había concluido y la recuperación había comenzado: sus síntomas, los brotes, estaban por todas partes para quienes quisieran verlos. Por este motivo, este volumen se inicia con un ensayo de Máximo Camacho, Gabriel Pérez-Quirós y Pilar Poncela que se plantea la clásica pregunta coyuntural: ¿Ha concluido la recesión? ¿Existen *brotes verdes*? El análisis es técnico, pero la respuesta básica es sencilla: posiblemente en Estados Unidos, quizá en el núcleo de la Unión Europea (UE-15), seguramente no en España. Es importante resaltar que el trabajo se elaboró entre mayo y octubre de 2009, cuando los medios de comunicación españoles parecían incapaces de hablar de otra cosa que no fueran los *brotes verdes*. Como la metodología estadística de nuestros autores implica también utilizar indicadores informales para evaluar la fase del ciclo económico en que se encuentra un país, sus resultados se ven parcialmente afectados por el encaprichamiento transitorio de los medios de comunicación con los citados brotes. Éste es el motivo por el que, en sus conclusiones, Camacho, Pérez-Quirós y Poncela llaman a la cautela: "En España, los signos de recuperación son más leves, especialmente cuando los indicadores informales se excluyen del conjunto de datos utilizados". El comentarista de su trabajo fue Toni Espasa, quien redobló la advertencia contra el optimismo artificial que flotaba en el aire en aquel momento y avisó de que "si por recuperación entendemos que la tasa de crecimiento intertrimestral de algún tipo de tendencia subyacente del Producto Interior Bruto (PIB) español ha experimentado un crecimiento positivo, entonces la probabilidad de estar en recuperación es baja". En otras palabras: al margen de las ilusiones que había venido alimentando el gobierno, no existía evidencia alguna de recuperación inminente en los datos españoles de hace alrededor de un año.

Gráfico 1. Variación del Producto Interior Bruto en España (%)



Fuente: Contabilidad Nacional, Instituto Nacional de Estadística.

Gráfico 2. Formación Bruta de Capital Fijo en España (%)



Fuente: Contabilidad Nacional, Instituto Nacional de Estadística.

Si bien, de nuevo, este hecho fue alegremente ignorado durante otros seis u ocho meses, hasta que la otra cara de la crisis, el insostenible crecimiento de los déficit presupuestarios, y por tanto de las deuda pública de los países, quedó dramáticamente en evidencia. Lo que nos lleva a las dificultades actuales y a los dos últimos ensayos de este volumen. Pero antes de llegar allí, examinemos muy brevemente la situación desde una perspectiva de largo plazo.

En el origen de la actual recesión

Una de las causas de la actual recesión española ha sido el hundimiento del sector de la construcción. Existen otras causas, como veremos en un momento, pero el sector de la construcción desempeñó un papel protagonista en el crecimiento sostenido iniciado en 1995 y en el espectacular desplome que comenzó a mediados de 2007. Mejor dicho, no el hundimiento sino el final de un ciclo de crecimiento muy dilatado (y en ciertos aspectos, saludable) de la construcción, que se descontroló, transformándose en un burbuja inmobiliaria hacia el año 2005. A partir de esa fecha, apenas caben dudas de que la explosión, tanto de los precios como de la actividad constructora, tuvo escaso sentido económico. Esta explosión pudo reflejar expectativas incorrectas, distorsiones en los mercados inmobiliarios y de la construcción, excesiva disponibilidad de crédito barato o la fiebre especulativa que alimenta siempre las burbujas antes de estallar. Lo más probable es que obedeciera simultáneamente a todos los motivos mencionados.

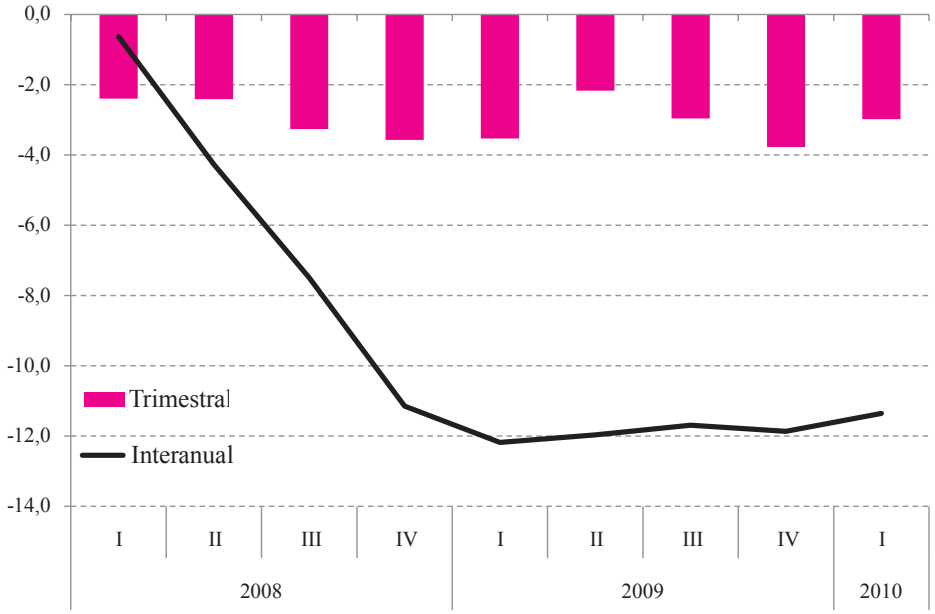
José García-Montalvo aportó una excelente discusión del último motivo citado: este autor entiende sin duda que el principal desencadenante de la explosión inmobiliaria española fue algún tipo de mecanismo que generó una burbuja irracional, una opinión que ha mantenido consistentemente durante una serie de años pero que tiene problemas a la hora de explicar el saludable crecimiento de los precios y de la oferta de vivienda en España durante la década 1995-2005. Carlos Garriga, el autor del ensayo principal, no lo ve de

esa manera y rechaza explicar 12 años de crecimiento de la oferta de vivienda sobre la base de una ilusión colectiva. Garriga muestra que, durante un prolongado periodo, el crecimiento del sector de la construcción en España se cimentó en fundamentos razonables y medibles, a los cuales (crédito más barato y de mejor calidad, elevada inmigración, crecimiento de la renta y de la demanda de viviendas más amplias y mejores) el sector inmobiliario respondió de la forma que predice la teoría económica convencional. La oferta aumentó, lentamente al comienzo y muy deprisa al final, con incrementos de los precios durante un tiempo para ajustar el rápido crecimiento de la demanda a una expansión más lenta de la oferta.

Aunque el ejercicio cuantitativo de Garriga capta una parte sustancial del auge hasta 2005 aproximadamente, no consigue explicar porqué los precios y la oferta continuaron subiendo por encima de lo que parecía razonable, dando lugar al dramático estallido de la burbuja del que hemos sido testigos. Lo que nos deja con la pregunta de política económica del billón de dólares: ¿Cómo pudo, entonces, desarrollarse durante dos o tres años una burbuja de sustanciales proporciones a partir de una década de crecimiento saludable? Expresado de otra forma: ¿Por qué el crecimiento de los precios inmobiliarios y de la actividad constructora no se desaceleró en 2005, para dar paso a algún tipo de *aterrizaje suave*?

Ésta es una incógnita que los economistas y, sobre todo, las autoridades económicas deberían despejar antes de decidir cuál es la política económica que debe adoptarse para evitar los perjuicios de futuros auges y declives del sector inmobiliario. Porque, como ilustran con claridad los datos del Gráfico 3, la espectacular recesión del sector español de la construcción está causando daños irreparables: nos encontramos celebrando el undécimo trimestre consecutivo de crecimiento negativo, mientras la tasa interanual de contracción del sector lleva seis trimestres situada por encima del 10%. ¿Qué está impidiendo que el sector de la construcción en España toque fondo e inicie la recuperación? La respuesta a esta pregunta no estaba clara hace un año, ni tampoco lo está ahora.

Gráfico 3. Variación del Valor Añadido Bruto en la Construcción en España (%)



Fuente: Contabilidad Nacional, Instituto Nacional de Estadística.

Para tratar de ofrecer una respuesta a esta pregunta, vale la pena prestar atención a dos factores con frecuencia ignorados, a saber, la facilidad (o dificultad) con que las empresas con problemas financieros pueden quebrar y ser sustituidas por otras más saneadas y el papel que desempeñan las cajas de ahorro, habitualmente controladas por dirigentes políticos y grupos de interés locales, en la gestión de esos mecanismos de expansión y contracción. Marco Celentani, Miguel García-Posada y Fernando Gómez Pomar analizan el primer factor, mientras que Vicente Cuñat y Luis Garicano discuten el segundo. Celentani, García-Posada y Gómez Pomar sugieren que la legislación concursal española adolece de una serie de graves defectos, con incentivos perversos en el proceso de creación y destrucción de empresas. Este tema es muy técnico, por lo que no se presta a una discusión ligera como la que aquí se pretende. No obstante, las autoridades económicas que lean este volumen deberían detenerse en el ensayo de Celentani, García-

Posada y Gómez Pomar y anotar en sus agendas la necesidad de introducir reformas significativas en la legislación concursal y sobre creación de empresas en España.

Cuñat y Garicano adoptan una postura firme al sugerir que la cualificación y pericia profesional de las personas que dirigen las cajas de ahorro tiene relevancia en su resultado final. Los datos muestran que las cajas de ahorro dirigidas por antiguos políticos desempeñaron un papel protagonista en la burbuja española posterior a 2005, cosechando resultados bastante peores que los del resto de instituciones financieras españolas. Este peor desempeño diferencial lo estamos conociendo en la actualidad por los periódicos. Cuñat y Garicano insisten además en que, aun dentro del conjunto de cajas de ahorro, se observan diferencias dependiendo de si una caja concreta está dirigida por banqueros profesionales o por antiguos dirigentes políticos reconvertidos en gestores. En su magistral comentario, Rafael Repullo no excluye que los autores estén en lo cierto. Aún así, este comentarista aconseja, con razón, no depositar una excesiva confianza en un conjunto de datos relativamente escaso y problemático. Un punto cuyas implicaciones de política económica abordaremos más adelante. Por ahora, continuemos con las causas de la crisis, ya que éstas trascienden el papel desempeñado por unas cajas de ahorro mal gestionadas y por una legislación concursal de estilo decimonónico.

Jesús Fernández-Villaverde y Lee Ohanian sitúan los acontecimientos en perspectiva, la perspectiva internacional, que siempre es útil para entender qué parte de la actual crisis española obedece a perturbaciones externas. Nuestra lectura es la siguiente: no muy grande. Además, estos autores sitúan la actual crisis española en perspectiva histórica, insistiendo en que, pese a su evidente gravedad, está resultando (al menos en el momento de redactar su ensayo e incluso hasta hoy) menos brutal que la sufrida en España entre 1975 y 1985, de la cual el país emergió transformado y capaz de crecer como (casi) nunca antes. En la primera parte de su capítulo, el lector encontrará una excelente discusión de lo ocurrido en España durante los últimos quince años en el contexto de la evolución de

la economía mundial. En la segunda parte, los autores construyen un modelo de equilibrio general dinámico calibrado, incorporando las habitualmente denominadas fricciones financieras, y lo utilizan para cuantificar los efectos que algunas de las posibles variaciones exógenas, que los economistas académicos llaman *perturbaciones*, pudieran haber tenido sobre la crisis española. Sus resultados son dispares: por una parte, una adecuada combinación de unas y otras perturbaciones (de preferencias, financieras, de productividad) podría explicar en buena medida la magnitud de la contracción observada en la producción. Pero es cierto que, por otra parte, el origen y la identidad de todas esas fuertes *perturbaciones* resultan algo esquivos con la evidencia disponible, y que tanto la duración de la fase recesiva como la profundidad de la contracción en el empleo y la actividad inversora son de difícil explicación en el contexto del modelo adoptado por Fernández-Villaverde y Ohanian.

El comentarista de este ensayo, Jaume Ventura, afirma que es posible que el modelo utilizado pueda explicar gran parte de la contracción de la producción, pero se pregunta si existe alguna conexión entre lo que los autores enuncian con palabras en la primera parte de su trabajo (y en las conclusiones) y lo que realmente expresan sus ecuaciones. Ventura no admite compromisos, y no debería, ya que tanto Fernández-Villaverde como Ohanian son investigadores maduros. Los lectores que no se sientan plenamente seguros en aguas académicas podrían encontrar este debate algo críptico, pero no lo es, por lo que deberían intentar leerlo y comprenderlo. Su esencia reside tanto en las singularidades del ejercicio de Fernández-Villaverde y Ohanian –un modelo de economía cerrada con una política monetaria independiente no es la mejor caracterización de la economía española– como en una cuestión de ámbito más general en torno a cuáles son los modelos de análisis científico capaces de decir algo sobre la realidad y cuáles no, que nos dejan en manos de intuiciones, conjeturas, opiniones y demás. Se trata de un debate relevante en todo momento, pero especialmente importante hoy en día: frente a dificultades novedosas y aún por experimentar, tanto los dirigentes políticos como la opinión pública vienen solicitando remedios rápidos y, a ser posible, reconfortantes. Estos remedios

podrían no existir y no debería culparse a los economistas, al menos no a estos economistas, si algunas de las recetas fáciles actualmente adoptadas terminan teniendo efectos desastrosos de aquí a unos pocos años. El debate entre Ventura y Fernández-Villaverde y Ohanian –en torno a lo que el modelo de estos últimos realmente muestra y lo que ellos afirman que hace– arroja luz sobre los límites del conocimiento en el diseño de políticas económicas. Así como sobre los límites de las políticas económicas para "resolver" problemas.

Lo que nos lleva al ensayo de Michele Boldrin, J. Ignacio Conde-Ruiz y Javier Díaz-Giménez, donde se sostiene la imposibilidad de conciliar el proceso de crecimiento español en su conjunto (al menos desde la época de la transición a la democracia) con los tradicionales modelos macroeconómicos de crecimiento. La economía española viola demasiados hechos estilizados: su evolución a largo plazo dista de parecerse a un proceso de crecimiento equilibrado o de convergencia (una afirmación con la que el comentarista está en desacuerdo, ver más adelante). Y las dinámicas históricas del empleo, la productividad del trabajo y las participaciones de los factores en la renta contrastan de forma acusada con las predicciones de los modelos de crecimiento tradicionales. Tras documentar estos hechos y resaltar que, a partir de 1978, el crecimiento español se ha manifestado en dos ciclos de crecimiento muy prolongados –el comprendido entre 1986 y 1993 y el que acaba de terminar–, los autores concluyen que la principal causa de las anomalías detectadas es la peculiar forma en que el proceso de determinación de los salarios reales interacciona con las ganancias de productividad. Durante el primer ciclo se observaron ganancias de productividad relativamente elevadas, ya que las empresas se vieron obligadas a lidiar con un mercado de trabajo muy rígido en el que, pese a los elevados niveles de desempleo, las presiones salariales eran aún intensas. Este hecho dio lugar a un proceso de crecimiento distorsionado, con muy escasa creación de nuevos empleos y donde los aumentos de los salarios reales absorbían todas las ganancias de productividad. Durante el segundo ciclo de crecimiento, el mercado de trabajo se segmentó en una parte aún muy protegida y en otra completamente

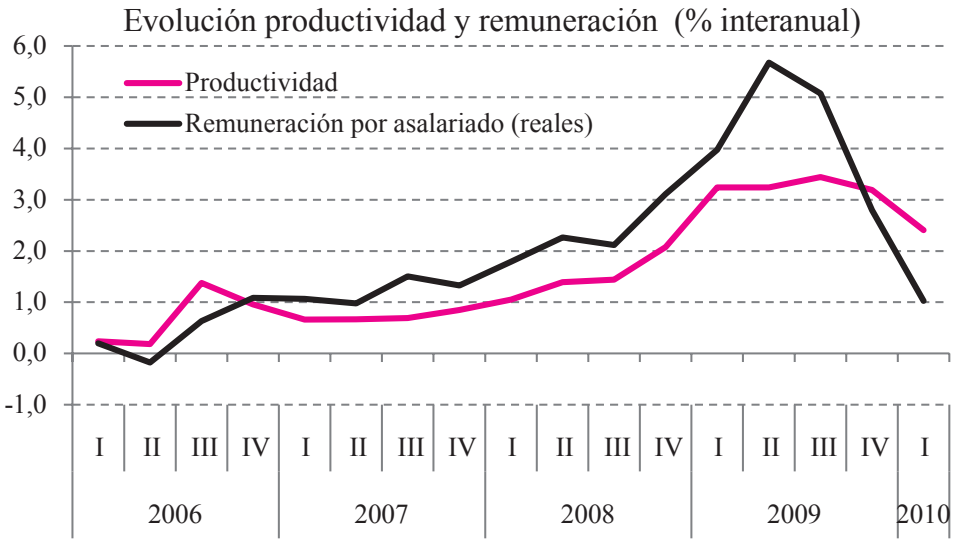
desprotegida; esta última se expandió aún más a raíz de la llegada de casi cinco millones de inmigrantes en menos de una década. Esta vez se registró un crecimiento del empleo, aunque concentrado en los trabajadores desprotegidos y caracterizado por una atonía de la productividad y unos salarios estancados. Estos empleos baratos y poco productivos fueron luego eliminados con facilidad en cuanto llegó la recesión. De aquí se deriva el problema que aún seguimos afrontando un año después: ¿Qué medidas deberían adoptarse para que el mercado de trabajo español tuviera un comportamiento *normal* y para ofrecer a las empresas españolas incentivos a invertir en (y cosechar beneficios mediante) aumentos de la productividad del trabajo, en vez de contratar grandes volúmenes de trabajadores baratos y fácilmente prescindibles? Más adelante retomaremos esta importante cuestión.

Rodolfo Manuelli, el comentarista, no está totalmente de acuerdo y cree que muchos aspectos del crecimiento español no difieren tanto de los que caracterizan a otros países: España es un país (¿antaño?) pobre de Europa, que trata de converger con el líder mundial (Estados Unidos) y que no lo logra (al igual que el resto de Europa, que aparentemente no ha convergido al nivel de renta estadounidense). Desde la perspectiva de Manuelli, España no tiene nada de especial: como el resto de Europa, tras haber alcanzado en torno a un 70% de la productividad y de la renta per cápita estadounidenses, la convergencia se ralentizó, permaneciendo a una distancia constante respecto del líder. En este sentido, si existe una enfermedad que viene afectando a la economía española, esa enfermedad es común a la mayoría de los países europeos. En opinión de Manuelli, el principal factor determinante de esa enfermedad podría ser la acumulación de capital humano, que viene evolucionando en Europa a un ritmo mucho más lento que en Estados Unidos. Dada la creencia generalizada, aun cuando ningún ensayo de este volumen se dedique a este tema, en que el sistema educativo español –especialmente los institutos de bachillerato y las universidades– no está haciendo una buena labor, así como en el grave deterioro de la calidad de su producto durante las dos últimas décadas, este mecanismo causal (sistema educativo mediocre →

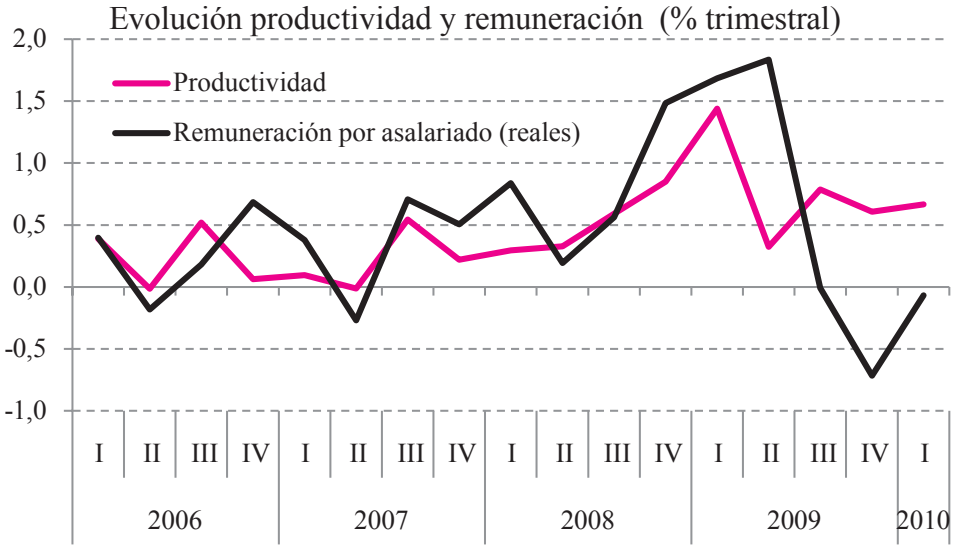
bajo capital humano → población activa poco cualificada → empleos temporales y baratos → falta de productividad del trabajo) sin duda merece una atención más seria por parte de las autoridades económicas y de los investigadores.

Por otra parte, como muestra un trabajo no publicado de Florentino Felgueroso y Sergi Jiménez-Martín, aunque quizá España no sea tan "diferente", bien es cierto que lo que ha ocurrido durante las dos últimas décadas sugiere algunos motivos fundamentales de preocupación. El mercado de trabajo español no parece funcionar del mismo modo que otros mercados laborales; el proceso de adopción de nuevas tecnologías y los factores conducentes a aumentos de la productividad parecen quedar bloqueados en periodos normales, para activarse únicamente durante recesiones profundas. Los Gráficos 4a y 4b confirman que, al igual que en 1993-1994, la productividad del trabajo también ha crecido durante la actual recesión por encima de su exiguo ritmo promedio a largo plazo; además, únicamente tras muchos meses de paro creciente, la tasa de crecimiento de los salarios comenzó por fin a desacelerarse durante el tercer trimestre de 2009. Resulta sorprendente que el crecimiento de los salarios, en tasa interanual, haya sido sustancialmente mayor que el de la productividad durante la mayor parte de la desaceleración y la posterior recesión y que esa relación sólo se haya invertido en fechas muy recientes. Dicho de otra forma: aparentemente, en España, para elevar la productividad del trabajo es necesario despedir a varios millones de trabajadores y que el paro alcance el 20%. Sólo en estas circunstancias extremas, las empresas obtienen ganancias de productividad y los salarios crecen menos de lo habitual, volviendo a sincronizarse con el crecimiento de la productividad del trabajo. Un sistema como éste, para bien o para mal, sólo puede crecer a base de auges y recesiones, por lo que resulta muy indeseable.

Gráficos 4a y 4b. Variación de la productividad aparente y de la remuneración del trabajo en España



Fuente: Contabilidad Nacional, Instituto Nacional de Estadística.



Fuente: Contabilidad Nacional, Instituto Nacional de Estadística.

Tres problemas estructurales españoles

Que el mercado de trabajo es un problema, y muy serio, queda documentado en el primer ensayo del tercer grupo, elaborado por Samuel Bentolila, Pierre Cahuc, Juan J. Dolado y Thomas Le Barbanchon, así como en los comentarios de Gilles Saint-Paul. El ejercicio llevado a cabo en el artículo principal es sencillo: construir un modelo básico del mercado de trabajo con negociación bilateral sujeto a procesos estocásticos razonablemente realistas de las perturbaciones de productividad. A continuación, calibrar el modelo dos veces, en primer lugar con las instituciones del mercado de trabajo y las reglas contractuales españolas y después con las francesas. Seguidamente, simular los dos modelos en escenarios macroeconómicos razonables, en particular el posible impacto sobre los dos mercados de una recesión de magnitud similar a la que aún venimos experimentando. Por último, comparar los resultados. Resulta destacable que pese a una caída del PIB en España similar a la de Francia, de hecho algo menor en el momento de escribirse el artículo, el empleo haya colapsado en España en comparación con Francia. Los autores sostienen que un tercio o más de esa diferencia se debe a la existencia, en España, de trabajadores totalmente desprotegidos que desempeñan (mejor dicho, desempeñaban) puestos de trabajo amparados en contratos temporales. A diferencia de Francia, donde estos contratos son significativamente menos importantes y las reglas de despido difieren menos entre trabajadores protegidos y desprotegidos, la abundante presencia de estos últimos en España ofrece a las empresas un incentivo para *despedir a la primera de cambio*, sin hacer ningún esfuerzo por retener a los trabajadores, elevar su productividad o negociar sus salarios. El comentarista, pese a mostrar algunas reservas sobre los aspectos técnicos del trabajo, parece estar de acuerdo con su mensaje principal.

Esto nos lleva al debate actual, de hecho al Real Decreto-Ley de reforma del mercado de trabajo que acaba de aprobar el Gobierno español en junio de 2010, ligeramente modificado en la redacción definitiva de la ley de reforma aprobada en septiembre. ¿En qué

sentido la investigación aquí reseñada avala la reforma propuesta o, en cambio, la contradice? El ensayo de Bentolila *et al.* apunta claramente en una dirección que es la que la posterior reforma ha seguido. Este trabajo señala que la brecha en los costes de despido entre trabajadores indefinidos y temporales es el factor singular más importante que induce la dualidad del mercado de trabajo y el exceso de volatilidad del empleo en España. La reforma ha abordado este aspecto mediante una reducción de las indemnizaciones por despido de los contratos indefinidos y un ligero aumento de las de los contratos temporales, a un ritmo moderado en el tiempo. Dado que el ensayo es anterior a la reforma, no nos dice si los cambios efectivamente introducidos en las indemnizaciones serán suficientes para reducir de forma significativa la tasa de empleo temporal. Nuestra conjetura actual es que no lo conseguirán: cualquier medida que no pase por la creación de un único contrato laboral, posiblemente con unas indemnizaciones por despido crecientes con la antigüedad en la empresa, parece incapaz de lograr este objetivo.

Otro aspecto crucial es la negociación salarial, que la reforma laboral de 2010 apenas ha modificado. El ensayo de Bentolila *et al.* presenta una versión simplificada de la negociación salarial, donde empresas y trabajadores cuentan con el mismo poder de negociación, supone que la negociación es muy similar en Francia y España, y no discute cuáles serían las reformas deseables en este área. En torno a este aspecto, podemos volver al trabajo de Boldrin, Conde-Ruiz y Díaz-Giménez, donde se sostiene que si el mercado de trabajo fuera completamente rígido y estuviera controlado por los sindicatos, se lograría un crecimiento de la productividad aunque sin empleo, mientras que si se mantuviera aislada una parte del mercado de trabajo (empleos indefinidos) y se permitiera a la otra parte del mercado (empleos temporales) convertirse en una jungla, entonces las empresas se beneficiarían de la jungla. La implicación es, por tanto, directa: simplemente deberíamos dejar funcionar al mercado en lugar de regularlo en exceso intentando que logre objetivos inalcanzables que acaban redundando en una situación mucho peor.

Hablando de problemas estructurales y de reformas sin coste (al menos para el erario público), éste es el momento adecuado para volver a los dos ensayos de Cuñat y Garicano y de Celentani, García-Posada y Gómez Pomar, a los que ya nos hemos referido previamente. Ambos trabajos presentan implicaciones de política económica claras y directas. Celentani, García-Posada y Gómez Pomar son muy explícitos sobre las medidas que deberían adoptarse. Aunque los autores presentan sus conclusiones con la característica humildad habitual, en muy pocas palabras sugieren una serie de cambios que el legislador podría introducir fácilmente. Permítasenos citarlos de forma textual.

Las implicaciones de política económica se derivan directamente de su trabajo: eliminar lo que los autores han identificado como las causas del rompecabezas concursal español. En sus propias palabras: "Apoyaríamos un régimen concursal que proteja en mayor medida los derechos de los acreedores (por ejemplo, facilitando que un acreedor pueda proponer la liquidación o un plan de reorganización), ofrezca mayores posibilidades de influir en la designación de administradores concursales profesionales (posiblemente con la activa implicación de los acreedores en el nombramiento, como ocurre en los sistemas alemán o británico) y reduzca el temor de los directivos de las empresas a que un agente externo, como el juzgado encargado del procedimiento de quiebra, pueda imponerles graves sanciones, en función de un criterio tan vago y impreciso como la culpa grave en la gestión de un negocio".

Estos cambios, argumentan los autores, podrían facilitar y dotar de mayor transparencia al proceso de destrucción de empresas inviables, generando así incentivos a la creación de empresas nuevas y viables. Tano Santos está en principio de acuerdo pero advierte del hecho de que la Ley Concursal acaba de sufrir cambios recientes (2004) y de que el antiguo rompecabezas podría desaparecer en la medida en que los datos de la actual recesión muestran un impresionante aumento del número de procedimientos de quiebra solicitados en España. Aunque este comentarista acepta la idea general de Celentani, García-Posada y Gómez Pomar (es decir, que

la vieja reglamentación española favorecía al deudor en detrimento de los acreedores), también sospecha que algo podría haber cambiado con la nueva legislación y que el citado sesgo podría haber desaparecido, al menos en parte. Esto nos llevaría a suscribir una recomendación para la autoridad económica algo más matizada: debería mantenerse una estrecha vigilancia de los procedimientos de quiebra y de los datos que éstos generan, para estar en disposición de intervenir si la evolución de la recesión sugiriese la prevalencia del antiguo sesgo o, por el contrario, la aparición de un nuevo sesgo de signo contrario.

Las sugerencias de Cuñat y Garicano también son muy claras: introducir mecanismos (por ejemplo, en el proceso regulador) de forma que la gestión de las cajas de ahorro, incluso de las más pequeñas, recaiga en banqueros profesionales de probada experiencia y buen desempeño previo. Los políticos y sus pares aún pueden formar parte de sus Consejos de Administración y ofrecer directrices generales a los gestores profesionales, así como mostrar sus preferencias políticas sobre el destino de los beneficios generados en la actividad crediticia, pero, por favor, déjese la operativa en manos de gestores profesionales. Lo que nos lleva a añadir algo a sus recomendaciones, sobre la base de una interpretación libre de los comentarios críticos realizados por Rafael Repullo. La idea es que, aun cuando puedan mantenerse dudas estadísticas razonables sobre la existencia de un efecto causal que fluya desde la profesionalidad de los gestores de una determinada caja hacia los resultados de esa misma caja, la evidencia disponible arroja pocas dudas sobre el hecho siguiente: con pocas, muy pocas, excepciones, los resultados del sector de cajas de ahorro han sido mucho peores que los del sector de banca privada en España. Los periódicos españoles llevan reflejando este hecho desde hace al menos un año, por lo que no nos molestaremos en documentarlo aquí de nuevo. El citado hecho, no obstante, sugiere la posibilidad y necesidad de contemplar otra reforma, más allá de una regulación que garantice una mayor profesionalidad de la alta dirección de las cajas españolas, a saber, su privatización.

Tras la exitosa experiencia italiana de los primeros años noventa, existe un sencillo procedimiento para privatizar todas las cajas en un horizonte de cinco a siete años. Este proceso consta de tres etapas: (i) aportar el patrimonio de la Caja X a una fundación, que llamaremos Fundación X; (ii) la Fundación X, ahora única propietaria y con un Consejo de Administración idéntico al de la Caja X, transforma esta última en una sociedad de responsabilidad limitada mediante la emisión de acciones, de las que posee el 100%; (iii) la Fundación X procede, a lo largo de una serie de años, a vender sus acciones de la Caja X en el mercado hasta que su cartera se encuentre totalmente diversificada y no posea más de un 5% del valor bursátil total de la Caja X. Fin de la historia. Mientras tanto, el regulador deberá cerciorarse de que estos procesos –conforme tienen lugar–fomentan, y no reducen, la competencia y la libertad de entrada en el sector bancario español.

Podríamos decir que no existe mejor modo de aproximarse a las cuestiones candentes de política económica que abordar la situación de las cajas. De hecho, en el momento de escribir estas líneas se acaba de aprobar el Real Decreto-Ley de Órganos de Gobierno y de otros aspectos del Régimen Jurídico de las Cajas de Ahorro. El decreto coincide con varias de las recomendaciones que hacen Garicano y Cuñat en su ensayo. Así, para el momento en que este volumen vea la luz, las autoridades económicas podrían ya haber cerrado el tema de "las cajas de ahorro", si bien nosotros apostamos a que el problema no se habrá resuelto realmente. Por el simple hecho de que –apostando de nuevo, pero señalando que nos encantaría que los hechos nos obligaran a pagar lo apostado– el sistema político español no parece que tenga intención de renunciar a su poder sobre las cajas y privatizarlas. Es una lástima, aunque por ello la lectura de este volumen vaya a ser de utilidad durante un periodo de tiempo más largo, ya que, más pronto o más tarde y por el bien de España, las cajas tendrán que privatizarse y convertirse en bancos normales.

La política fiscal y sus peligros

Hablando de cuestiones de política económica candentes, ¿cuál son los actuales problemas de la política fiscal? Al organizar la conferencia, los vimos venir en cierto modo (pero no del todo, como señalaremos en un momento) pese a las (entonces) "espléndidas" condiciones de las finanzas públicas españolas. Por este motivo, los dos últimos capítulos del libro están dedicados a la política fiscal, es decir, a los impuestos y al gasto público: el tipo de temas que vienen ahora debatiéndose cada mañana, tarde y noche. ¿Debemos reducir el gasto público de forma permanente? ¿Debemos subir los impuestos? ¿Qué impuestos? ¿Y si, en cambio, gastamos algo más al estilo *keynesiano* (JMK, perdónanos)? ¿No existe un multiplicador mágico que resolverá nuestros problemas presentes incurriendo simplemente en un gasto algo mayor financiado por un endeudamiento algo mayor? Después de todo, ¡eso es lo que dice una autoridad como Paul Krugman!

Éstas son las cuestiones candentes del momento y las que R. Anton Braun y Javier Díaz-Giménez, por un lado, y Juan C. Conesa, Javier Díaz-Giménez, Julián Díaz-Saavedra y Josep Pijoan-Mas, por otro, tratan de abordar en sus respectivos ensayos. Existe aquí una interesante contradicción: ambos artículos se concibieron en 2008 y están basados en los datos entonces disponibles, que no recogían el espectacular desplome de los ingresos fiscales que España iba a experimentar durante ese año y el siguiente, ni el incremento sustancial del gasto público derivado de las diversas políticas keynesianas adoptadas desde entonces por el gobierno español. Así pues, el punto de partida de los dos trabajos es un relativo optimismo con respecto a las finanzas públicas, aun cuando uno de ellos se pregunte cuáles serían los efectos de elevar el Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) en torno a dos puntos (Conesa *et al.*) y el otro se cuestione, en primer lugar, si existe un multiplicador y, en segundo lugar, cuánto tiempo deberíamos seguir utilizando el instrumento del gasto público. Alrededor de año y medio después de su concepción, ¿qué lecciones podemos extraer de estos dos ensayos en circunstancias completamente distintas, al menos desde la perspectiva de la política fiscal?

En nuestra opinión, el artículo de Braun y Díaz-Giménez debería contemplarse como el origen de una paradoja teórica (posiblemente intencionada): si los modelos neokeynesianos actualmente tan de moda (que predicen enormes efectos multiplicadores del gasto público cuando el tipo de interés nominal es próximo a cero) fueran correctos, entonces España debería estar creciendo hoy como "alma que lleva el diablo". Como consecuencia, la recaudación impositiva española debería haberse recuperado lo suficiente para disipar los actuales temores sobre el déficit fiscal y la deuda española debería estar negociándose a la par o incluso con una prima favorable. Como ninguno de estos hechos está teniendo lugar –en realidad, ocurre exactamente lo contrario–, sólo nos quedan dos conclusiones: o bien el volumen de gasto público que el gobierno español inyectó en el sistema fue insuficiente para activar el multiplicador mágico (ésta es, después de todo, la actual opinión de Krugman y los keynesianos acérrimos) o esos modelos están reñidos con la realidad, por lo que deberían rechazarse como instrumentos para orientar la política económica.

El enfoque del gasto "insuficiente" es casi imposible de descartar, si bien, entonces, el trabajo de Braun y Díaz-Giménez pasa a ser de gran utilidad por su paralelismo con Japón. No tanto debido al paralelismo, que Josep Pijoan-Mas critica con sólidos argumentos en su comentario, sino debido a que el estímulo fiscal parece haber fracasado estrepitosamente incluso en Japón, un país en el que realmente es difícil sostener que el estímulo fue pequeño. Cuando un país triplica con creces su ratio de deuda pública sobre el PIB en unos quince años, alcanzando un nivel récord del 200% mientras mantiene los tipos de interés nominales en cero o cercanos a cero durante todo el periodo, y aún así no se observan señales de efecto multiplicador alguno, entonces resulta algo más difícil tomar en serio las ideas keynesianas. Ésta es, alrededor de un año después, la lección positiva que, en nuestra opinión, debe extraerse de la contribución de Braun y Díaz-Giménez. Una lección a la que no sólo se alude sino que queda en cierta medida recogida (aunque no de forma tan explícita) en la discusión de Pijoan-Mas, cierto que redactada con la ventaja que el paso del tiempo nos ofrece a todos.

El artículo de Conesa *et al.*, por otra parte, tiene como objetivo calcular el impacto cuantitativo de una medida muy concreta, la subida de la tributación del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) en un 2%, sin pretender transmitir una mensaje de política económica más general. Pero también este ejercicio, en combinación con la perspicaz discusión de Juan Rubio-Ramírez, nos enseña algo muy útil sobre la gran dificultad que entraña la política económica y sobre lo arriesgada que es la tarea de quienes se ven obligados, o deciden, utilizar un modelo agregado formal para hacer predicciones sobre medidas concretas. El modelo aquí utilizado no es keynesiano, sino neoclásico, lo que significa no sólo que los precios son flexibles, sino también que los hogares son muy sensibles a la tributación en sus decisiones de cuánto trabajar y consumir. En particular, como en esta clase de modelos los agentes económicos ofrecen trabajo con el fin de consumir, la imposición sobre el consumo reduce su incentivo a ofrecer trabajo. Por tanto, la producción se reduce, que es lo que predicen las simulaciones presentadas en el artículo. Con arreglo a estas simulaciones, el triste mensaje es que las subidas de los tipos impositivos del IVA, adoptadas por el gobierno español y muchos otros gobiernos europeos desde finales de 2009, tendrán grandes efectos recesivos.

De hecho, en la actualidad venimos experimentando los efectos de una subida muy reciente del IVA (del 1 de julio de 2010) y las finanzas públicas españolas han mostrado en los meses previos algún síntoma de una pequeña recuperación de la recaudación impositiva, una recuperación que (junto con los recortes del gasto público adoptados en mayo de 2010) ha mantenido por ahora a raya las tensiones financieras sobre la deuda española. Los efectos directos de la subida del IVA sobre la oferta de trabajo y el PIB son aún inobservables y serán muy difíciles de observar en los datos, ante la gran cantidad de otros factores, nacionales e internacionales, que afectan a la demanda agregada española. Con todo, el ejercicio llevado a cabo en esta contribución sigue siendo instructivo en tanto que también confirma la gran dificultad de utilizar modelos formales para realizar predicciones de política económica y ratifica las obligadas grandes dosis de cautela de los asesores de política

económica antes de señalar a las autoridades económicas que "tal o cual política" resulta ciertamente adecuada para tratar el problema en cuestión. También en este caso, como en el anterior, el comentarista realiza un buen trabajo, al hacer uso del análisis retrospectivo para situar en perspectiva algunas de las fuertes predicciones del ejercicio y al plantear las oportunas dudas sobre la conveniencia de tomar esas predicciones al pie de la letra.

Es interesante resaltar que toda la evidencia disponible en este momento (de comienzos de julio de 2010) sugiere que, si el modelo keynesiano tradicional exagera notablemente la relevancia del *multiplicador* del gasto público, el modelo neoclásico tradicional exagera notablemente la relevancia del *divisor* de los impuestos. Es ciertamente posible sostener que la impresión que uno tiene, es decir, que ninguna de esas dos medidas ha afectado mucho a la actividad económica española entre 2009 y 2010, obedece al hecho de que ambas se han cancelado mutuamente, de forma que sus efectos han sido aproximadamente equiparables en tamaño pero de signos opuestos. Al igual que ocurre con el argumento de que el gasto público es muy escaso, éste también resulta casi imposible de descartar. Aún así, uno tiene la tentación de preguntarse a qué viene tanta preocupación con todo este activismo de la política fiscal si el efecto neto es cero. En realidad, no ha sido cero sino negativo: las turbulencias financieras que España ha atravesado durante los seis últimos meses (y que sigue atravesando) han tenido un efecto adverso sobre el conjunto de bancos, empresas y ciudadanos españoles. Este efecto podría haberse evitado si las autoridades económicas no hubieran (primero) aceptado tan religiosamente las promesas del multiplicador y no hubieran más tarde esperado tanto tiempo en entender la necesidad de subir algunos impuestos y de reducir algunos gastos públicos.

El déficit y el endeudamiento público aportan el engarce obvio entre los dos ensayos sobre política fiscal aquí incluidos: los estímulos fiscales generan déficit y, cuando el multiplicador no funciona (como suele suceder), esos déficit se traducen en deuda que debe ser financiada primero y devuelta más tarde. Como hemos aprendido

una vez más, aunque ya deberíamos haberlo sabido, resulta difícil financiar deuda adicional en medio de una crisis financiera, de ahí que para calmar la ansiedad de los mercados financieros un país deba mostrar que realmente es capaz de hacer frente al servicio de su deuda. A este fin, el país debe subir los impuestos o recortar drásticamente el gasto público, unas medidas muy costosas de adoptar siempre, al menos desde la óptica política –si no desde la óptica económica, como los modelos neoclásico y keynesiano respectivamente predicen–. Este razonamiento nos lleva a la misma conclusión a la que habíamos llegado anteriormente: las autoridades económicas deberán tener cuidado, mucho cuidado, con las recetas simples y rápidas que demasiados expertos y asesores de política económica les ofrecen en cuanto hay un problema que *resolver*. La mayoría de los problemas económicos no tienen soluciones simples y fáciles, pues por eso mismo se les denomina *problemas*.

Conclusiones

En resumen: ¿es éste un volumen útil tanto para autoridades económicas como para expertos? Creemos que sí, pero no por las razones normalmente aducidas: aparte de los dos o tres casos anteriormente señalados, que no obstante son importantes, a saber las cajas de ahorros, la legislación concursal y el mercado de trabajo, este volumen no contiene recomendaciones de política económica fáciles, sencillas y a corto plazo. Por el contrario, los ensayos aquí recogidos parecen pregonar un par de temas comunes.

El primer tema es que las políticas económicas tienen importancia sobre todo a largo plazo. El jugueteo a corto plazo con los impuestos y el gasto (o con la política monetaria, cuando el Banco de España estaba a su cargo) podría tener algunos efectos, pero éstos son modestos (si son positivos) o muy nocivos (si son potentes). Los efectos reales ocurren a largo plazo y afectan a la economía por las vías, aun previsibles, más extrañas. A veces, a través del mercado de trabajo (se introducen los contratos temporales a finales de la década de los ochenta, pero estallan una década después); a veces, a través de la política monetaria y la regulación bancaria (se

reducen los tipos de interés reales y se deja que las cajas se pongan al servicio de los políticos locales y se encuentra uno con una burbuja inmobiliaria media década después); a veces, a través del sistema educativo (se extiende la educación a todos pero se presta poca atención a su calidad, y una década o más después aparecen generaciones de jóvenes graduados nominalmente educados pero con escasa cualificación de facto); y, a veces, a través de la creación y destrucción de empresas (esas pequeñas reglamentaciones burocráticas que el legislador establece para crear o disolver una empresa, resultan de aplicación a millones de empresas, y esos millones de empresas constituyen la economía del país).

El segundo tema es que la política económica no puede sustraerse a la historia. Un país es lo que la historia ha hecho de él y, en el proceso de desarrollo económico, la política económica *non facit saltus*. Lo que, en lenguaje llano, significa que no se puede sacar un "nuevo modelo de crecimiento" de la chistera y pretender su existencia por el mero hecho de haber recibido la aprobación política durante su anuncio en el Parlamento. El crecimiento procede de los trabajadores que tenemos, las empresas que tenemos, las reglas del juego que tenemos y las instituciones que tenemos. Todos estos factores cambian lentamente, algunos con mayor lentitud que otros, y ninguno de ellos es capaz, por ejemplo, de transformar Andalucía en el sur de California únicamente porque un dirigente político quiera que eso suceda y declare que debería suceder. Sí, estaría bien si fuera factible, pero por desgracia no lo es. Así pues, es mejor no hacer promesas vanas a los ciudadanos: todos sabemos que no pueden cumplirse. Se les deben prometer cambios pequeños, lentos y continuos en la dirección correcta: si se persevera en la reforma del sistema, eso es lo que realmente puede conseguirse... y ya es mucho.

¿Brotes verdes? ¿Dónde, cuándo y cómo?

Máximo Camacho
Universidad de Murcia

Gabriel Pérez-Quirós
Banco de España y CEPR

Pilar Poncela
Universidad Autónoma de Madrid

1. Introducción

En medio de la actual recesión, los analistas, las autoridades económicas y los periodistas han utilizado la expresión *brotes verdes* para referirse a indicios que señalan el final del periodo recesivo. Aunque Norman Lamont, entonces Canciller del Tesoro británico, fue la primera persona en utilizar esta expresión durante la recesión de 1991, su popularidad se debe a Ben Bernanke, Gobernador de la Reserva Federal, cuando el 15 de marzo de 2009 afirmó que detectaba *brotes verdes* de recuperación económica. A partir de esa cita, se ha hecho un uso intensivo de la expresión, con más de 189 millones de búsquedas en Google.

La expresión *brotes verdes* no siempre se ha utilizado con criterios científicos, principalmente por dos motivos. En primer lugar, el término es muy impreciso, atribuyendo a sus usuarios la necesidad de identificar dónde, cuándo y cómo aparece la recuperación, básicamente en función de sus propias creencias. Es evidente que

los síntomas de recuperación no aparecen en todos los indicadores económicos de todos los países con la misma intensidad y al mismo tiempo. De ahí que el usuario escéptico tienda a acentuar el tono negativo de ciertos indicadores, mientras que el usuario optimista tenga la tentación de subrayar los indicios positivos proporcionados por otros indicadores. Quizá sea la falta de precisión en la definición de *brotes verdes* lo que también dificulta las comparaciones internacionales sobre la existencia de dichos brotes. En segundo lugar, en el proceso de búsqueda de *brotes verdes*, los recientes avances en las tecnologías de la información han incrementado de forma exponencial el número de variables con información sobre la economía, acelerando a ritmos nunca vistos su frecuencia de actualización. El coste de comprobar en tiempo real el calendario de publicación de las variables, los últimos datos publicados y sus revisiones dificulta enormemente la labor de actualización del analista al evaluar diariamente si los brotes son realmente verdes.

El objetivo de este trabajo consiste en ofrecer a los agentes económicos una definición estadística de la expresión *brotes verdes* de fácil interpretación por parte de la opinión pública. En concreto, decimos que existen *brotes verdes* si la probabilidad de que la economía se encuentre en recesión en el periodo t con la información disponible hasta ese periodo es pequeña. Esta definición soslaya los dos problemas anteriormente citados asociados al creciente uso de la expresión *brotes verdes*. En primer lugar, la probabilidad de recesión deja de ser un término impreciso. La inferencia sobre el estado del ciclo se calcula a partir de un modelo estadístico aplicado a los datos, por lo que es transparente y objetivo. Además, como las probabilidades de recesión carecen de unidades de medida, es fácil llevar a cabo comparaciones internacionales. En segundo lugar, si la probabilidad de recesión se calcula sobre la base de un conjunto de variables que los agentes consideran representativas de la actividad económica, porque las variables seleccionadas son buenas aproximaciones de la actividad económica general, dicha probabilidad de recesión debería ser un "estadístico suficiente" para los analistas con el consiguiente ahorro de tiempo y coste para ellos. Nuestra pretensión es, a través de un sencillo algoritmo de cálculo,

obtener una cifra de fácil interpretación que los usuarios puedan actualizar cuando lo necesiten.

Para el cálculo de probabilidades, proponemos un modelo factorial dinámico construido a partir de un conjunto de indicadores económicos que capta las etapas de expansión y recesión como cambios de régimen no observados en la media del factor común. La variable de estado no observada que controla los cambios de régimen se modeliza, al igual que en Hamilton (1989), como un proceso de Markov, pero difiere en una serie de aspectos importantes de otros métodos utilizados en la literatura. En primer lugar, la mayoría de las aplicaciones empíricas ajustan el proceso de cambio de régimen de Markov a la serie del Producto Interior Bruto (PIB), suponiendo que esta variable capta toda la información relevante sobre el estado de la economía. Sin embargo, el comité que se encarga del fechado de ciclos del National Bureau of Economic Research (NBER) define la recesión no sólo como una caída del PIB sino como una caída significativa y generalizada de la actividad económica normalmente visible en la producción, el empleo, la renta real y otros indicadores. Además, aunque estos modelos suelen ser bastante precisos dentro de la muestra (*in-sample*) para identificar los ciclos económicos, el desfase temporal en la publicación de las cifras del PIB hace que pierdan su atractivo a la hora de evaluar en tiempo real la situación actual de la economía. Por ejemplo, en la fecha en que se está redactando este artículo (4 de octubre de 2009), el último dato publicado de PIB de Estados Unidos corresponde al segundo trimestre de 2009. Para calcular la probabilidad de estar hoy en recesión, debemos usar la última observación disponible (2009: II) y, con esa información, predecir la probabilidad de estar en recesión en el presente trimestre (2009:IV). Esto significa perder una información extremadamente valiosa aparecida desde junio hasta octubre.

En segundo lugar, en la línea marcada por Diebold y Rudebusch (1996), algunas propuestas recientes (Kim y Yoo, 1995, Chauvet, 1998, y Kim y Nelson, 1998) estiman diferentes versiones de modelos factoriales dinámicos con cambio de régimen de tipo markoviano

que captan tanto la noción de comovimientos de los indicadores mensuales a lo largo del ciclo económico, como la noción de cambio de régimen. Los indicadores utilizados en estas propuestas se basan en la tradición del modelo factorial dinámico lineal del indicador coincidente de Stock y Watson (1991): siguiendo la lógica de la Contabilidad Nacional de que el PIB puede aproximarse por el lado de la renta, de la oferta y de la demanda, estos autores seleccionan el índice de producción industrial (lado de la oferta), las ventas totales (lado de la demanda) y la renta personal en términos reales (lado de la renta), añadiendo una variable de empleo para captar la idea de que la productividad no sufre cambios drásticos de un periodo a otro. Aunque la inferencia de estas propuestas sobre el estado del ciclo económico ha sido muy precisa, se puede mejorar en varias direcciones. La principal restricción que existe hasta la fecha es la necesidad de disponer de conjuntos de paneles de datos completos, lo que implica que los modelos eran incapaces de superar algunos problemas habituales asociados a la predicción en tiempo real como la existencia de datos de distintas frecuencias y el hecho de no disponer de todos los datos para todas las variables simultáneamente.

Creemos que al incorporar estos dos aspectos a los modelos dinámicos multivariantes no lineales podemos ofrecer una potente herramienta econométrica para dar un tratamiento técnico a la definición de *brotes verdes*, así como a la datación del ciclo, la intensidad y la forma de la recuperación.

En líneas generales, nuestros resultados sugieren que un modelo factorial dinámico con cambio de régimen de Markov es un filtro potencialmente muy útil para transformar la información de un amplio conjunto de indicadores económicos en probabilidades de recesión. Ofrecemos evidencia formal sobre la rapidez con que el análisis en tiempo real puede identificar el último punto de inflexión cíclico en Estados Unidos, la zona del euro[1] y España. Nuestro modelo confirma la presencia de *brotes verdes* en esas tres economías, con

1. Los detalles de la aplicación del modelo a la zona del euro pueden verse en Camacho *et al.* (2010b).

diferente intensidad y perfiles temporales en cada una de ellas. Además, confirmamos que la aparición de la citada expresión en la prensa se adelantó en cierta medida a su confirmación por los datos, aun cuando estos últimos incluyen variables con un claro componente de expectativas.

La estructura del artículo es la siguiente. La Sección 2 describe los resultados del análisis univariante convencional que utiliza datos de PIB. La Sección 3 discute la extensión multivariante en un modelo a pequeña escala sin variables de expectativas. La Sección 4 analiza los resultados de un modelo de mediana escala con variables de expectativas. La Sección 5 se dedica al análisis en tiempo real de las predicciones. Por último, la Sección 6 presenta las conclusiones.

2. Análisis univariante

Hamilton (1989) propuso por vez primera un excelente marco de análisis de series temporales para el estudio del ciclo económico. Supongamos que el valor esperado de una serie temporal, y_t, cambia entre dos diferentes estados del ciclo económico, habitualmente denominados expansiones y recesiones. En notación matemática, se supone que $E(y_t) = \mu_0$ si la economía se encuentra en expansión, y que $E(y_t) = \mu_1$ si la economía está en recesión. En su propuesta original, Hamilton (1989) supone que la serie temporal es el crecimiento del PIB y que, aparte de los procesos de transición entre expansiones y recesiones, la serie presenta una dinámica autorregresiva. Su especificación econométrica es

$$y_t = \mu_{s_t} + u_t, \tag{1}$$

donde u_t sigue un proceso AR(4), y s_t es un variable de estado no observable que toma el valor 0 en las expansiones y 1 en las recesiones. Se supone que la variable de estado sigue una cadena de Markov de orden uno, lo que implica que

$$p(s_t = j \mid s_{t-1} = i, s_{t-2} = h, ..., I_{t-1}) = p(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = p_{ij} \tag{2}$$

donde $i, j = 0,1$, e I_t es el conjunto de información hasta el periodo t.

Recientemente, Camacho y Pérez-Quirós (2007) han mostrado que, cuando se tiene adecuadamente en cuenta la transición entre medias que dependen del estado de ciclo, entonces la correlación serial que caracteriza a los cambios de régimen sustituye a la correlación serial que normalmente se modelizaría mediante estructuras autorregresivas. En consecuencia, los modelos que captan de forma precisa la secuencia de recesiones y expansiones son dinámicamente completos y no es necesario incluir parámetros autorregresivos adicionales para captar la dinámica de la serie. En estos casos, el modelo propuesto será

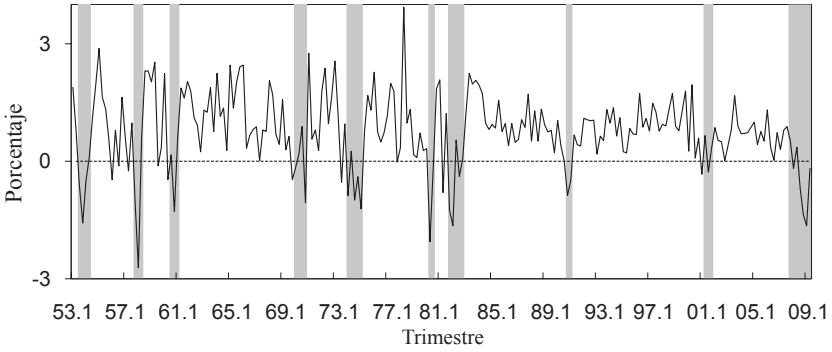
$$y_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t, \tag{3}$$

donde ε_t es una secuencia incorrelacionada de errores gaussianos con media cero y varianza σ^2.

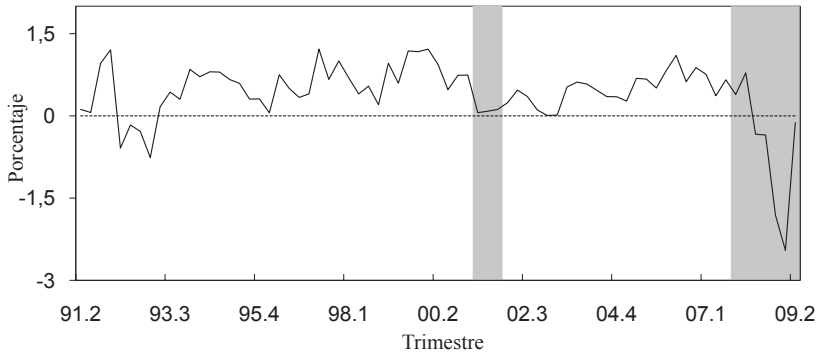
El Gráfico 1 muestra la tasa de crecimiento del PIB real de cada una de esas tres economías para el periodo muestral más amplio del que se dispone (descargado el 4 de octubre de 2009), junto con las áreas sombreadas que indican los periodos de recesión datados por el NBER. En Estados Unidos, los datos cubren el periodo que va entre 1953:I y 2009:II, mientras que en la zona euro abarcan desde 1991: I hasta 2009:II. En el caso de España, utilizando la última serie de datos publicada por el Instituto Nacional de Estadística, disponemos de cifras desde 1970:I hasta 2009:II. Como se supone en el sencillo modelo univariante de cambio de régimen de Markov, las series de PIB presentan tasas de crecimiento negativas durante la mayor parte de las recesiones datadas por el NBER. El Gráfico 2 presenta las probabilidades filtradas dentro de la muestra (in-sample) de que las economías estadounidense, de la zona euro y española estén en recesión estimadas a partir del modelo de la expresión (3). Como ilustra el panel del caso estadounidense, si solamente utilizamos los datos del PIB sin referencia alguna a lo que pueda haber manifestado el NBER, obtenemos un fechado de las recesiones muy similar al que tradicionalmente ha utilizado el NBER. Además, con la última información disponible, la probabilidad de que estas economías se encuentren en recesión es aún muy alta.

Gráfico 1. Tasas de crecimiento del PIB

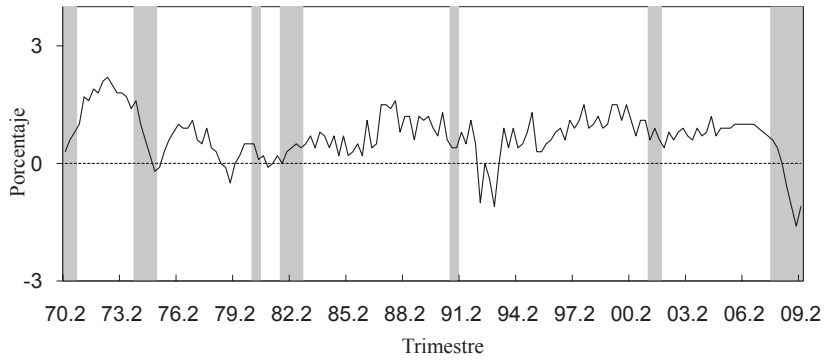
EE.UU.: Tasas de crecimiento del PIB, 1953:I – 2009:II



Zona del euro: Tasas de crecimiento del PIB, 1993:I – 2009:II



España: Tasas de crecimiento del PIB, 1970:I – 2009:II



Nota: Las áreas sombreadas corresponden a las recesiones identificadas por el NBER.

El Cuadro 1 muestra los coeficientes estimados por máxima verosimilitud del modelo (3). Señalamos los resultados más interesantes. En primer lugar, para todo periodo muestral y área económica considerados, la inclusión de la reciente recesión (panel izquierdo) conlleva medias positivas en el estado $s_t = 0$ y medias negativas en el régimen representado por $s_t = 1$. En consecuencia, podemos asociar el primer régimen a las expansiones y el segundo régimen a las recesiones. En segundo lugar, las expansiones son, en general, más persistentes que las recesiones, ya que las estimaciones de p_{00} son mayores que las de p_{11}. Las comparaciones internacionales revelan que aunque las recesiones aparentemente son más persistentes en el caso de la zona del euro y de España, parece que este resultado depende en buena medida de las diferentes muestras utilizadas para obtener las estimaciones de los parámetros, ya que la persistencia de las recesiones en Estados Unidos pasa a ser similar a la existente en los dos casos de ámbito europeo cuando la muestra estadounidense utilizada es comparable a las otras dos. En tercer lugar, condicionado a estar en el estado i, puede derivarse el número esperado de meses que duran las fases del ciclo económico como $(1-p_{ii})^{-1}$, así como la amplitud esperada de ese estado como $\mu_i(1-p_{ii})^{-1}$. En Estados Unidos, la duración y amplitud esperadas de una expansión típica son 16,67 trimestres y 17%, respectivamente, mientras que esas cifras se reducen en el caso de las recesiones a 3,84 trimestres y 1,61%. Estas estimaciones están en consonancia con el conocido hecho de que las recesiones son, en promedio, más cortas y leves que las expansiones. A fin de examinar el grado en que la actual recesión difiere de las anteriores, el panel derecho del Cuadro 1 recoge las estimaciones de los parámetros de cambio de régimen de Markov obtenidos a partir de una muestra que concluye a finales de 2007. En este caso, la previsión es que las recesiones duren 3,44 trimestres e impliquen una pérdida del 1,17%, es decir, cifras próximas a las estimaciones arriba citadas. Por ahora, esta recesión ha durado 7 trimestres y ha ocasionado una pérdida del 3,14%, de forma que está siendo más persistente y severa de lo esperado. En cuarto lugar, y por lo que se refiere a las comparaciones internacionales, cabe señalar que las recesiones en la zona del euro

se prevén más largas (5,88 trimestres) y profundas (pérdidas del 4,52%), aunque estos resultados obedecen básicamente al reducido tamaño muestral del PIB europeo. En el caso de España, las recesiones previstas son las más duraderas (8,33 trimestres) pero las más suaves (pérdida del 0,66%).

Cuadro 1. Coeficientes estimados en el modelo de cambio de régimen de Markov

Incluida la última recesión						Excluida la última recesión					
Muestra	μ_0	μ_1	σ^2	p_{00}	p_{11}	Muestra	μ_0	μ_1	σ^2	p_{00}	p_{11}
EE.UU.											
1953:I	1,02	-0,42	0,60	0,94	0,74	1953:I	1,02	-0,34	0,60	0,94	0,71
2009:II	(0,08)	(0,26)	(0,06)	(0,02)	(0,10)	2007:IV	(0,08)	(0,31)	(0,06)	(0,03)	(0,12)
1974:I	0,92	-0,53	0,50	0,95	0,74	1974:I	0,93	-0,43	0,50	0,96	0,69
2009:II	(0,07)	(0,27)	(0,06)	(0,02)	(0,13)	2007:IV	(0,07)	(0,35)	(0,06)	(0,02)	(0,12)
1991:III	0,76	-0,92	0,24	0,99	0,94	1991:III	0,95	0,46	0,18	0,92	0,88
2009:II	(0,07)	(0,26)	(0,06)	(0,02)	(0,10)	2007:IV	(0,11)	(0,16)	(0,04)	(0,09)	(0,11)
Zona del euro											
1991:III	0,56	-0,77	0,17	0,97	0,83	1991:III	0,64	0,01	0,09	0,95	0,80
2009:II	(0,05)	(0,15)	(0,03)	(0,02)	(0,14)	2007:IV	(0,05)	(0,11)	(0,02)	(0,04)	(0,13)
España											
1974:I	0,91	-0,08	0,21	0,97	0,88	1974:I	1,17	0,45	0,17	0,93	0,95
2009:II	(0,05)	(0,12)	(0,03)	(0,02)	(0,06)	2007:IV	(0,13)	(0,09)	(0,02)	(0,04)	(0,03)
1991:III	0,84	-0,74	0,12	0,97	0,86	1991:III	0,85	-0,51	0,09	0,98	0,78
2009:II	(0,05)	(0,12)	(0,03)	(0,02)	(0,06)	2007:IV	(0,04)	(0,14)	(0,02)	(0,01)	(0,18)

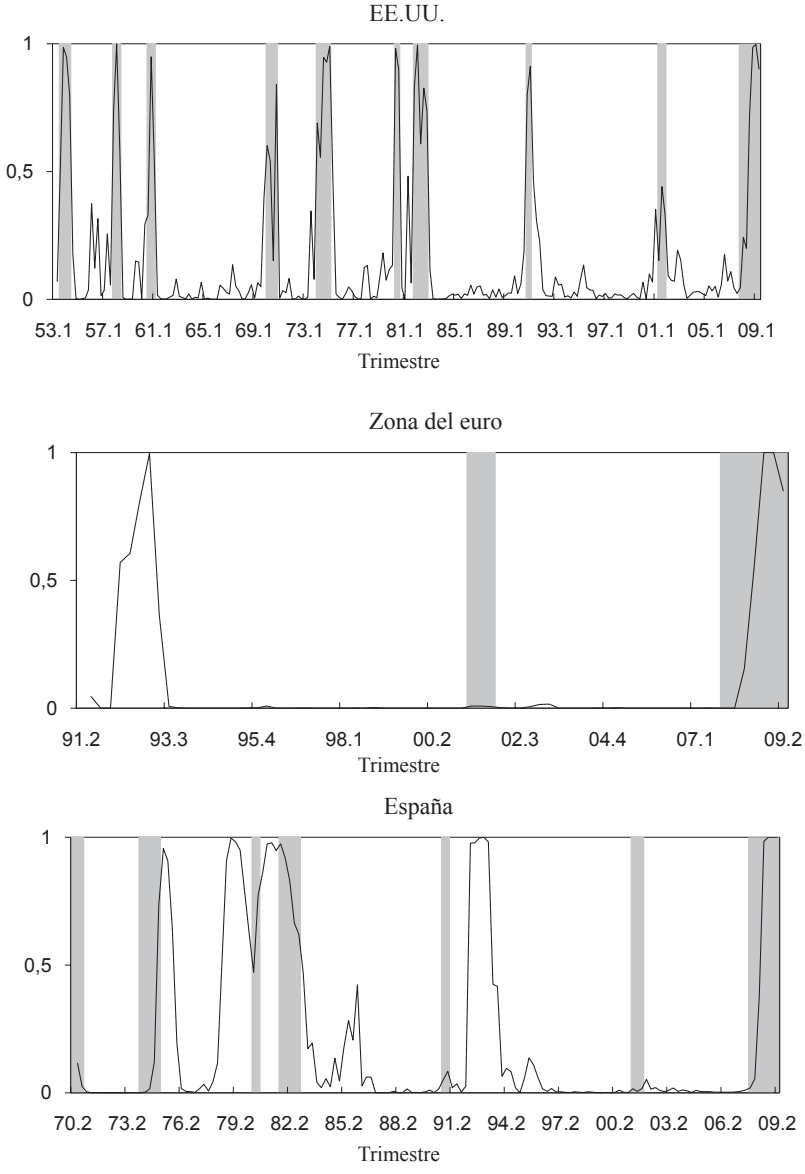
Nota: El modelo estimado es $y_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t$, donde y_t es la tasa de crecimiento del PIB, $\varepsilon_t \sim iidN\left(0,\sigma^2\right)$ y $p\left(s_t = i / s_{t-1} = j\right) = p_{ij}$.

La capacidad de los modelos univariantes de cambio de régimen de Markov para obtener inferencias sobre el ciclo económico en tiempo real merece un comentario final. La elevada coincidencia en periodos de cambio de régimen de las probabilidades calculadas y

de las fases del ciclo económico estadounidense identificadas por el NBER que se observa en el Gráfico 2 puede dar la impresión de que los sencillos modelos univariantes de cambio de régimen de Markov aplicados al PIB se ajustan extremadamente bien al ciclo económico. No obstante, los buenos resultados dentro de la muestra (*in-sample*) observados en dicho Gráfico resultan algo engañosos porque lo que se muestran son las probabilidades filtradas de estar en recesión en un determinado trimestre sobre la base de las tasas de crecimiento del PIB hasta ese trimestre, que obviamente se desconocen cuando se realizan inferencias en tiempo real. Como la publicación de las cifras de PIB suele ser unos 45 días posterior al final del trimestre respectivo, el último trimestre para el que pueden realizarse inferencias de este tipo es el segundo trimestre de 2009. Para inferir la probabilidad de estar en recesión en el vigente trimestre (cuarto de 2009), es necesario obtener predicciones de las probabilidades dos periodos hacia delante. Para analizar el efecto del prolongado desfase temporal en la publicación del PIB sobre la inferencia con respecto al ciclo económico, el Gráfico 3 muestra las predicciones de las probabilidades dos periodos hacia delante[2]. Este gráfico nos permite cuestionar la capacidad de los modelos univariantes de cambio de régimen de Markov para inferir probabilidades de recesión en tiempo real: en todas las recesiones, las señales para el seguimiento de la evolución cíclica son poco potentes y llegan demasiado tarde. En consecuencia, la forma natural de proceder parece ser añadir indicadores económicos mensuales que incorporen información más contemporánea sobre el estado del ciclo económico.

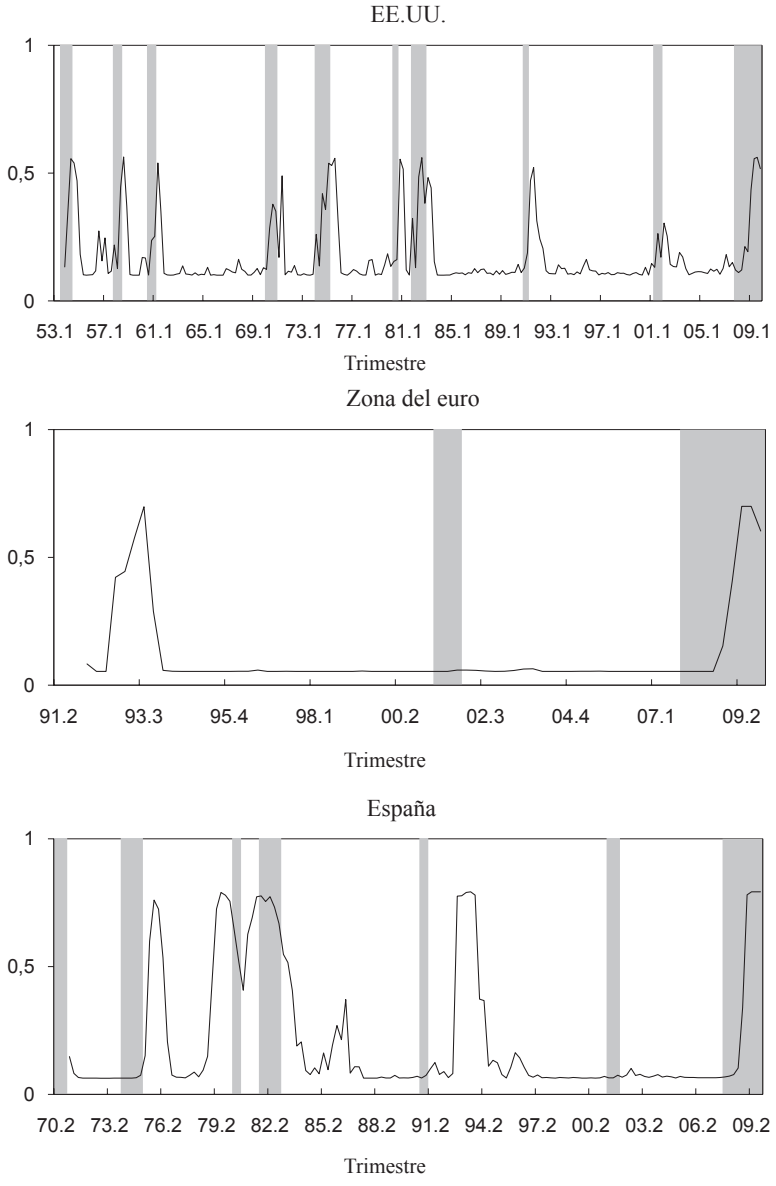
2. Obsérvese que este ejercicio no tiene en cuenta el efecto de las revisiones de los datos, el cual amplificaría el deterioro de la identificación dentro de la muestra (*in-sample*) de los ciclos económicos.

Gráfico 2. Probabilidades filtradas de recesión a partir de las tasas de crecimiento del PIB



Nota: Las áreas sombreadas corresponden a las recesiones identificadas por el NBER.

Gráfico 3: Probabilidades filtradas de recesión dos periodos por delante a partir de las tasas de crecimiento del PIB



Nota: Las áreas sombreadas corresponden a las recesiones identificadas por el NBER.

3. Análisis multivariante

La introducción de mejoras en el modelo de cambio de régimen markoviano del PIB para incorporar indicadores económicos puede resultar conveniente por dos motivos. En primer lugar, porque al publicarse con un menor desfase temporal, pueden añadir información más contemporánea. En segundo lugar, porque de encontrarse sincronizados con el PIB, podrían contribuir a mejorar la señal de aparición de puntos de cambio en la fase del ciclo económico. Con esta finalidad, Kim y Yoo (1995), Chauvet (1998) y Kim y Nelson (1998) combinaron el modelo factorial dinámico y el de cambio de régimen de Markov para incorporar las dos características básicas de los indicadores del ciclo económico: comovimiento y asimetría. Aplicaciones recientes del modelo pueden encontrarse en Chauvet y Hamilton (2006) y Chauvet y Piger (2008). Sin embargo, estas propuestas empíricas no permiten tratar la falta de datos que aparece en los datos medidos con distintas frecuencias o en los paneles de datos incompletos. Camacho, Pérez-Quirós y Poncela (2010a) justifican que es posible tratar la falta de datos en estos modelos si extendemos al modelo no lineal de cambio de régimen de Markov la propuesta de Mariano y Murasawa (2003). En este trabajo aplicamos dicha extensión.

1. Marco teórico

Comencemos con un modelo factorial dinámico de un solo factor común, el índice que queremos construir, que sigue un proceso de cambio de régimen de Markov. Sea $\mathbf{x}_t = (x_{1,t},...,x_{N,t})'$ el vector de N series temporales observadas que es generado por el factor común no observado, f_t, y por N componentes específicos o idiosincrásicos

$$\underset{N\times 1}{\mathbf{x}_t} = \underset{N\times 1}{\Lambda(B)}\ \underset{1\times 1}{f_t} + \underset{N\times 1}{\mathbf{u}_t}, \tag{4}$$

donde $\Lambda(B) = (\Lambda_1(B), \Lambda_{2,}(B)..., \Lambda_N(B))'$ es la matriz de carga de los factores, con $\Lambda_i(B) = \beta_0^i + \beta_1^i B + ... + \beta_{q_i}^i B^{q_i}$, siendo B el operador de retardos. El factor común sigue un proceso autorregresivo de cambio de régimen de Markov con media cambiante:

$$f_t = \mu_{s_t} + \frac{a_t}{\phi(B)}, \tag{5}$$

donde $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - ... - \phi_p B^p$. Suponemos que s_t evoluciona según una cadena de Markov irreducible con 2 estados cuyas probabilidades de transición vienen definidas en (2). También consideramos que los componentes específicos o idiosincrásicos presentan la siguiente estructura dinámica

$$\begin{matrix} \mathbf{F}(B) & \mathbf{u}_t & = & \varepsilon_t, \\ N \times N & N \times 1 & & N \times 1 \end{matrix} \tag{6}$$

donde $\mathbf{F}(B) = diag(F_i(B))$ es una matriz diagonal que recoge la dinámica específica de de cada perturbación idiosincrásica, con $F_i(B) = 1 - \phi_{i1} B - ... - \phi_{ip_i} B^{p_i}$, $i = 1, ..., N$, y ε_t es un ruido blanco multivariante de media cero con matriz de covarianzas diagonal Σ_ε [3].

2. Selección de variables

Para que la estimación de este modelo no lineal sea factible, el número de variables a analizar debe ser reducido y la selección de variables a incluir en el análisis debe realizarse de forma cuidadosa. Obsérvese, sin embargo, que el problema de selección de variables no sólo afecta a los modelos a pequeña escala. Los tradicionales modelos lineales a gran escala nunca utilizan todas las series temporales disponibles en tiempo real a todos los niveles de desagregación para todos los países y regiones incluidos en el análisis. Además, el nivel de complejidad que los modelos a gran escala incorporan al análisis no siempre está justificado. En el contexto de predicción, Boivin y Ng (2006) han sugerido recientemente que, dado el escaso número de categorías que existen en los datos macroeconómicos, la precisión de las predicciones no necesariamente aumenta con el número de

3. Obsérvese que el modelo permite la existencia de perturbaciones comunes que afectan a la economía (a_t), así como de perturbaciones específicas para cada indicador económico (ε_t).

series incluidas en el modelo, ya que cabe la posibilidad de que estas series sólo añadan correlación cruzada al ruido idiosincrásico. Por último, Banbura y Rünstler (2007) obtienen que la mayor parte del contenido predictivo de su modelo a gran escala se limita a un pequeño conjunto de variables.

En consecuencia, comenzamos con un modelo sencillo, a partir de la sugerencia de Stock y Watson (1991). Su idea sigue la lógica de la Contabilidad Nacional, a saber, que se pueden obtener estimaciones robustas de PIB calculándolo por el lado de la renta, de la oferta y de la demanda. Así pues, para obtener estimaciones robustas de la actividad económica, estos autores seleccionan el índice de producción industrial (IPI) (lado de la oferta), las ventas totales (lado de la demanda) y la renta personal real menos los pagos de transferencias (lado de la renta), añadiendo una variable de empleo para captar la idea de que la productividad no cambia drásticamente de un periodo a otro. Además, debido a su importancia para determinar el estado del ciclo económico, ampliamos este conjunto inicial de indicadores mediante la inclusión de la serie de PIB.

El Cuadro 2 presenta una descripción de las series utilizadas para cada economía, el periodo muestral disponible y la fuente de datos. Conforme señalamos en este cuadro, los datos disponibles poseen todas las características arriba mencionadas, muestras que acaban en distintos periodos según las variables y datos medidos con distintas frecuencias. En el caso de la zona euro, no disponemos de variables de renta, por lo que utilizamos los datos de sueldos y salarios publicados por Eurostat. Además, la periodicidad de las series de empleo no es mensual, sino trimestral. Por motivos de disponibilidad de datos, en España utilizamos la cifra de ventas de las grandes empresas (procedente de la Agencia Tributaria) en lugar de las ventas al por menor, el número de afiliados a la Seguridad Social en lugar del empleo y los salarios pagados (procedentes de la Agencia Tributaria) en lugar de la renta.

Cuadro 2. Indicadores utilizados en el modelo factorial con cambio de régimen de Markov (de 5 series)

Series	Muestra	Fuente	Frecuencia
	EE.UU.		
Producción Industrial	1960:01 - 2009:08	Datastream	Mensual
Ventas al por menor	1960:01 - 2009:08	Datastream	Mensual
Ocupados no agrícolas	1960:01 - 2009:09	Bureau of Labor Statistics	Mensual
Renta personal menos pagos de transferencias	1960:01 - 2009:08	Datastream	Mensual
Producto Interior Bruto	1960:I - 2009:II	St. Louis FRED	Trimestral
	Zona del euro		
Producción Industrial	1990:01 – 2009:07	Eurostat	Mensual
Ventas al por menor	1995:01 – 2009:07	Eurostat	Mensual
Ocupados no agrícolas	1991:I – 2009:II	Eurostat	Mensual
Renta personal menos pagos de transferencias	1995:01 – 2008:12	Eurostat	Mensual
Producto Interior Bruto	1990:I – 2009:II	Eurostat	Trimestral
	España		
Producción Industrial	1983:01 – 2009:08	INE	Mensual
Ventas al por menor	1995:01 – 2009:08	Agencia Tributaria	Mensual
Ocupados no agrícolas	1983:01 – 2009:09	Ministerio de Trabajo	Mensual
Renta personal menos pagos de transferencias	1995:01 – 2008:12	Agencia Tributaria	Mensual
Producto Interior Bruto	1983:I – 2009:II	INE	Trimestral

Nota: Para describir la muestra, los dos últimos dígitos identifican el mes (o trimestre, en romanos).

Algunas de las variables seleccionadas tienen periodicidad mensual, pero otras son trimestrales. Para utilizar todas ellas dentro del modelo, vamos a transformar todas las variables trimestrales en sus homólogas mensuales, como en Mariano y Murasawa (2003). Esta transformación genera ciertos polinomios de retardos que aparecen en la matriz de carga de los factores $\Lambda(B)$ de la expresión (4).

Conviene realizar una última observación. En España, algunas series se publican mensualmente pero se refieren a tasas de crecimiento anual. Para obtener resultados comparables, transformamos todos los indicadores mensuales en tasas de crecimiento anual. En consecuencia, las tasas de crecimiento anual, x_t, pueden expresarse como suma de las variables mensuales subyacentes desfasadas:

$$X_t = \sum_{j=0}^{11} z_{t-j} \tag{7}$$

Esta transformación también genera polinomios de retardos en la matriz de carga de los factores $\Lambda(B)$ de la expresión (4).

3. Especificación y estimación del modelo

Si suponemos que todas las variables se observan con frecuencia mensual, el modelo admite una representación sencilla en el espacio de estados. Supongamos que la parte idiosincrásica o específica en todas las series trimestrales es AR(2), lo que significa que las series mensuales que se derivan a partir de éstas son AR(6). Sea f_t^x el vector 12×1 cuyos componentes son el factor común y sus primeros once retardos y u_{xt} el vector que contiene los componentes idiosincrásicos y sus retardos para todas las variables del modelo; por último, definamos el vector de estado de los componentes no observados (comunes o idiosincrásicos) h_t como

$$h_t = \left(f_t^{x'}, u_{xt}' \right)'.$$

Así pues, la ecuación de medida (que vincula los factores comunes y los componentes idiosincrásicos no observados con las variables observadas) puede expresarse como

$$\underset{N\times1}{x_t} = \underset{N\times k}{H_t}\ \underset{k\times1}{h_t} + \underset{N\times1}{\upsilon_t}, \tag{8}$$

donde υ_t es ruido multivariante $(0, R)$ con R diagonal. La matriz H_t contiene parámetros desconocidos tales como los coeficientes de carga de los factores λ_i, $i = 1, \ldots, N$ que reflejan el grado de ponderación del factor común en cada serie observada. La ecuación de transición (que recoge la dinámica del modelo) viene dada por

$$\underset{k\times 1}{h_t} = \underset{k\times 1}{m_{s_t}} + \underset{k\times k}{F}\ \underset{k\times 1}{h_{t-1}} + \underset{k\times 1}{V_t}, \tag{9}$$

donde V_t es ruido multivariante $(0, Q)$ con Q diagonal. Todos los detalles técnicos del modelo, con la definición exacta de todas las variables y matrices, se encuentran en Camacho *et al.* (2010a,b). Los datos no observados (debido a que los datos se recogen a distintas frecuencias o a que no se dispone de las últimas observaciones para todas las variables) se tratan mediante la adaptación del procedimiento de Mariano y Murasawa (2003) a este marco no lineal, conforme se lleva a cabo en Camacho *et al.* (2010a,b). El modelo se estima por máxima verosimilitud aproximada, como en Kim y Yoo (1995) y Chauvet (1998). Estimamos las probabilidades filtradas de recesión $P(s_t = 1 \mid I_t)$ para evaluar el estado del ciclo económico.

4. Resultados empíricos

El Cuadro 3 presenta las estimaciones de máxima verosimilitud de los coeficientes más importantes para las tres economías consideradas. Como era de esperar, el PIB y, en menor medida, el IPI muestran los mayores coeficientes de carga de los factores. Aunque la magnitud del resto de los coeficientes de carga dependen del país analizado, la ponderación de los salarios no es significativa en la zona euro, probablemente debido a que los salarios son una mala aproximación a la variable renta. Además, la media del factor común es positiva en el primer estado y negativa en el segundo, por lo que, de forma tentativa, a esos estados los denominaremos expansiones y recesiones, respectivamente.

Cuadro 3. (Principales) Parámetros estimados del modelo factorial con cambio de régimen de Markov (de 5 series)

Pesos factoriales (λ_i)					Parámetros de cambio de régimen			
PIB	Renta	Ventas	IPI	Empleo	μ_0	μ_1	p_{00}	p_{11}
EE.UU.								
0,36	0,07	0,08	0,16	0,05	0,22	-1,11	0,98	0,93
(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,06)	(0,13)	(0,01)	(0,03)
Zona del euro								
0,49	0,006	0,08	0,18	0,03	0,08	-2,03	0,99	0,91
(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,01)	(0,01)	(0,08)	(0,47)	(0,01)	(0,13)
España								
0,26	0,08	0,08	0,11	0,06	0,14	-2,06	0,99	0,94
(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,07)	(0,28)	(0,01)	(0,08)

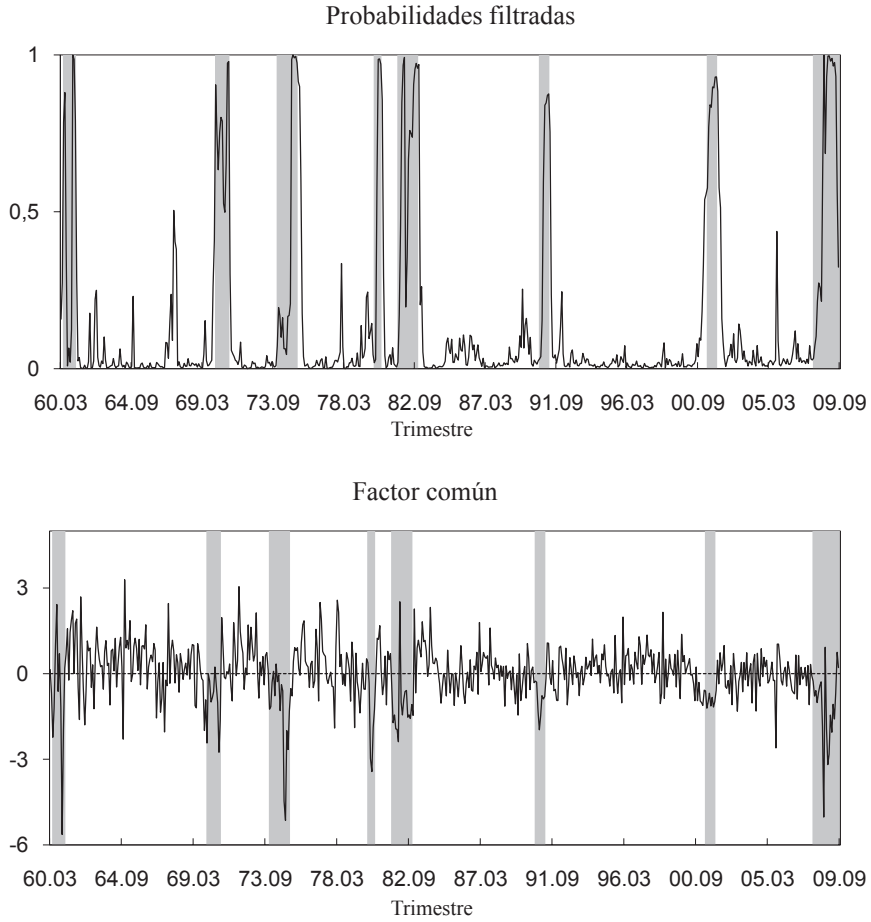
Nota: Los pesos factoriales (errores estándar entre paréntesis) miden la correlación entre el factor común y cada uno de los indicadores que aparecen en las columnas. Véase una descripción de los indicadores en el Cuadro 2.

El Cuadro 3 se completa con los Gráficos 4, 5 y 6, que muestran el factor común estimado para cada economía y las probabilidades filtradas de recesión. Pese a los posibles problemas derivados del escaso tamaño muestral de los agregados de la zona del euro, la evolución de los factores comunes presenta una clara concordancia con la dinámica del ciclo económico en Estados Unidos y en España y contiene información visual relevante sobre la intensidad de sus expansiones y recesiones[4]. Estos gráficos ilustran asimismo la evolución de las probabilidades de recesión estimadas, cuyos valores máximos concuerdan con el fechado oficial de las recesiones estadounidenses y con el fechado generalmente aceptado de las desaceleraciones en España. Con respecto a las probabilidades más

4. Los problemas derivados del corto periodo muestral de los datos de la zona del euro se abordan en la siguiente sección.

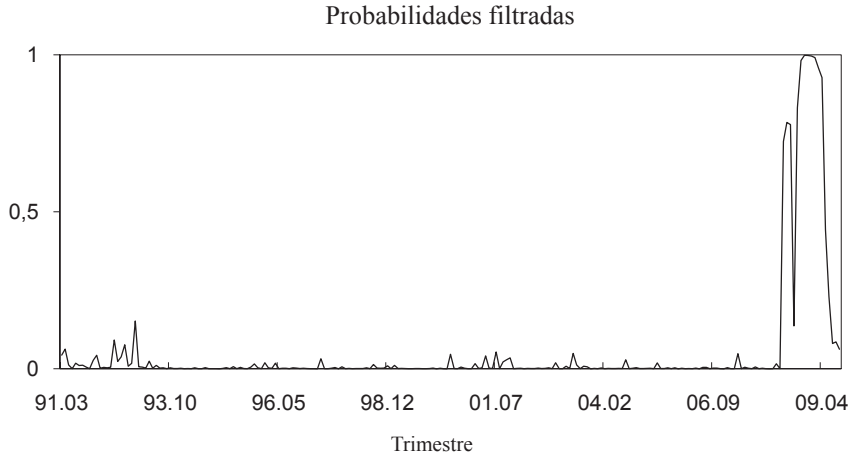
recientes, el modelo infiere probabilidades de recesión en septiembre de 2009 de 0,3 en Estados Unidos y de 0,7 en España. Ambas cifras recogen mejoras significativas con respecto a las probabilidades de recesión superiores a 0,9 existentes en ambas economías durante abril y mayo.

Gráfico 4: Probabilidades filtradas de recesión y factor común a partir del modelo multivariante de cambio de régimen de Markov (de 5 variables) para Estados Unidos



Nota: Las áreas sombreadas corresponden a las recesiones identificadas por el NBER.

Gráfico 5: Probabilidades filtradas de recesión y factor común a partir del modelo multivariante de cambio de régimen de Markov (de 5 variables) para la zona del euro



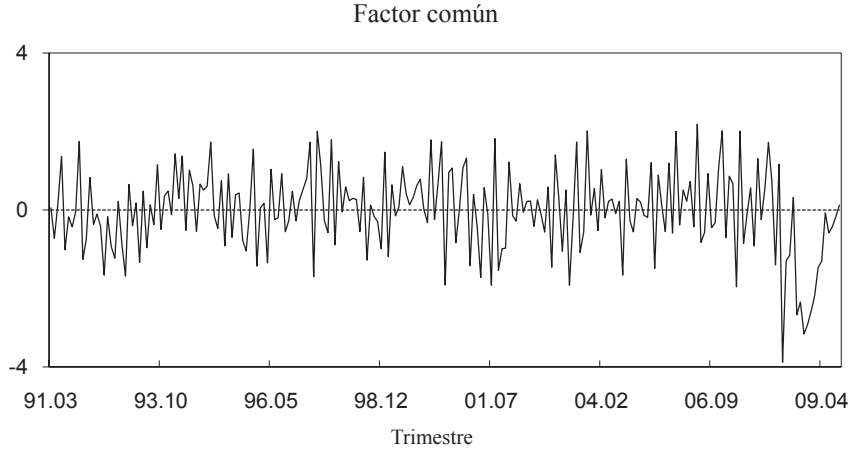
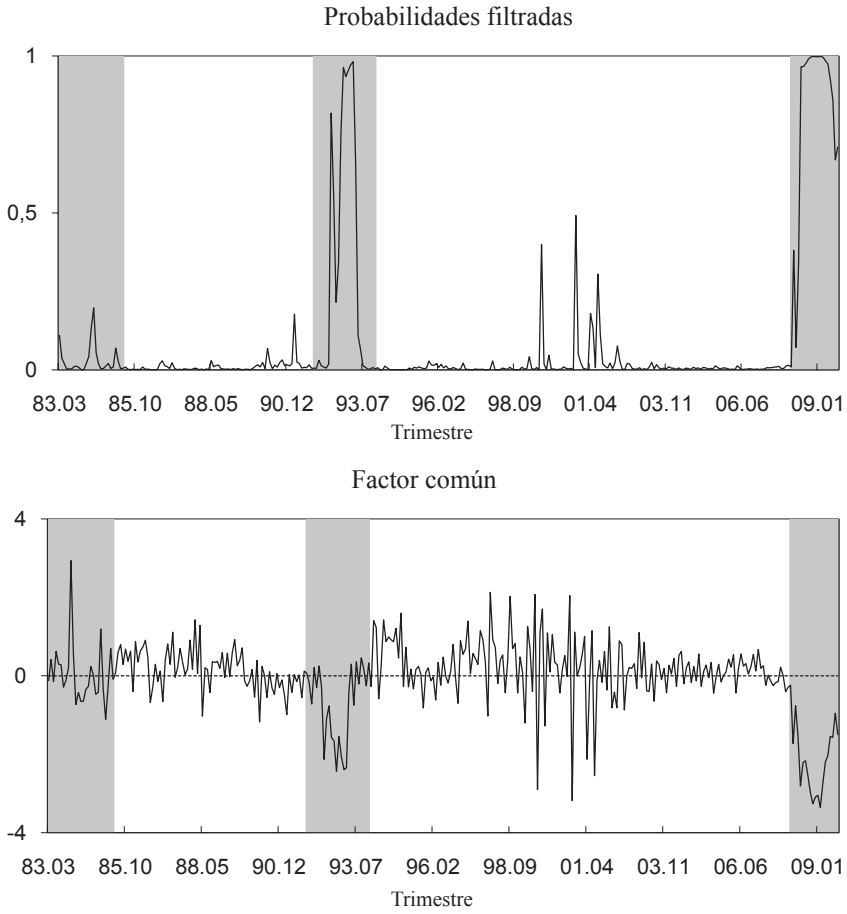


Gráfico 6: Probabilidades filtradas de recesión y factor común a partir del modelo multivariante de cambio de régimen de Markov (de 5 variables) para España



Nota: Las áreas sombreadas corresponden a las recesiones identificadas por el NBER.

Aunque no resulta fácil determinar el umbral de las probabilidades filtradas de recesión que marca el fin de la recesión, vamos a considerar que una economía se encuentra en recesión si las probabilidades estimadas de que exista ese régimen superan 0,5[5]. Conforme a los

5. Hamilton (1989) utilizó este umbral en su propuesta original.

resultados precedentes, que utilizan información hasta el 4 de octubre de 2009, la economía estadounidense ya ha salido de la recesión, mientras que la economía española parece estar encaminándose hacia el final de su periodo de recesión. Resulta interesante señalar que la secuencia temporal de los signos de recuperación difiere notablemente de la evolución temporal del proceso de popularización de la expresión *brotes verdes*. El número máximo de búsquedas de esta expresión en Google tuvo lugar en la semana del 10 de mayo y continuó siendo extremadamente alto hasta la semana del 24 de mayo. Sin embargo, el conjunto de indicadores que utilizamos para inferir las probabilidades de recesión no mostraba ningún cambio real de la actividad económica en esas fechas[6]. En nuestro proceso de búsqueda de explicaciones a ese diferente perfil temporal, en la siguiente sección ampliaremos los modelos con algunos indicadores que incluyen las expectativas de los agentes sobre el futuro de la economía.

4. Ampliación de la especificación original

En la literatura sobre modelos factoriales dinámicos a pequeña escala, existen dos propuestas lineales que incorporan indicadores de expectativas[7]. La primera es el denominado modelo Euro-Sting (Camacho y Pérez-Quirós, 2010a) que analiza la evolución económica de la zona del euro. La segunda es el modelo Spain-Sting (Camacho y Pérez-Quirós, 2010b) estimado para la economía española[8]. Aunque ambos modelos han sido diseñados en marcos lineales, aquí los ampliamos para tomar en consideración la dinámica no lineal.

6. En mayo de 2009, Marcelle Chauvet aún sugería una probabilidad de recesión en Estados Unidos de 0,77. Véase http://sites.google.com/site/marcellechauvet/probabilities-of-recession.

7. Debido a restricciones de factibilidad, recuérdese que no podemos utilizar modelos a gran escala ya que queremos proponer extensiones de cambio de régimen de Markov.

8. Aruoba, Diebold y Scotti (2009) propusieron un interesante modelo factorial a pequeña escala para la economía estadounidense que utiliza variables semanales. Nosotros aún no hemos desarrollado la extensión no lineal de ese modelo para EE.UU., pero forma parte de nuestra futura agenda investigadora.

El modelo de la zona euro recoge sucesivas ampliaciones del modelo original que presentamos en la sección anterior. En la línea de Stock y Watson (1991), ampliamos el modelo para captar el conjunto de indicadores de expectativas disponibles con mayor inmediatez en la zona del euro[9]. En ese sentido, añadimos el indicador de clima económico de la zona del euro (ESI), el índice de clima económico alemán (IFO), el indicador económico global belga (BNB) y los índices de confianza de los directores de compras de la zona del euro (PMI) en los sectores de servicios (PMIS) e industrial (PMIM). Las principales características de estos indicadores informales son que representan expectativas de mercado y que su disponibilidad es inmediata, por lo que pueden observarse puntualmente en el mes de referencia.

Una vez ampliado el modelo con estos indicadores, proponemos un método para decidir si añadir o no nuevos indicadores a ese conjunto inicial. El método, basado en el supuesto de que el principal objetivo del modelo es ofrecer predicciones de crecimiento del PIB, consiste en añadir una variable siempre que eleve el porcentaje de la varianza del crecimiento del PIB explicado por el factor común. Con este método, terminamos añadiendo las exportaciones fuera de la zona euro y el índice de nuevos pedidos industriales (INO, producción industrial total sobre pedido) al conjunto inicial de variables[10].

El modelo de la economía española comparte la misma filosofía. Parte del modelo estimado en la sección precedente, cuyo conjunto inicial de variables incluye la producción industrial (excluida construcción), la cifra total de ventas de las grandes empresas de

9. No incluimos la renta personal disponible porque no disponemos de esta serie para la zona del euro. Como mostramos en la sección precedente, la serie de salarios es una mala aproximación a la variable renta.

10. Para tener en cuenta las revisiones de las cifras del PIB, incluimos las estimaciones preliminares y las primeras estimaciones como variables adicionales en el modelo.

la Agencia Tributaria, el número de afiliados a la Seguridad Social y los salarios totales pagados por las grandes empresas (Agencia Tributaria). Los indicadores informales utilizados para la economía española son el índice de confianza de los directores de compras (PMI) y el indicador de clima económico elaborado por la Comisión Europea. Para evitar solapamientos en la información por el lado de la oferta, seleccionamos el indicador de confianza industrial (ICI) como índice de producción del sector industrial y el PMI del sector servicios (PMISE) como índice de producción del sector servicios. Por el lado de la demanda, seleccionamos el indicador de ventas al por menor.

El modelo resultante ajusta los datos de PIB de manera muy precisa, siendo la varianza del PIB explicada por el factor común del 79%. Sin embargo, dada la importancia del sector de la construcción en la explicación del reciente auge y posterior crisis de la economía española, tratamos de descomponer el lado de la oferta entre industria, servicios y construcción, mediante la selección de las series más fiables para cada uno de esos sectores. Para la industria, seleccionamos la serie de producción industrial; para los servicios, escogemos las pernoctaciones hoteleras (el turismo representa más del 11% del PIB español), mientras que para la construcción optamos por el consumo de cemento. Introducimos mejoras en el lado de la demanda a través de la inclusión de las exportaciones (como complemento de la demanda interna captada por la cifra de ventas de las grandes empresas) y de las importaciones (como indicador de demanda que las empresas domésticas no pueden satisfacer). Por último, añadimos el crédito total con el fin de incluir una variable que capte la transmisión de la crisis financiera a la economía real. Con estas inclusiones, la varianza del PIB explicada por el factor se eleva hasta el 80%[11].

11. Esta mejora no es de poca importancia. Las variables adicionales suelen estar correlacionadas con la parte idiosincrásica de algunas de las variables iniciales, lo que implica que la estimación del factor está sesgada hacia este subgrupo. En ese caso, la varianza del PIB explicada por el factor suele disminuir.

En línea con las ideas sugeridas en la Sección 3, ampliamos estos dos modelos para tener en cuenta la dinámica no lineal de cambio de régimen de Markov. Los resultados de la estimación se presentan en el Cuadro 4 y las probabilidades filtradas de estar en recesión en cada periodo se muestran en los Gráficos 7 y 8. Con arreglo a los resultados obtenidos, la duración esperada de una recesión en la zona del euro y en España es de 15 y 13 meses, respectivamente. En la zona del euro, la probabilidad de recesión aumentó desde 0,11 en marzo de 2008 hasta 0,98 en junio de 2008, cayendo posteriormente desde 0,96 en febrero de 2009 hasta 0,07 en abril de 2009. Así pues, el modelo sugiere que el final de la expansión sería en abril de 2008 y el final de la recesión en marzo de 2009, de modo que la recesión duró alrededor de un año, menos incluso de lo esperado. En España, la probabilidad de recesión aumentó de 0,22 en abril de 2008 hasta 0,99 en junio, por lo que el modelo fecha, de forma tentativa, el fin de la expansión en mayo de 2008[12]. Pese a que el modelo revela signos de recuperación, todavía es demasiado prematuro —incluso incorporando los indicadores de expectativas— afirmar que la recesión ha terminado, ya que la probabilidad de recesión en septiembre se sitúa en torno a 0,3. Con todo, aunque la recesión finalizase pronto, su duración sería superior a un año, es decir, mayor de lo esperado.

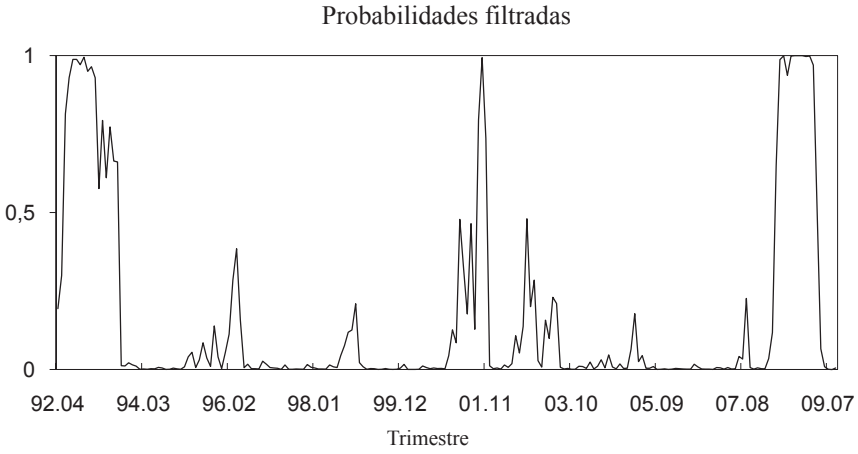
12. Se produce un salto aún más temprano de la probabilidad desde 0,01 en febrero hasta 0,50 en marzo.

Cuadro 4. (Principales) parámetros estimados de las ampliaciones de los modelos Euro-STING y Spain-STING con cambios de régimen de Markov

Zona del euro			España		
Indicador	Estimación	Desviación típica	Indicador	Estimación	Desviación típica
PIB	0,286	(0,034)	PIB	0,236	(0,044)
IPI	0,361	(0,045)	Salarios	0,073	(0,018)
Ventas	0,101	(0,033)	Ventas	0,083	(0,014)
INO	0,331	(0,047)	IPI	0,095	(0,009)
Exports.	0,202	(0,052)	Empleo	0,062	(0,003)
ESI	0,078	(0,010)	Exports.	0,069	(0,016)
BNB	0,100	(0,023)	Imports.	0,091	(0,012)
IFO	0,084	(0,012)	Pernocts.	0,055	(0,020)
PMIM	0,113	(0,014)	Cemento	0,076	(0,012)
PMIS	0,101	(0,018)	Crédito	0,018	(0,007)
Empleo	0,125	(0,037)	ICI	0,061	(0,009)
			Indicador Ventas Minor.	0,026	(0,019)
			PMIS	0,047	(0,019)
Parámetros de cambio de régimen de Markov					
μ_0	0,37	(0,11)	μ_0	0,22	(0,09)
μ_1	-2,03	(0,38)	μ_1	-2,31	(0,31)
p_{00}	0,97	(0,02)	p_{00}	0,99	(0,01)
p_{11}	0,93	(0,06)	p_{11}	0,92	(0,09)

Nota: El primer bloque recoge los parámetros de ponderaciones factoriales. El segundo bloque recoge las medias dentro de la expansión (μ_0) las medias dentro de la recesión (μ_1), y las probabilidad de estar en expansión (p_{00}) y en recesión (p_{11}).

Gráfico 7: Probabilidades filtradas de recesión y factor común a partir del modelo Euro-STING con cambio de régimen de Markov para la zona del euro



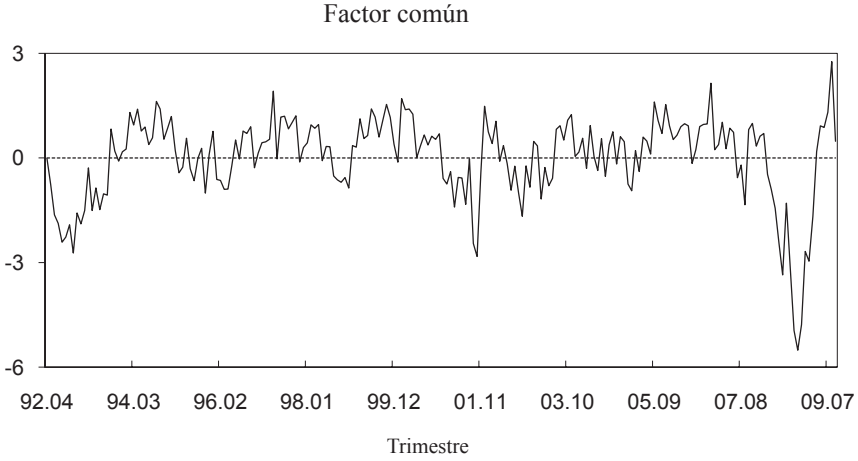
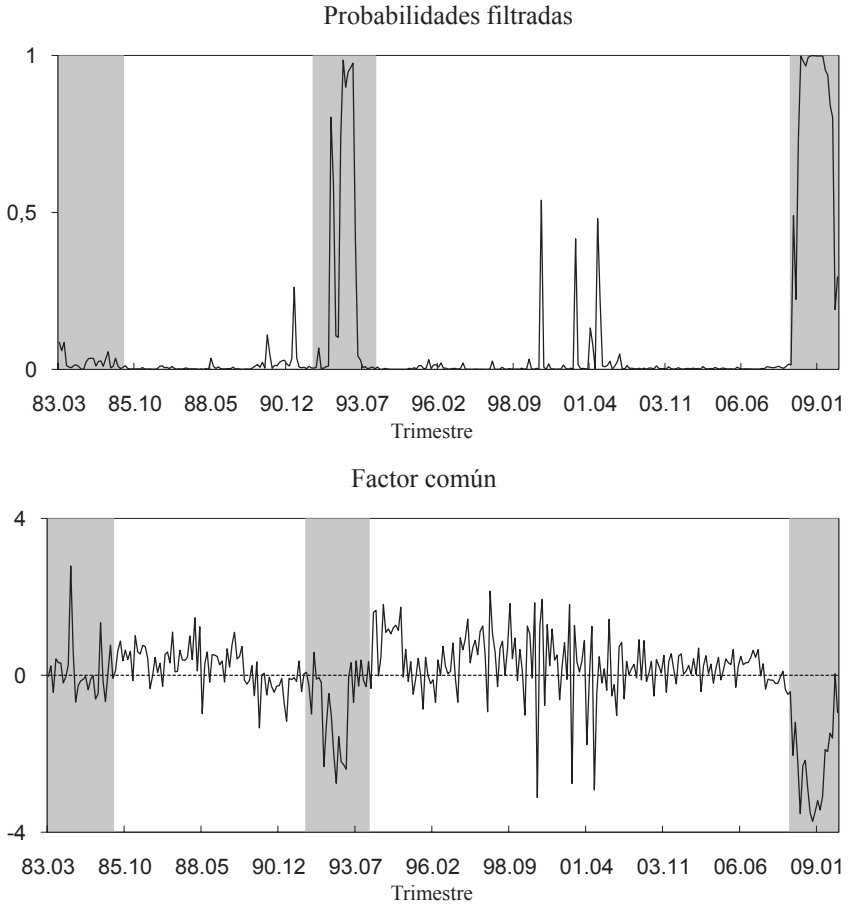


Gráfico 8: Probabilidades filtradas de recesión y factor común a partir del modelo Spain-STING con cambio de régimen de Markov para España



Nota: Las áreas sombreadas corresponden a las recesiones identificadas por el ECRI.

Con respecto a la amplitud de la última recesión, cabe destacar que traducir la información proporcionada por el factor común mensual (en el Cuadro 4, las estimaciones son -2,03 y -2,31 para la zona del euro y España, respectivamente) en amplitud del ciclo requiere un cierto álgebra. En primer lugar, obtenemos las tasas de crecimiento trimestral esperadas estandarizadas (-6,09 en la zona

del euro y -6,93 en España). Sin embargo, para transformarlas en una tasa de crecimiento trimestral esperado durante un periodo de recesión, hemos de tener en cuenta que están multiplicadas por 0,28 y 0,23, respectivamente, y que hay que deshacer la estandarización . Tras estas transformaciones, la tasa de crecimiento esperado en las recesiones es -0,79 en la zona del euro y -0,22 en España. Por tanto, la amplitud esperada de las recesiones sería de alrededor del 3% en la zona del euro y del 1% en España, mucho menor que el 4% que ya se ha perdido durante la actual recesión.

5. Análisis en tiempo real

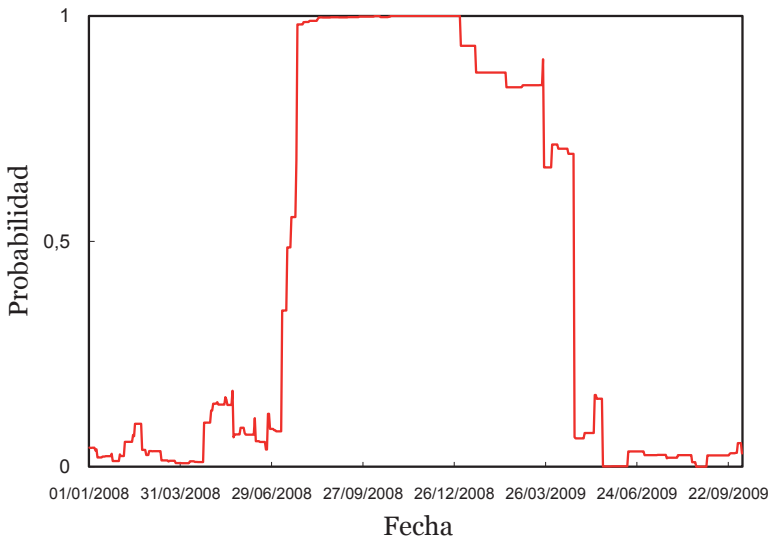
El estudio del ciclo económico de la sección precedente se basó en el análisis de las probabilidades filtradas, que son inferencias sobre el estado de la economía a partir de la información disponible[13]. Sin embargo, las probabilidades inferidas, ilustradas en los Gráficos 2 a 8, no se calculan a partir del volumen exacto de información que estaría disponible en la fecha de realización de las predicciones, sino a partir de los datos publicados al final del periodo muestral que ya incorporan revisiones. Estas restricciones a la disponibilidad de datos pueden ofrecer una falsa impresión de buenos resultados, sobre todo con respecto a la capacidad del modelo para anticipar puntos de cambio del ciclo económico. A fin de examinar la auténtica capacidad en tiempo real del modelo para anticipar dichos puntos de cambio, construimos muestras con los datos exactamente disponibles en cada fecha y calculamos las probabilidades de recesión en tiempo real, diariamente actualizadas para los dos últimos años.

El Gráfico 9 ilustra las probabilidades diarias de recesión calculadas a partir de la información exacta que habría estado disponible cada uno de los días del periodo de predicción. Según

13. Alternativamente, pueden obtenerse probabilidades suavizadas, que se calculan a partir de la información de toda la muestra. Sin embargo, las probabilidades filtradas ofrecen una imagen más fidedigna de la precisión de los modelos para inferir las probabilidades de los estados ya que utilizan información no disponible cuando se realizan las inferencias.

este gráfico, la probabilidad de recesión creció a mediados de julio de 2008 hasta valores muy próximos a uno. Cabe destacar que esta temprana señal de malas noticias sobre el estado de la economía de la zona euro representa una mejora en la identificación de los puntos de cambio con respecto a otros métodos de fechado de ciclos económicos convencionales. En julio, la última lectura disponible del PIB era la correspondiente al primer trimestre de 2008, que aún arrojaba una cifra positiva y muy elevada (0,78). Como las cifras del PIB del segundo y tercer trimestres de 2008 fueron negativas, si se considera que dos caídas consecutivas del PIB marcan el inicio de la recesión, ésta no habría podido ser identificada formalmente antes de la fecha de publicación del PIB del tercer trimestre, es decir, el 15 de noviembre de 2008.

Gráfico 9: Probabilidades filtradas de recesión diarias en tiempo real y factor común a partir del modelo Euro-STING con cambio de régimen de Markov para la zona del euro



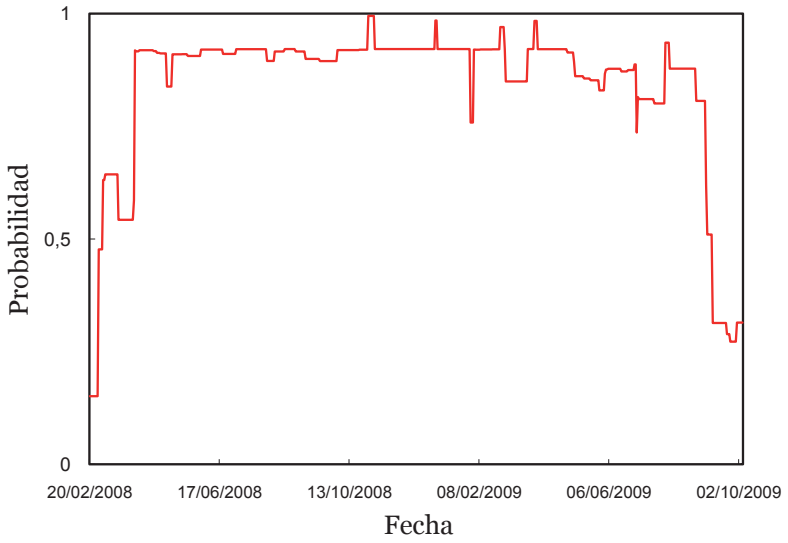
Además, el Gráfico 9 nos permitiría examinar en qué medida los *brotes verdes* son reales en la zona del euro con arreglo a la definición de baja probabilidad de recesión. Hacia mediados de abril de 2009, la probabilidad de recesión disminuyó de forma acusada

desde valores cercanos a 0,8 hasta valores próximos a cero. Al igual que en el caso del final de la expansión, observamos evidencias del final de la recesión antes que otros métodos de fechado de ciclos convencionales, ya que la última cifra disponible de crecimiento del PIB aún era muy negativa (-2,45% en el primer trimestre de 2009). Por último, vamos a examinar los mecanismos subyacentes en estos signos favorables que marcan los cambios en las probabilidades. Cuando la probabilidad de recesión aún era alta a comienzos de abril, los valores de algunos indicadores informales como el ESI y el PMIM eran de 64,6 y 33,9, respectivamente. Sin embargo, las lecturas inmediatamente posteriores a esa fecha fueron de 82,8 y 49,3, sugiriendo una significativa mejora. Además, las buenas noticias se vieron confirmadas por los indicadores formales publicados más tarde: el IPI, las ventas al por menor, el INO y las exportaciones registraron fuertes aumentos desde -2,38, -0,78, -3,36 y -10,7 hasta -0,28, -0,21, 2,63 y 4,06, respectivamente.

Pasemos ahora a la economía española. Las probabilidades de recesión inferidas diariamente, que ilustra el Gráfico 10, muestran un patrón análogo, aunque no sincronizado. En primer lugar, al igual que en el caso de la zona del euro, ya a mediados de febrero de 2008 podríamos haber dicho que la economía española se encontraba en recesión, cuando el último dato disponible de PIB todavía correspondía a 2007:IV y anunciaba una aceleración en el crecimiento de 0,7 en el tercer trimestre hasta 0,8 (dato no revisado del cuarto trimestre de 2007). En consonancia con la zona del euro, los primeros indicadores que mostraron signos tempranos de deterioro fueron los indicadores informales —el indicador de confianza industrial, el PMISE y el indicador de ventas al por menor—, que disminuyeron en dos meses. En concreto, el índice de confianza industrial pasó de -4,2 a -9,3, el indicador de ventas al por menor cayó de -13,1 a -26,3, mientras que el PMIS disminuía de 51 a 46[14]. De nuevo, las señales de recesión se vieron luego confirmadas por las posteriores lecturas de los indicadores formales.

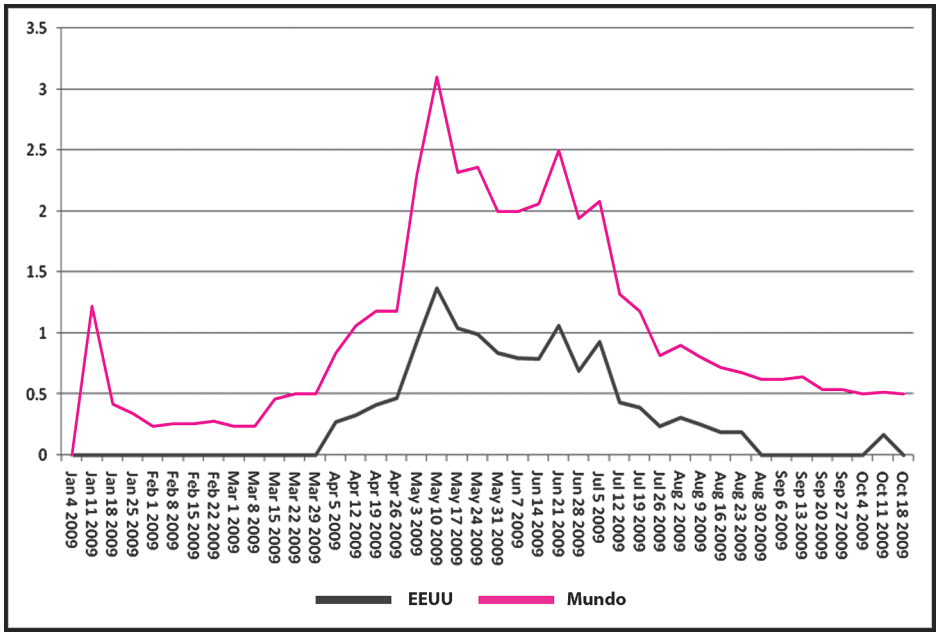
14. En el caso de algunos de estos indicadores, las caídas observadas fueron las mayores de su historia.

Gráfico 10: Probabilidades filtradas de recesión diarias en tiempo real y factor común a partir del modelo Spain-STING con cambio de régimen de Markov para España



En el caso español, las probabilidades de recesión han permanecido próximas a uno hasta mediados de septiembre de 2009. El descenso de esas probabilidades observado desde entonces fue prontamente señalizado por los indicadores informales. En particular, el PMI de servicios creció desde 40,8 en agosto hasta 45,3 en septiembre, el ICI remontó desde su mínimo histórico de -40 en marzo hasta -28 en septiembre y el indicador de ventas al por menor subió de -29,4 a -21,8. Estos últimos datos publicados son, en la mayoría de los casos, similares a las cifras registradas a comienzo de 2008 y, por tanto, compatibles con tasas de crecimiento del PIB positivas. Sin embargo, puede que sea demasiado prematuro considerar la reducción de las probabilidades de recesión hasta valores cercanos a 0,3 como un claro síntoma de *brotes verdes* o, por el contrario, sólo de malas hierbas. Debemos esperar a que la publicación de los indicadores formales que aún no están disponibles confirme o desmienta las buenas noticias.

Gráfico 11: Número de búsquedas de la expresión *brotes verdes* en Google



Nota: El número de búsquedas en millones.

Permítasenos una última observación relacionada con la posible falta de sincronía entre el proceso de búsqueda de *brotes verdes* y la confirmación efectiva en los datos macroeconómicos de que la recuperación es un hecho. A estos efectos, el Gráfico 11 recoge la evolución del número de búsquedas de la expresión *brotes verdes* en Estados Unidos y en todo el mundo durante el año 2009[15]. Las señales de recuperación que encontramos en la zona del euro hacia mediados de 2009 muestran una sincronía aproximada con el número máximo de búsquedas de la expresión *brotes verdes*. Sin embargo, las señales de recuperación presentan evidentes retardos con respecto a la ansiedad mundial por buscar esos *brotes verdes*.

15. Para construir el Gráfico 11, utilizamos Google Trends, una función de la web de Google que muestra la frecuencia con que se introduce una determinada secuencia de búsqueda en un cierto periodo de tiempo.

6. Conclusiones

Durante el año 2009, la expresión *brotes verdes* se ha popularizado notablemente con el significado de preludio del crecimiento económico que sigue a una recesión. Sin embargo, la expresión es muy imprecisa y carece de sentido económico evidente. En este trabajo, definimos *brotes verdes* como una probabilidad de recesión baja. En esta línea, aportamos sentido económico a la expresión de forma que nos permita examinar dónde, cuándo y cómo se inicia la recuperación. Al objeto de inferir las probabilidades de recesión, proponemos una ampliación, mediante cambios de régimen de Markov, del modelo factorial dinámico propuesto por Camacho y Pérez-Quirós (2010a). El modelo es capaz de dar tratamiento a indicadores disponibles a distintas frecuencias y a la ausencia de datos característica del problema de distintos retrasos en la publicación de los datos económicos causado por la falta de sincronía en la publicación de las estadísticas.

Con datos hasta el 4 de octubre de 2009, observamos síntomas de recuperación en Estados Unidos, la zona del euro y España, con ciertas diferencias en su claridad y fechado. Cuando el análisis se desarrolla con conjuntos de datos en tiempo real, las probabilidades de recesión en la zona del euro son cercanas a cero desde mayo de 2009, que es el mes en que se alcanza el número máximo de búsquedas de la expresión *brotes verdes* en Google. En España, los signos de recuperación son más leves, especialmente cuando los indicadores informales se excluyen del conjunto de datos utilizados.

Por último, existe una creciente literatura sobre la forma en que finalizará la recesión, es decir, si será una recesión "en forma de V" o "en forma de L". El primer tipo de recesiones tiene lugar cuando la economía sale con rapidez y fuerza de la recesión, considerándose, por tanto, que sus efectos sobre la producción sólo son transitorios. El segundo tipo de recesiones es el que viene seguido de una leve recuperación, por lo que se entiende que sus efectos sobre la producción son permanentes. En este contexto, Camacho, Pérez-Quirós y Rodríguez (2009) presentan evidencia de la desaparición

de la fase cíclica de fuerte crecimiento que solía observarse al término de las recesiones en Estados Unidos y muestran que la pérdida de este *efecto plucking* puede explicar parte de la Gran Moderación[16]. Estos autores postulan que ambos fenómenos podrían obedecer a cambios en la gestión de inventarios derivados de los avances en las tecnologías de la información y la comunicación.

Referencias

Aruoba, B., Diebold, F.X. y Scotti, Ch. (2009). "Real-time measurement of business conditions". *Journal of Business and Economic Statistics* 27, 417-427.

Boivin, J., y Ng, S. (2006). "Are more data always better for factor analysis?". *Journal of Econometrics*, 132, 169-194.

Banbura, M., y Rünstler, G. (2007). "A look into the factor model black box: publication lags and the role of hard and soft data in forecasting GDP". Banco Central Europeo, documento de trabajo 751.

Camacho, M., y Pérez-Quirós, G. (2007). "Jump-and-rest effect of U.S. business cycles". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 11, article 3.

Camacho, M., y Pérez-Quirós, G. (2010a). "Introducing the Euro-STING: Short Term INdicator of Euro Area Growth". *Journal of Applied Econometrics*, 25, 663-694.

Camacho, M., y Pérez-Quirós, G. (2010b). "Spain-STING: Spain Short Term INdicator of Growth". *The Manchester School*, en prensa.

Camacho, M., Pérez-Quirós, G., y Poncela, P. (2010a). "Markov-switching dynamic factor models in real time". Manuscrito no publicado.

Camacho, M., Pérez-Quirós, G., y Poncela, P. (2010b). "Green shoots in the Euro area. A real time measure". Manuscrito no publicado.

16. Camacho, Pérez Quirós y Saiz (2008) muestran que la ausencia de la tercera fase en las últimas recuperaciones es común a la totalidad de las principales economías industrializadas.

Camacho, M., Pérez-Quirós, G., y Rodríguez, H. (2009). "Are the high-growth recovery periods over?". Banco de España, documento de trabajo 1209.

Camacho, M., Pérez Quirós, G., y Saiz, L. (2008). "Do European business cycles look like one?". *Journal of Economic Dynamics and Control* 32, 2165-2190.

Chauvet, M. (1998). "An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switches". *International Economic Review* 39: 969-96.

Chauvet, M., y Hamilton, J. (2006). "Dating business cycle turning points in real time". En *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*, editado por C. Milas, P. Rothman y D. Van Dijk. Amsterdam, Elsevier Science.

Chauvet, M., y Piger, J. (2008). "A comparison of the real-time performance of business cycle dating methods". *Journal of Business and Economic Statistics* 26, 42-49.

Diebold, F., y Rudebusch, G. (1996). "Measuring business cycles: A modern perspective". *Review of Economics and Statistics* 78, 67-77.

Hamilton, J. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycles". *Econometrica* 57, 357-384.

Kim, C., y Nelson, C. (1998). "Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching". *Review of Economics and Statistics* 80, 188-201.

Kim, C., y Yoo, J.S. (1995). "New index of coincident indicators: A multivariate Markov switching factor model approach". *Journal of Monetary Economics* 36, 607-630.

Mariano, R., y Murasawa, Y. (2003). "A new coincident index os business cycles based on monthly and quarterly series". *Journal of Applied Econometrics* 18, 427-443

Stock, J., y Watson, M. (1991). "A probability model of the coincident economic indicators". En *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, editado por K. Lahiri y G. Moore. Cambridge, University Press.

Comentarios

Antoni Espasa
Universidad Carlos III de Madrid

Me gustaría felicitar a los autores por este trabajo y otros relacionados, puesto que vienen haciendo notables progresos de alcance internacional en el campo de la modelización y previsión macroeconométricas. En el ámbito nacional, también están realizando una importante contribución a la previsión de la economía española a través de métodos econométricos.

A las previsiones de la economía española publicadas en *Consensus Forecasts* contribuyen 18 instituciones, siete internacionales y once nacionales, pero sólo unas pocas realizan sus previsiones utilizando modelos econométricos que hayan sido presentados y su comportamiento predictivo evaluado en publicaciones académicas internacionales.

Los autores constituyen una de las principales excepciones a este respecto. Desde finales de los años setenta, he venido postulando el uso de modelos econométricos para el análisis a corto plazo de la economía y el libro editado por Espasa y Cancelo (1992) es un buen ejemplo de ello. Por tanto, acojo con gran satisfacción este trabajo y otros relacionados con él elaborados por todos o algunos de estos autores.

De hecho, no debería publicarse ninguna previsión sin un informe técnico que recogiera la metodología utilizada y una evaluación de los resultados previos.

Análisis univariante

Suscribo plenamente, véase Espasa (2004), la conclusión básica del trabajo sobre esta cuestión: los modelos univariantes pueden describir la economía resumida en el PIB, pero para comprenderla es necesario añadir más información. De todos modos, los modelos

univariantes normalmente tienen que ser más complejos que el modelo de Hamilton o que el modelo (3) del artículo. Existe una amplia literatura, mayoritariamente referida al PIB de Estados Unidos, acerca de la necesidad de distinguir más de dos regímenes y de permitir probabilidades de transición no fijas. Martínez y Espasa (1998) estimaron un modelo para el PIB español que incluía ambas sugerencias. De hecho, un interrogante que se plantea al leer el artículo es de qué manera se verían afectados los resultados si se utilizara un modelo no lineal más complejo y posiblemente más realista.

Marco teórico multivariante

La necesidad de un marco multivariante se deriva del hecho arriba mencionado, a saber, que para comprender la evolución del PIB, es preciso contemplar más información. Siguiendo a Stock y Watson (1991), los autores indican que las estimaciones robustas del PIB se obtienen calculándolas por el lado de la oferta, de la demanda y de la renta y que, en consecuencia, para ampliar el conjunto de información, ellos buscan un indicador de cada una de esas tres vertientes, más un variable de empleo.

Para ampliar el conjunto de datos univariantes, puede procederse de dos formas complementarias, véase Espasa y Albacete (2004), a saber, desagregando la variable macroeconómica e incluyendo nuevas variables. En ambos casos, lo que importa es seleccionar información buena y relevante. Si, como es el caso, los componentes del PIB presentan diferentes tendencias, diferentes ciclos y para su determinación se utilizan diferentes teorías económicas, un método pertinente para introducir más información es considerar los datos de los componentes del PIB a partir de las tres vertientes mencionadas o sólo de las dos primeras si no existe información de la tercera, como ocurre en la zona del euro.

Desde mi punto de vista, antes de considerar la introducción de indicadores parciales del PIB, como la producción industrial, los salarios y las ventas, sería conveniente incluir la descomposición

del PIB desde las vertientes de la demanda y de la oferta. Mínguez y Espasa (2006) proponen modelizar los componentes de demanda y de oferta del PIB utilizando en cada caso buenos indicadores adelantados –específicos y generales–, predecirlos y calcular las dos correspondientes previsiones del PIB, que finalmente se combinan. Estos autores muestran que este enfoque resulta bastante preciso en el caso del PIB de la zona del euro. Asimismo, podría aplicarse en este contexto de interpolación mensual. De hecho, Tena y Espasa (2009) interpolan las series de los componentes del PIB siguiendo a Mariano y Murasawa (2003) y, en la línea propuesta en Mínguez y Espasa (2006), modelizan cada componente del PIB por el lado de la demanda y de la oferta, para posteriormente agregar y combinar los resultados.

Otra forma de utilizar la información desagregada consiste en proceder como Hendry y Hubrich (2007), quienes combinan información agregada y desagregada en una ecuación para realizar previsiones directas de la variable agregada.

El modelo del trabajo comentado viene dado por

$$\underset{Nx1}{y_t} = \underset{Nx1}{\Lambda} \underset{1x1}{f_t} + \underset{Nx1}{u_t} \tag{4}$$

$$f_t = \mu_{s_t} + \frac{a_t}{\phi(B)}, \tag{5}$$

$$\underset{NxN}{F(B)} \underset{Nx1}{u_t} = \underset{Nx1}{\varepsilon_t} \tag{6}$$

Se trata de un modelo de factores dinámicos no lineales con disparidad de frecuencias y extremos desiguales. Con él, los autores llevan a cabo una valiosa investigación, respondiendo a importantes cuestiones prácticas y en un marco bastante realista. El artículo es realmente ambicioso y, por esta razón, presenta un interés especial, aunque al mismo tiempo muchos interrogantes quedan por despejar. Me detendré en aquéllos que considero más importantes.

Como el modelo es no lineal, la dimensión N del conjunto de datos debe ser pequeña. Por tanto, se plantea la cuestión de si sería preferible trabajar con un modelo a gran escala o a pequeña escala. Si tuviéramos un gran conjunto de información de calidad razonable y fuéramos capaces de construir un buen modelo con él, entonces este modelo, en teoría, no podría ser peor que los construidos con menos información. En la práctica, los modelos son desconocidos y deben estimarse, por lo que la incertidumbre de la estimación puede hacer que los modelos a gran escala funcionen peor que los modelos a escala más pequeña. Ésta es una cuestión que no tiene una respuesta general, de modo que el investigador debe contestarla en cada aplicación. A este respecto, habría sido conveniente que los autores hubieran comparado sus resultados con los obtenidos a partir de un modelo a una escala mayor.

En la primera parte del trabajo, la selección de variables se realiza a priori de una forma que, siendo razonable, no puede considerarse como la única posible. ¿Por qué seleccionar el índice de producción industrial (IPI) y no el indicador de confianza de la industria o del conjunto de la economía, entre otros? Los indicadores de clima económico se publican un mes antes que el IPI. ¿Por qué utilizar la cifra de ventas de las grandes empresas en lugar del consumo de productos energéticos o datos de transporte? Para apreciar los méritos del procedimiento propuesto, sería interesante conocer cómo cambian los resultados con otro conjunto razonable de variables alternativas. En la Sección 3.5, los autores consideran la ampliación del conjunto inicial de datos, pero el procedimiento propuesto depende del orden en el que las variables se introducen en dicho conjunto.

Otra cuestión que el trabajo no aborda es si un modelo factorial dinámico no lineal con un reducido número de variables genera mejores resultados que un enfoque factorial dinámico lineal con un número mucho mayor de variables. Además, el trabajo propone el marco no lineal sin contrastar la no linealidad de las variables seleccionadas. En cualquier caso, se plantea un interrogante adicional. Supongamos que se rechaza que los modelos univariantes lineales sean apropiados para las variables; aún así, podría ser difícil obtener un factor común no lineal en caso de que las no linealidades en las variables presentaran características diferentes. Habría sido muy conveniente que los autores hubieran comparado sus resultados con los obtenidos en un marco lineal.

Desde mi punto de vista, resulta difícil justificar la utilización de un único factor común, sobre todo en un marco no lineal. Asimismo, tendría interés en ver una comparación entre el factor común no lineal de este conjunto de datos de frecuencias dispares y muestras con extremos heterogéneos y el factor no lineal de una muestra trimestral homogénea para todas las variables. No es evidente que la interpolación carezca de efectos importantes sobre las no linealidades del factor común.

En este tipo de modelos, la información de las variables adicionales a la variable de interés se utiliza únicamente para extraer un factor común y no para comprobar si, de manera individual, pueden explicar el componente idiosincrásico de esa variable.

Un problema general en la modelización econométrica es qué información utilizar. En el caso de grandes conjuntos de datos, pueden mencionarse dos enfoques básicos. Uno es el enfoque factorial dinámico propuesto originalmente por Stock y Watson y otro es el procedimiento de selección automática del modelo desarrollado por David Hendry (véase, por ejemplo, Hendry y Krolzig (2004) y (2005)). En realidad, un tercero que estoy considerando consiste en seleccionar las principales variables explicativas mediante el procedimiento de Hendry y aplicar la metodología factorial dinámica a las restantes, seleccionar un buen número de factores y

aplicar de nuevo el procedimiento de Hendry con esos factores y las variables explicativas preseleccionadas.

Otra cuestión que resulta preciso controlar es la estabilidad del modelo, por lo que se echan en falta contrastes al respecto.

Resultados empíricos

A la conclusión de que no se observan signos de recuperación en la economía española también puede llegarse a través de procedimientos más convencionales. En cualquier caso, las expresiones recuperación o "brotes verdes" carecen de una definición precisa, por lo que el público puede utilizarlas de diversas formas. Si la recuperación significa que la economía española ha registrado un punto de inflexión en su tasa de crecimiento intertrimestral, podría decirse que esto es cierto con una alta probabilidad, pero si por recuperación entendemos que la tasa de crecimiento intertrimestral de algún tipo de tendencia subyacente del PIB español ha experimentado un crecimiento positivo, entonces la probabilidad de estar en recuperación es baja.

El datado del ciclo se realiza a partir de la tasa de crecimiento intertrimestral, pero si las conductas de los agentes económicos mostraran una estrecha conexión con sus presupuestos anuales, entonces sería preferible el datado a partir de la tasa de crecimiento interanual.

Referencias

Espasa , A., (2004), "Box-Jenkins analysis" en Segura, J. y Rodríguez Braun, C. (eds.), *An Eponymous Dictionary of Economics: a Guide to Laws and Theorems Named after Economists*, Edward Elgar, Cheltenham.

Espasa, A. y Albacete, R. (2004). "Consideraciones sobre la predicción económica: metodología desarrollada en el Boletín de Inflación y Análisis macroeconómico", en *Estudios en Homenaje a Luis Ángel Rojo (vol. I), Políticas, Mercados e Instituciones Económicas*, J. Pérez, C. Sebastián y P. Tedde ,(eds.), Editorial Complutense, Madrid, 635-660.

Espasa, A. y J.R. Cancelo, (1993), *Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica*, Alianza Editorial, Madrid.

Hendry, D. y C. Hubrich, 2007, "Forecasting aggregates by disaggregates", Documento de Trabajo, Nuffield College, Oxford.

Hendry, D.F. y H-M. Krolzig (2004), "automatic model selection: A new instrument for social science". *Electoral Studies*, 23, 525-544.

Hendry, D.F. y H-M. Krolzig (2005), "The properties of automatic Gets modelling", *Economic Journal*, 115, C32-C61.

Mariano, R. y Murasawa, Y. (2003) "A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series", *Journal of Applied Econometrics*, 18, 427-433.

Martínez, J.M. y A. Espasa, "Caracterización del PIB español a partir de modelos univariantes no lineales", *Revista Española de Economía*, v. 15, n. 3, págs. 325-354.

Mínguez, R. y A. Espasa (2006) "A time series disaggregated model to forecast GDP in the Eurozone", en Mazzi, G.L. y G. Savio (eds.), *Growth and Cycle in the Eurozone*, Palgrave, Hampshire.

Stock, J. y Watson, M. (1991), "A probability model of the coincident economic indicators", en K. Lahiri y G. Moore (eds.), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, Cambridge.

Tena, J. de D. y Espasa, A. (2009) "Monthly interpolation and forecast of Spanish GDP and its components", Documento de Trabajo, Departamento de Estadística, Universidad Carlos III, Madrid.

La crisis española desde una perspectiva mundial[1]

Jesús Fernández-Villaverde
University of Pennsylvania, NBER, CEPR y FEDEA

Lee Ohanian
UCLA

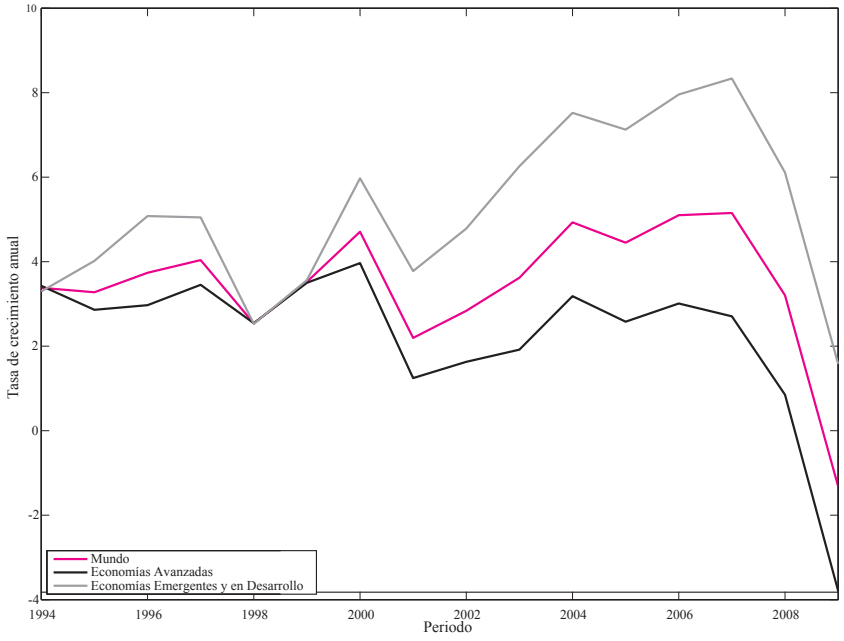
1. Introducción

Entre 1994 y comienzos de 2008, el mundo experimentó una segunda *Belle Époque*, a saber, un prolongado periodo de prosperidad generalizada, rápido crecimiento económico y estabilidad de precios. A partir de datos de las tasas de crecimiento anualizadas recogidas en las Perspectivas de la Economía Mundial del Fondo Monetario Internacional (FMI) de abril de 2009, el Gráfico 1 ilustra que, excepto durante la desaceleración de 2001 en que una leve recesión en Estados Unidos redujo la tasa de crecimiento de la economía mundial, el producto mundial real venía creciendo a una vigorosa tasa media anual de en torno al 3,8 por ciento[2].

1. Agradecemos las opiniones de los editores a medida que se desarrollaba el proyecto, la amabilidad de Tano Santos al proporcionarnos algunos datos del mercado de la vivienda y la discusión de Jaume Ventura. Por último, también agradecemos el apoyo a la investigación que ha prestado la NSF en el marco de la beca 0719405.

2. Los datos correspondientes a 2009 son previsiones con la información disponible hasta el primer trimestre de 2009. El grupo de economías avanzadas incluye (ordenadas por el tamaño de su producción): Estados Unidos, la zona del euro, Japón, el Reino Unido, Canadá, Corea, Australia, Taiwan, Suecia, Suiza, Hong Kong RAE, la República Checa, Noruega, Singapur, Dinamarca, Israel, Nueva Zelanda e Islandia. Los países emergentes y en desarrollo constituyen el conjunto complementario.

Gráfico 1. Producto mundial real



La prosperidad se propagó por la mayoría de los países, con tasas de crecimiento superiores incluso en las economías emergentes y en proceso de desarrollo, que llegaron a alcanzar un máximo inédito del 8,3 por ciento en 2007. Durante estos años, un hecho particularmente relevante ha sido la repentina reaparición de China como participante destacado en la economía mundial tras sus dos siglos de desconexión de los circuitos mundiales[3]. El crecimiento de China ha sido tan rápido que, por sí solo, añadió alrededor de un punto porcentual a las tasas de crecimiento del producto mundial cada uno de los años comprendidos entre 2003 y 2008. Además, la presencia de China generó enormes flujos de capital y provocó ajustes del comercio internacional de tal escala que sorprendió a la mayoría de los analistas, tanto por su tamaño como su carácter repentino.

3. Véase una perspectiva histórica en Maddison (2007) y una excelente introducción a la reciente historia económica china y al proceso de reformas en Huang (2008).

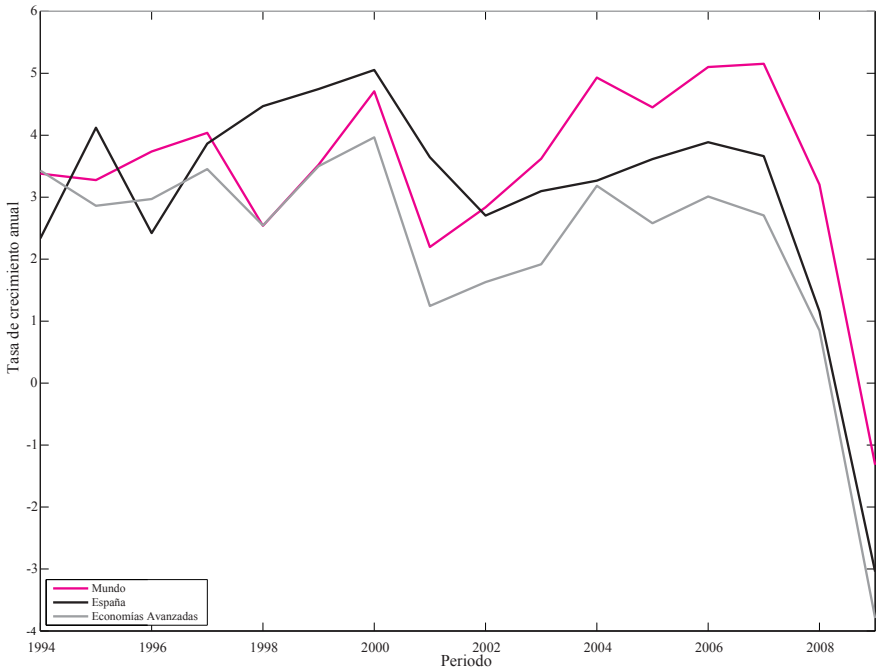
Lamentablemente, esta época de prosperidad llegó bruscamente a su fin en la segunda mitad de 2008. Desde entonces, y hasta comienzos del otoño de 2009, el producto de las economías avanzadas se ha contraído (aunque en las economías emergentes y en proceso de desarrollo ha venido creciendo, pero a la tasa más baja desde 1991), el empleo ha caído, el comercio internacional se ha reducido a un ritmo alarmante y los precios han rozado peligrosamente la zona de deflación. Además, desde el verano de 2007, los mercados financieros internacionales han sufrido una creciente volatilidad, un aumento de los diferenciales de riesgo, distorsiones generalizadas en los mercados secundarios, la quiebra de instituciones como Lehman Brothers, AIG, Wachovia, WashMu y Northern Rock –obligando a masivas intervenciones públicas– y la desaparición de la banca de inversión a la que estábamos acostumbrados. Hasta fechas recientes no ha retornado un comportamiento vagamente parecido al de periodos de normalidad, con ciertos síntomas de recuperación de la actividad económica (especialmente en Asia y en la producción industrial y el comercio internacional, y más débiles en Estados Unidos y algunos países europeos), aunque la sombra amenazadora de una rápida recaída se cierne sobre todos nosotros.

En este artículo, documentaremos el modo en que esta recesión mundial ha combinado cuatro elementos de una tormenta económica perfecta. En primer lugar, una considerable perturbación de los precios del petróleo (y, en cierto grado, de otros productos básicos) a su inicio. En segundo lugar, el colapso del comercio mundial a un ritmo más rápido del que nadie esperaba. En tercer lugar, una reasignación masiva de factores desde la construcción de viviendas hacia otros sectores, un fenómeno particularmente intenso en países como España y Estados Unidos que habían experimentado una importante expansión del sector de la construcción. Por último, fuertes turbulencias financieras.

España, una pequeña economía abierta avanzada, ha seguido al pie de la letra el patrón de expansión y contracción de la economía mundial. Ilustramos esta afirmación mediante el Gráfico 2, en el que nuevamente se utilizan datos del FMI para representar las tasas

de crecimiento del producto de la economía mundial, las economías avanzadas y España desde 1994 hasta la fecha.

Gráfico 2. El mundo frente a España.
Tasas de crecimiento del Producto



La economía española registró una expansión ininterrumpida desde 1993 hasta 2008, pero se sumió en una profunda recesión en la segunda mitad de 2008. Aunque la expansión fue más vigorosa que en otras economías avanzadas, las aceleraciones y desaceleraciones acontecieron al mismo tiempo que en el conjunto de la economía mundial y en las restantes economías desarrolladas (exceptuando que España evitó la recesión de 2001). Ésta es la principal observación que motiva este trabajo: sólo podremos entender de forma correcta el ciclo económico español y pensar en respuestas de política económica a la crisis si enmarcamos la evolución de la economía española en el contexto de lo que ha ocurrido en la economía mundial en los últimos 15 años.

El presente trabajo profundiza en esta idea. Documentamos que las economías española y estadounidense (y quizá también la británica) presentan un sorprendente número de paralelismos que las sitúa en un grupo con una evolución económica muy distinta de la de Alemania o Japón, por una parte, o de la de Francia e Italia, por otra[4].

España y Estados Unidos experimentaron un largo periodo de expansión, únicamente alterado de forma leve durante algunos meses del bienio 2001-2002. Entre 1995 y comienzos de 2008, el producto real aumentó un 58 por ciento en España y un 49 por ciento en Estados Unidos, al tiempo que mejoraba el empleo, la inflación era desacostumbradamente baja, se acumulaban gigantescos déficits comerciales, los precios de la vivienda constantemente alcanzaban nuevos máximos y un gran número de inmigrantes llegaba a ambos países. Las señales de alerta de futuros problemas fueron ignoradas y tanto los expertos como la opinión pública se mostraron complacientes mientras disfrutaban de los frutos de la prosperidad.

Hacia la primavera de 2008, y para sorpresa de la mayoría de nosotros, el ciclo cambió de forma bastante brusca en España y Estados Unidos. Tras unos cuantos meses de ligera recesión, ambas economías iniciaron una rápida contracción hacia el otoño de 2008, al tiempo que la inflación (que había crecido por encima de los niveles objetivo durante el verano de 2008 debido a la perturbación de los precios del petróleo) mutaba en una leve deflación y el empleo se desplomaba. Simultáneamente, el proceso de fuerte escalada de los precios de la vivienda daba paso a caídas sin precedentes de esos mismos precios, un elevado número de ejecuciones hipotecarias y crecientes dificultades de las instituciones financieras más dependientes del crédito al sector inmobiliario.

En términos comparativos, durante los años de expansión, otras economías avanzadas, como Alemania y Japón, registraron un rápido

4. Escogimos estos países como un conjunto natural de economías avanzadas homólogas.

crecimiento de sus exportaciones y de sus supéravit por cuenta corriente, aunque sin elevadas tasas de crecimiento económico. En Alemania, las tasas de crecimiento del producto oscilaron en torno al 1 por ciento durante muchos años, incluso con una contracción en 2003. Mientras tanto, el superávit por cuenta corriente pasó desde un nivel próximo al -1,7 por ciento del producto en 2000 al 7,5 por ciento en 2007. Japón emergió de su década perdida hacia 2003 y comenzó a crecer en torno a un 2 por ciento anual, alentado por las ventas a sus mercados naturales (China y otras economías emergentes). Sin embargo, dado que la formación bruta de capital fijo no llegó siquiera a acelerarse en el punto álgido de la expansión, Japón duplicó su superávit por cuenta corriente entre 2000 y 2007 (desde un 2,6 por ciento del producto hasta un 4,8 por ciento). Desde una perspectiva puramente contable, Japón y Alemania vinieron generando el ahorro necesario para financiar los intensos auges de la inversión y de la vivienda en Estados Unidos y España. Debido precisamente a esta dependencia de las exportaciones, las economías alemana y japonesa se han visto particularmente afectadas por la acusada contracción del comercio internacional y cerrarán 2009 con caídas del producto de entre el 5 y el 6 por ciento, mayores que las que se registrarán en Estados Unidos o España. Un hecho quizá no muy sorprendente es que Alemania y Japón no han experimentado aumentos de los precios de la vivienda o expansiones del sector de la construcción en las dos últimas décadas.

Por último, tenemos dos países, Francia e Italia, muy próximos a España en términos geográficos, culturales, institucionales y de renta per cápita (y que comparten una política monetaria y comercial común de ámbito europeo). Francia e Italia son casos intermedios. Pese a que su crecimiento fue escaso y más cercano al de Alemania y Japón que al de España o Estados Unidos, su sector exterior no mostró mucho dinamismo y sus balanzas por cuenta corriente entraron en territorio negativo, aunque no con tanta rapidez como las de España o Estados Unidos. La tasa de crecimiento francesa se situó en promedio ligeramente por encima del 2 por ciento y su cuenta corriente pasó de un superávit del 1,7 por ciento en 2000 a un déficit del 1 por ciento en 2007. Durante esos mismos años, el crecimiento

del producto fue muy decepcionante en Italia (0,5 por ciento en 2002, 0 por ciento en 2003, 1,5 por ciento en 2004 y 0,7 por ciento en 2005) y su déficit por cuenta corriente aumentó desde el 0,5 por ciento en 2000 hasta el 2,4 por ciento en 2007. Simultáneamente, Francia e Italia registraron importantes subidas de los precios de los inmuebles, posiblemente más relacionadas con los bajos tipos de interés nominales que posteriormente documentaremos que con el crecimiento económico, que en cualquier caso resultó modesto.

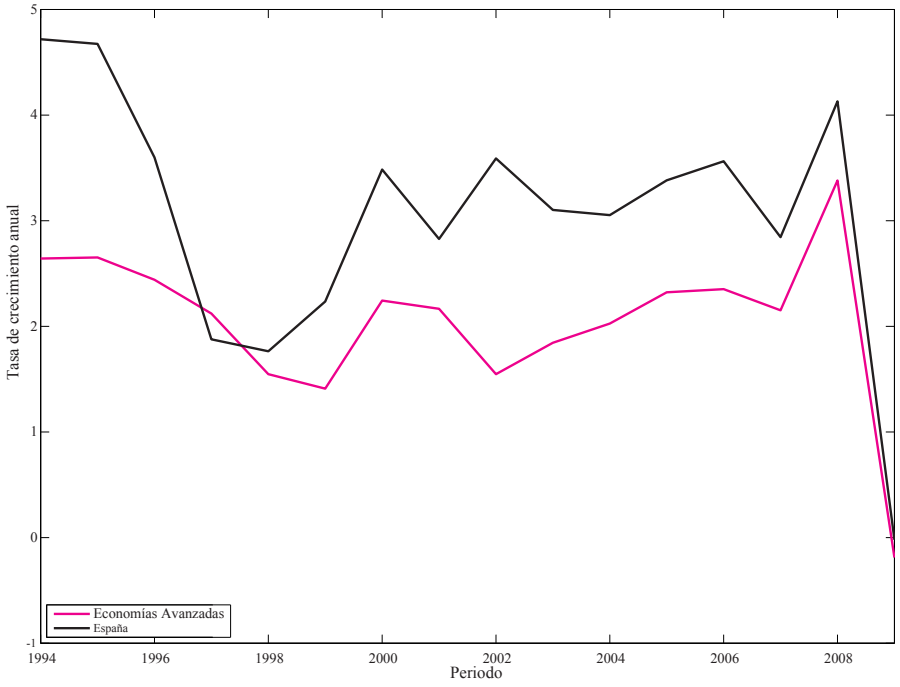
Todos estos fenómenos plantean cuestiones obvias, a saber, a qué obedecen los factores comunes y dispares en las experiencias expansivas y recesivas de cada país, qué perspectivas existen de una recuperación a medio plazo y qué lecciones de política económica pueden extraerse de nuestros actuales problemas. Aunque una exploración minuciosa de todos estos aspectos sobrepasa el ámbito de un único trabajo, seguimos esas pistas mediante la siguiente organización del artículo. En primer lugar, examinamos las variables fundamentales de la economía mundial y comparamos España con países como Estados Unidos, Alemania, Francia, el Reino Unido, Italia y Japón. En segundo lugar, presentamos y calibramos un modelo básico con fricciones financieras para evaluar cómo una economía como la española reacciona ante una serie de perturbaciones financieras. El artículo concluye con algunas consideraciones de política económica.

2. La economía mundial

Como ilustra el Gráfico 1, la expansión española de 1994 a 2007 debe enmarcarse en un contexto mundial de prosperidad y estabilidad de precios. Aunque las tasas de crecimiento españolas resultaron bastante satisfactorias durante todo el periodo, no fueron excepcionales (como las de Irlanda, superiores al 7 por ciento de media durante el periodo 1994-2007). En gran medida, España navegó durante un periodo especialmente bonancible con la ayuda de una política económica centrada en el equilibrio presupuestario pero reticente a dolorosas reformas de los mercados de bienes y de trabajo.

Los años de expansión mundial fueron también años de estabilidad de precios. El Gráfico 3 presenta el crecimiento del Índice de Precios al Consumo (IPC) español y de las economías avanzadas, con arreglo nuevamente a los datos del FMI. Durante la mayor parte del periodo, el crecimiemto del IPC de las economías avanzadas fue reducido y estable, fluctuando entre un 1,5 y un 2,5 por ciento, aproximadamente el objetivo de inflación, formal o implícito, de la mayoría de los bancos centrales (esta escasa volatilidad de la inflación es una de las principales evidencias de la denominada "gran moderación", Stock y Watson, 2003). Únicamente en 2008 la inflación se aceleró hasta el 3,4 por ciento a consecuencia de las fuertes subidas de los precios del petróleo y de otros productos básicos. Sin embargo, este repunte fue breve, ya que la recesión rápidamente impulsó el crecimiemto del IPC hacia territorio negativo.

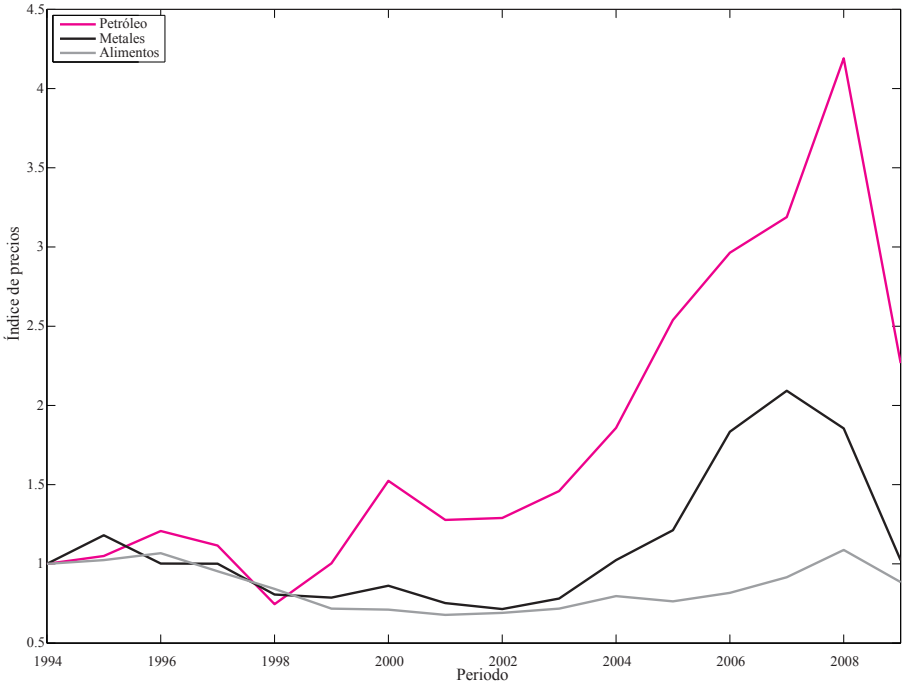
Gráfico 3. Economías avanzadas frente a España.
Crecimiento del IPC



El Gráfico 3 muestra asimismo que los precios españoles crecieron a una tasa más rápida que los de otras economías avanzadas durante casi todo el periodo. Esta evolución podría ser reflejo de las tensiones generadas por una política monetaria impuesta desde el exterior por el Banco Central Europeo (BCE), que quizá era demasiado expansiva para la situación española. Otras posibles explicaciones incluyen un efecto Samuelson-Balassa inducido por el mayor ritmo de crecimiento de la economía española frente al de otras economías avanzadas (si bien esta explicación adolece de problemas empíricos relacionados con los datos españoles de precios y productividad) o el papel de las restricciones a la competencia en numerosos mercados españoles, que, en ciertos casos (como la apertura de grandes centros comerciales), se han intensificado progresivamente con el tiempo. Al igual que en otras economías, una leve deflación ha hecho su aparición en España durante los últimos meses, un fenómeno completamente nuevo en una economía con un fuerte sesgo inflacionista durante más de un siglo.

El reducido tamaño y la estabilidad del IPC fueron el resultado de numerosos factores, pero la evolución de los precios de las materias primas desempeñó probablemente un papel destacado. El Gráfico 4 presenta un índice mundial de precios de las materias primas (petróleo, metales y alimentos) con base 100 en 1994. Los precios de los metales y de los alimentos fueron relativamente estables (salvo los metales entre 2006 y 2008), situándose en niveles históricamente reducidos. En comparación, los precios del petróleo han fluctuado considerablemente, disparándose en 2007 y 2008, para posteriormente hundirse en el otoño de 2008, alcanzando un mínimo de 36 dólares por barril el 27 de febrero de 2009. Hamilton (2009) atribuye esta escalada de precios a la confrontación entre una intensa demanda mundial y una producción mundial estancada, resultado del agotamiento de los yacimientos y de la escasa inversión de las compañías petrolíferas nacionalizadas. Este autor responsabiliza también al encarecimiento del petróleo de adelantar al cuarto trimestre de 2007 el comienzo de la recesión en Estados Unidos, ya que, sin esa perturbación, la recesión podría haberse retrasado hasta el otoño de 2008.

Gráfico 4: Precios de las materias primas

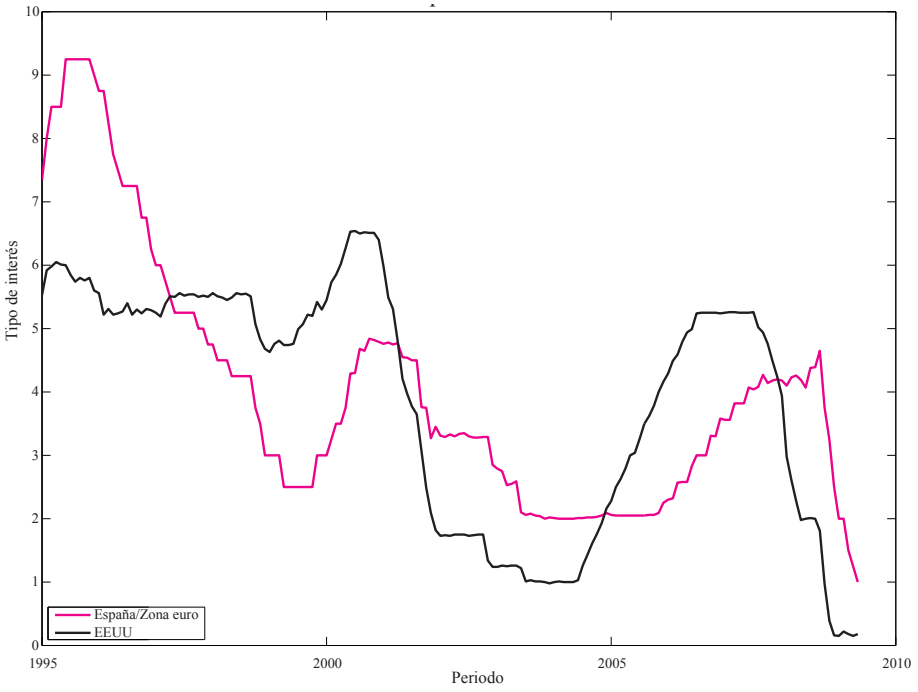


Una inflación reducida indujo unos bajos tipos de interés nominales. Esto se aprecia con claridad en el Gráfico 5, que ilustra el tipo de los fondos federales y el tipo de intervención del BCE[5]. Los tipos de interés a largo plazo y los diferenciales de riesgo se movieron al unísono con los tipos oficiales y cayeron a niveles bastante reducidos. En el caso concreto de España, la caída de los tipos de intervención y de los tipos a largo plazo se vio reforzada por la adopción del euro en 1998 y la casi completa desaparición de la prima de riesgo de los préstamos españoles en comparación con los alemanes. Por vez primera en

5. De hecho, circula una opinión que asigna a los tipos de interés demasiado bajos durante los años centrales de la primera década de este siglo una notable responsabilidad en el origen de nuestros actuales problemas. Véase una exposición persuasiva para el caso estadounidense en Taylor (2009) y, para el caso español, en Recarte (2009). Nosotros no valoramos aquí la plausibilidad de estas opiniones.

décadas, las empresas y familias españolas se vieron capacitadas para endeudarse a tipos de interés reales atractivos y, lo que es más importante, para anticipar una persistencia a medio plazo de esos tipos reducidos. En estas circunstancias, el auge de la inversión y de la construcción de viviendas resultaba un acontecimiento previsible.

Gráfico 5: Tipos de interés oficiales

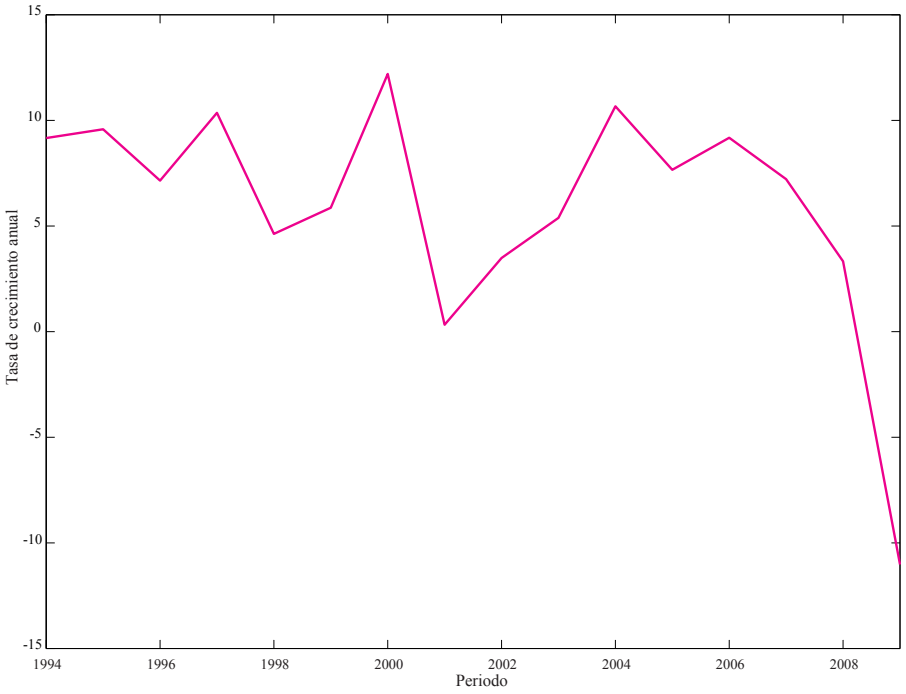


La última parte del Gráfico 5 muestra que estos tipos oficiales de intervención se han reducido aún más en respuesta al rápido deterioro de las condiciones económicas, hasta prácticamente alcanzar el límite inferior de cero[6]. Tras ocurrir esto, numerosos

6. La aplicación de estos recortes se llevó a cabo con un considerable grado de coordinación. El 8 de octubre de 2008, seis bancos centrales (la Reserva Federal, el BCE y los Bancos de Inglaterra, Canadá, Suecia y Suiza) redujeron simultáneamente sus tipos oficiales, marcando un hito en la historia de la cooperación internacional. El día anterior, el ECOFIN había elevado el límite del seguro de garantía de depósitos en toda Europa.

bancos centrales decidieron adoptar amplias medidas de política monetaria no convencional y expandir con rapidez sus balances, en parte debido a la creencia de que eran necesarios nuevos estímulos para garantizar el funcionamiento de los mercados y en parte con el fin de reducir unos tipos de interés a largo plazo que mostraban fuertes resistencias a caer. Por ejemplo, la Reserva Federal ha duplicado con creces el tamaño de su activo y de su pasivo, una postura que no ha abandonado pese a la menor volatilidad reciente de los mercados financieros. Al término de septiembre de 2009, la Reserva Federal poseía bonos de titulización hipotecaria por un importe superior a 689.000 millones de dólares, en lo que representa un viraje radical con respecto a la norma histórica.

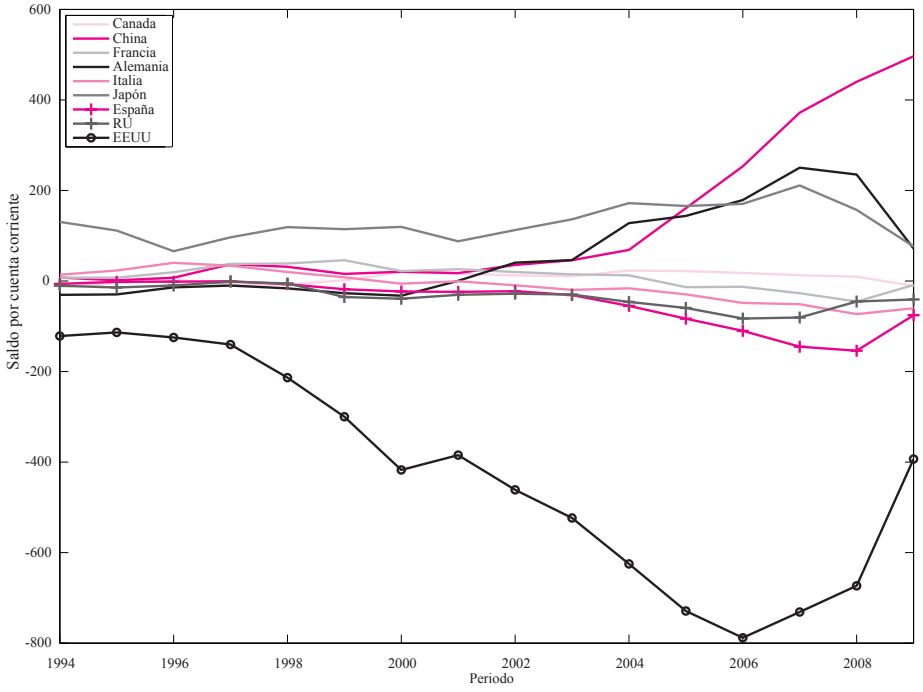
Gráfico 6: Comercio mundial. Tasas de crecimiento



Los años de expansión económica mundial fueron también años de rápido crecimiento del comercio internacional y de crecientes desequilibrios de las balanzas por cuenta corriente. El Gráfico 6 ilustra las tasas de crecimiento del comercio internacional y el

Gráfico 7 los saldos por cuenta corriente, en miles de millones de dólares, de Francia, Alemania, Italia, España, Canadá, Japón, el Reino Unido, Estados Unidos y China, también con datos recabados del FMI. El comercio internacional venía experimentando ritmos de avance que llegaron a alcanzar el 12,2 por ciento en 2000 y el 10,7 por ciento en 2004, duplicando con creces las tasas de crecimiento del producto mundial. Ciertamente, algo subyacía tras la idea de que el mundo ha pasado a ser más "plano" (globalizado) que nunca. Este proceso parece haber retrocedido, ya que la intensa desaceleración de 2008-2009 ha inducido una excepcional caída de las cifras de comercio internacional de un 11 por ciento, desconocida desde la Gran Depresión.

Gráfico 7: Saldos por Cuenta Corriente, en miles de millones de dólares



En cuanto a los saldos por cuenta corriente del Gráfico 7 y a los famosos desequilibrios internacionales, dos países destacan sobre el resto si aquéllos se miden en valor absoluto, uno con signo positivo y otro negativo: China y Estados Unidos. Este último, que

había iniciado el periodo con saldos negativos sustanciales, pero más modestos, incrementó su déficit por cuenta corriente hasta 788.000 millones de dólares en 2006, alrededor del 6 por ciento de su Producto Interior Bruto (PIB). Entre 1994 y 2008, Estados Unidos acumuló un déficit por cuenta corriente de 6,35 billones de dólares.

Justo en dirección contraria, los superávit de la balanza por cuenta corriente china aumentaron desde 7.700 millones de dólares en 1994 (un 1,4 por ciento del PIB) hasta 496.600 millones en 2008 (un asombroso 10,3 por ciento de un PIB muy superior). Se han esgrimido numerosos motivos para explicar este cambio radical de comportamiento en China. Una de las explicaciones subraya el papel desempeñado por el Gobierno chino al crear un gigantesco colchón de reservas de moneda extranjera y activos para reforzar su poder de negociación en la arena internacional[7]. La principal evidencia en favor de este argumento es el aumento de las reservas de divisas de China desde 216.300 millones de dólares en 2001 hasta 2,1345 billones de dólares en 2008 (*World Economic Outlook,* FMI, abril 2008). Una segunda explicación se centra en la ausencia de una seguridad social y una asistencia sanitaria propiamente dichas que obliga a los hogares, en un entorno de rápido envejecimiento de la población, a mantener altas tasas de ahorro. Un tercer mecanismo reside en la falta de buenos mercados financieros, como exponen Song, Storesletten y Zilibotti (2009). Por una parte, la ausencia de un estricto cumplimiento de las cláusulas de los contratos de préstamo impide que los chinos se endeuden en el mercado interno. En cambio, sus ahorros se envían al exterior. Por otra parte, las empresas y los pequeños emprendedores encuentran serios problemas para financiar sus proyectos y, en consecuencia, se ven obligados a ahorrar a una tasa acelerada para poder autofinanciar sus inversiones. Así se produce el fenómeno paradójico de un país con una elevada inversión que, aun así, exporta capital.

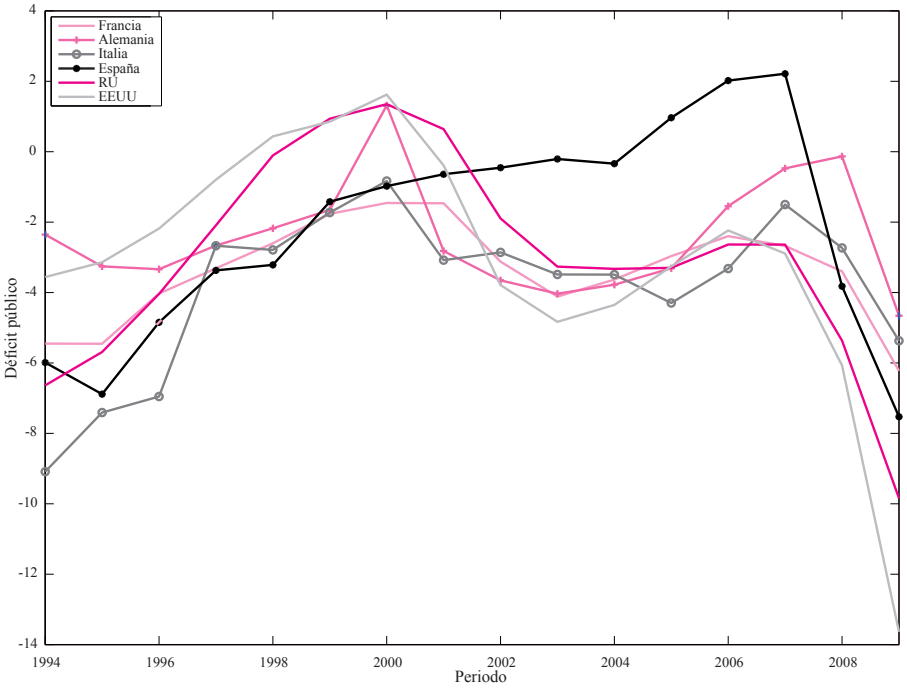
7. Una versión de este argumento introduce también consideraciones internas de índole político-económica que han alterado los precios relativos dentro de China en favor de las ciudades orientadas a la exportación y en detrimento de las áreas rurales. Véanse evidencias de esa política en Huang (2008).

Menores en tamaño pero no en importancia son los crecientes superávit de Alemania y los saldos negativos de España y el Reino Unido. En el seno de la UE, los países miembros siguieron un patrón similar al mundial: las naciones con un elevado ahorro (básicamente Alemania, pero también los Países Bajos) venían financiando los abultados déficit comerciales español y británico. En el caso de España, el déficit de la balanza por cuenta corriente ascendió al 9,6 por ciento del PIB en 2008, con una deuda exterior neta total de casi 870.000 millones de euros (el 80 por ciento del PIB). Este fenómeno resulta especialmente palpable en las decisiones de financiación de los bancos españoles, que venían tomando prestado en el mercado de crédito interbancario fondos equivalentes a más de una cuarta parte de sus balances, procedentes de sus competidores alemanes y holandeses.

Resulta de interés señalar que esos importantes desequilibrios internacionales no guardaron relación, en una aproximación de primer orden, con los abultados déficit públicos de los países afectados. Como puede observarse en el Gráfico 8, que ilustra el volumen de los déficit públicos consolidados en porcentaje del PIB entre 1994 y 2000, los países de nuestra muestra acometieron un intenso proceso de consolidación fiscal. España, por ejemplo, pasó de un déficit del 6,9 por ciento del PIB en 1995 a un déficit del 1 por ciento en 2000. La leve recesión de 2001 y las rebajas impositivas en diferentes países, como Estados Unidos, debilitaron las posiciones financieras del sector público en años posteriores. España fue una excepción, al convertirse la rectitud fiscal en un pilar de las políticas económicas de los gobiernos, tanto conservadores como socialistas, dando lugar a una acumulación de superávit, que llegaron a alcanzar un nivel histórico del 2,2 por ciento del PIB en 2007 pese a unas rebajas relativamente menores en la imposición sobre la renta. No obstante, la situación fiscal se deterioró rápidamente durante 2008 en todos los países, de forma que los déficit públicos del ejercicio 2009 oscilan entre el 13,7 por ciento en Estados Unidos y el 4,7 por ciento en Alemania[8].

8. Las cifras correspondientes a 2009 son, sin embargo, proyecciones del FMI sujetas a un considerable grado de incertidumbre. El déficit español se acercará probablemente más al 10 por ciento que al 7,5 por ciento recogido en el Gráfico. En el caso de Estados Unidos, la Oficina Presupuestaria del Congreso pronosticó en agosto de 2009 un déficit público federal del 11 por ciento (si bien aún existen ciertas cuestiones pendientes relativas al tamaño de las transferencias al sector financiero).

Gráfico 8: Déficit público en porcentaje del PIB



Podemos descomponer los déficit públicos en una combinación de mayores gastos y menores ingresos. El aspecto más relevante para nosotros es la evolución de los ingresos públicos, ya que nos aporta mucha información sobre la sostenibilidad a largo plazo de las políticas fiscales activas, como las que han adoptado numerosos países[9]. Hemos recabado datos de los países europeos, procedentes de Eurostat, y de Estados Unidos, procedentes de Bureau of Economic Analysis, para 2007, 2008 y 2009:I. Las cifras se recogen en el Cuadro 1. Las tres primeras columnas comparan los ingresos públicos en 2007 y 2008 y las tres siguientes los ingresos públicos entre 2008:I y 2009:I (en muchos países, los ingresos públicos poseen un fuerte componente estacional).

9. Asimismo, una comparación del aumento de los gastos públicos en los distintos países resulta más complicada debido a las diferencias en la contabilización de la miríada de medidas de política fiscal adoptadas durante la recesión, como el rescate de instituciones financieras y las garantías públicas implícitas.

El hallazgo más relevante es que la mayor caída de los ingresos públicos de todos los países de nuestra muestra se ha producido en España, un demoledor descenso del 4,4 por ciento del PIB entre 2007 y 2008, con un retroceso adicional en 2009 que podría situarse alrededor del 2,5 ó 3,0 por ciento, y todo ello pese a que no ha habido modificaciones de los tipos impositivos legales. De esta caída de 4 puntos porcentuales entre 2007 y 2008, unos 2,2 puntos cabe atribuirlos a una disminución de la recaudación de los impuestos directos (los impuestos sobre la renta y de sociedades) y cerca de 2 puntos a un descenso de la recaudación del impuesto sobre el valor añadido (IVA)[10]. En comparación, la caída de ingresos tributarios en Estados Unidos entre 2007 y 2008 sólo fue del 2,4 por ciento. Esta acelerada reducción de los ingresos públicos diferencia la actual recesión de las anteriores, como la del bienio 1992-93, cuando los ingresos públicos en España no disminuyeron en porcentaje del PIB. Echando la vista atrás, parece que la extraordinaria recaudación impositiva generada por el impuesto sobre transmisiones patrimoniales, el IVA y el impuesto sobre las plusvalías y asociada al auge del sector inmobiliario[11] fue el principal factor explicativo de los superávit públicos del periodo 2005-2007 en España.

10. Para 2009, se prevén caídas adicionales de los impuestos directos por importe de 0,7 puntos porcentuales del PIB y de los impuestos indirectos por importe de 1,3 puntos, aunque una parte (en torno a 0,5 puntos) obedece a una modificación del perfil temporal de las devoluciones del IVA que deberían recuperarse en 2010.

11. Y, por tanto, que las perspectivas presupuestarias españolas a medio y largo plazo son desalentadoras, sobre todo si tenemos en cuenta el rápido envejecimiento de la población del país y su impacto sobre las pensiones y el sistema sanitario nacional.

Cuadro 1: Evolución de los ingresos públicos en porcentaje del PIB

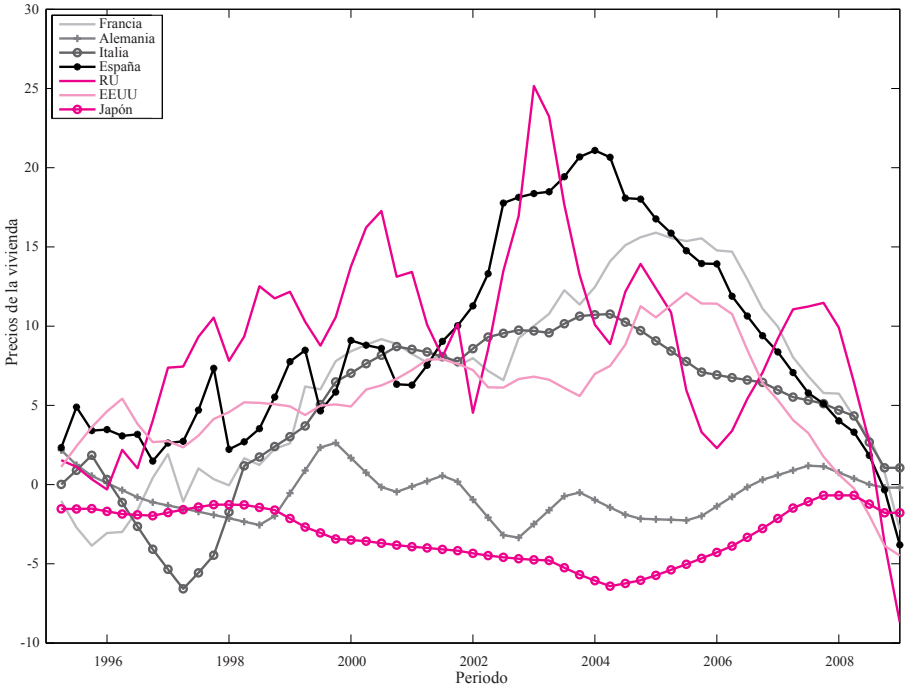
País	2007	2008	Diferencia	2008:I	2009:I	Diferencia
Alemania	44,0	43,8	-0,2	43,8	--	--
Irlanda	36,0	34,6	-1,4	33,6	31,0	-2,7
Grecia	40,1	39,9	-0,2	39,9	42,4	2,5
España	41,1	36,7	-4,4	37,7	35,0	-2,7
Francia	49,5	49,2	-0,3	43,8	--	--
Italia	46,2	45,9	-0,3	39,8	39,8	0,1
Países Bajos	45,4	46,3	0,8	43,3	45,1	1,8
Austria	47,9	48,2	0,2	44,2	44,9	0,6
Portugal	43,0	43,2	0,1	38,9	37,5	-1,4
Reino Unido	41,4	42,4	0,9	46,8	45,2	-1,5
Estados Unidos	29,0	26,6	-2,4	29,9	28,1	-1,8

Sin embargo, España no estuvo sola durante este proceso de expansión del sector inmobiliario. Los abultados desequilibrios internacionales guardaron estrecha relación con los fuertes incrementos de los precios y de la actividad en el sector inmobiliario de numerosos países. Para ilustrar este punto, en el Gráfico 9 presentamos la variación anual de los precios de la vivienda en Francia, Alemania, Italia, España, el Reino Unido y Estados Unidos entre 1995:I y 2008:IV (falta la última observación trimestral de Alemania y Japón).

En este gráfico, vemos que el crecimiento de los precios en el Reino Unido y España se aceleró por encima del 20 por ciento en 2003 y 2004 y continuó a fuerte ritmo hasta mediados de 2007. En Italia, Francia y Estados Unidos, los precios de los inmuebles también experimentaron una considerable escalada, aunque más moderada que en el Reino Unido y España. A efectos de comparación, hemos incluido Alemania y Japón, países donde los precios inmobiliarios fueron estables o sufrieron una pequeña caída. Obsérvese que los países con las mayores subidas de precios fueron

también los que registraron los déficit comerciales más abultados; y, a la inversa, los países que acumularon los mayores superávit comerciales no experimentaron fuertes encarecimientos de sus activos inmobiliarios.

Gráfico 9: Variaciones de los precios de la vivienda



Es importante evaluar qué parte de las subidas de los precios de la vivienda puede explicarse a partir de variables fundamentales. La diferencia entre los precios de mercado y los precios previstos a partir de variables observables podría ofrecernos una indicación de la posible evolución futura de los precios de la vivienda. Existen numerosos procedimientos alternativos para este cálculo, pero nosotros creemos conveniente seguir la medida de desviación de los precios de la vivienda propuesta por el FMI (véase el Recuadro 1.2 del *World Economic Outlook*, octubre de 2008). Este índice es una estimación de la desviación de los precios de la vivienda frente a los obtenidos a partir de una regresión simple del crecimiento de los precios de la

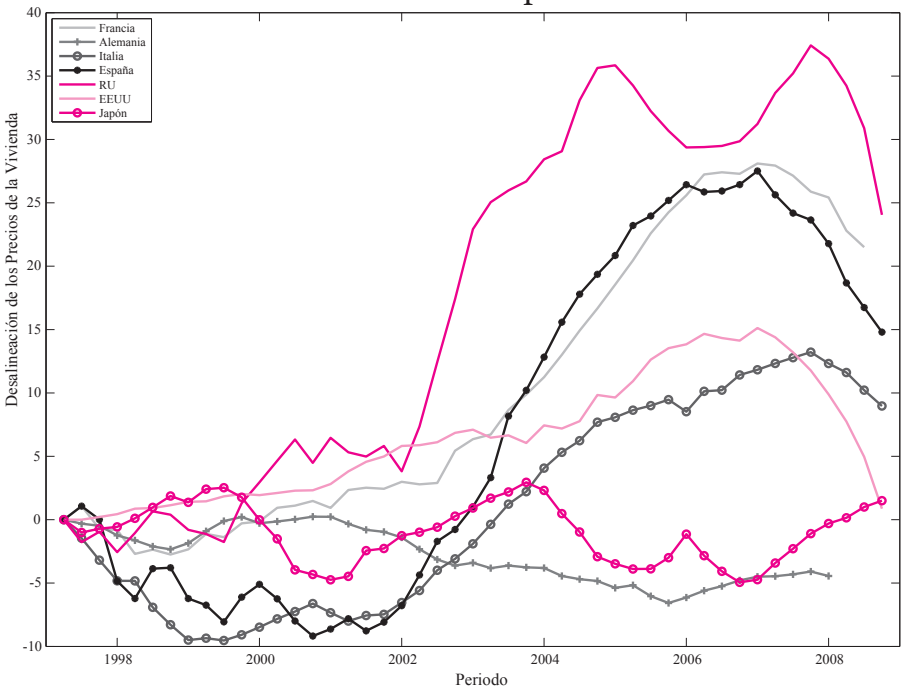
vivienda con respecto a componentes dinámicos (crecimiento pasado de los precios de la vivienda y un cociente desfasado de los precios de la vivienda sobre la renta disponible) y a variables fundamentales (crecimiento de la renta disponible per cápita, población en edad de trabajar, precios del crédito y de las acciones, tipos de interés a corto y a largo plazo). Los datos de la regresión corresponden al periodo muestral 1970:I-2008:III (faltan algunas observaciones iniciales de ciertos países: por ejemplo, los datos españoles comienzan en 1971:I). Además, a la medida de desviación se le asigna base 0 en 1997:I[12].

El Gráfico 10 recoge los resultados de esa desviación. Según esta medida, los precios de la vivienda en España no lograron mantener el ritmo de crecimiento de la renta durante la vigorosa expansión de finales de los años 90, de forma que, en 2001, se situaban casi un 10 por ciento por debajo de su nivel previsto. Sin embargo, las tremendas tasas de crecimiento de los precios de la vivienda entre 2002 y 2005 eliminaron esa diferencia y generaron una gran brecha positiva que alcanzó un máximo en torno al 27 por ciento a finales de 2007. Esa brecha ha venido disminuyendo desde entonces, si bien, conforme a las últimas cifras (2008:III), las variables fundamentales aún predicen una reducción adicional del 14,8 por ciento. Esta desviación estimada sugiere un probable proceso de continua caída de los precios en España durante varios trimestres adicionales. En Estados Unidos, los precios aumentaron lentamente por encima de los valores previstos a finales de los años 90 y comienzos de la presente década y sólo crecieron sustancialmente en el bienio 2004-2005. Es interesante destacar que, a finales de 2008, los precios de la vivienda en Estados Unidos parecen coincidir aproximadamente con su valor previsto, una observación que sugiere una escasa probabilidad de ulteriores caídas significativas de los precios (pese a la oleada de ejecuciones hipotecarias durante

12. Una medida alternativa consiste en calcular el cociente precio-renta. Los resultados son similares a los incluidos en el artículo, con rápidos incrementos en España, Francia y el Reino Unido y caídas en Japón y, sobre todo, Alemania. Es interesante señalar que el cociente precio-renta en Estados Unidos no aumentó tanto como nosotros habríamos esperado a la luz del anterior gráfico sobre precios de la vivienda. Retomaremos esta observación cuando expliquemos el fuerte componente regional del auge del sector inmobiliario en Estados Unidos.

el otoño de 2009)[13]. Por otra parte, los precios de mercado parecen haberse situado por debajo de sus niveles históricos en Alemania y aproximadamente a su nivel en Japón.

Gráfico 10: Desviación de los precios de la vivienda

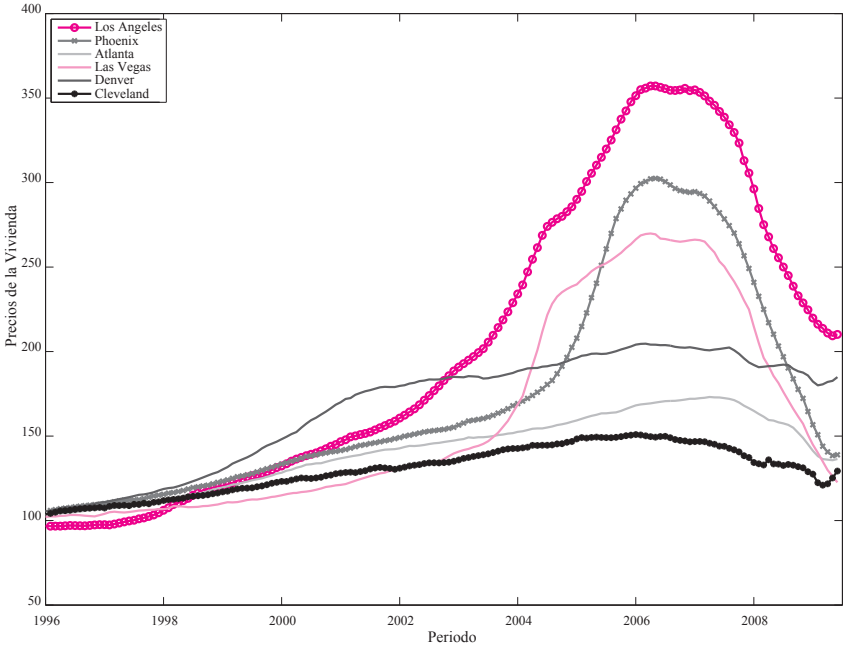


Las cifras de precios de la vivienda recogidas en los Gráficos 9 y 10 corresponden a valores agregados, y, por tanto, pueden enmascarar grandes disparidades interregionales. En el caso concreto de Estados Unidos, el grado en que los precios de la vivienda divergieron con respecto a sus valores previstos se encuentra sesgado a la baja debido a que su construcción combina áreas donde los precios experimentaron sólo subidas moderadas (el sur y la mayor parte del medio oeste) y zonas donde los precios se dispararon al alza

13. Este resultado parece estar en consonancia con la evidencia de una estabilización de los precios de la vivienda en Estados Unidos durante el periodo primavera-verano de 2009. Véase, por ejemplo, la reciente evolución del índice Case-Shiller Composite-20, que mostró aumentos en junio de 2009 por vez primera en casi tres años, y el resumen de los últimos indicadores en: http://www.radarlogic.com/research/RPXMonthlyHousingMarketReportforJuly2009.pdf.

(las costas este y oeste). Para ilustrar esta idea, utilizamos el índice Case-Shiller que recoge la evolución de los precios de la vivienda en un conjunto de áreas estadísticas metropolitanas (MSA) de Estados Unidos. El Gráfico 11 recoge los precios nominales de la vivienda en seis de esas zonas, con base 100 en enero de 1995. Este gráfico muestra que algunas zonas, como las de Atlanta, Cleveland y Denver, no experimentaron un ciclo alcista entre 2000 y 2009, mientras que otras, como las de Los Angeles, Phoenix y Las Vegas, registraron una enorme escalada y posterior colapso de los precios de la vivienda. En España, por su parte, la subida de los precios de los inmuebles presentó una distribución geográfica más uniforme.

Gráfico 11: Precios de la vivienda.
Algunas zonas metropolitanas de Estados Unidos

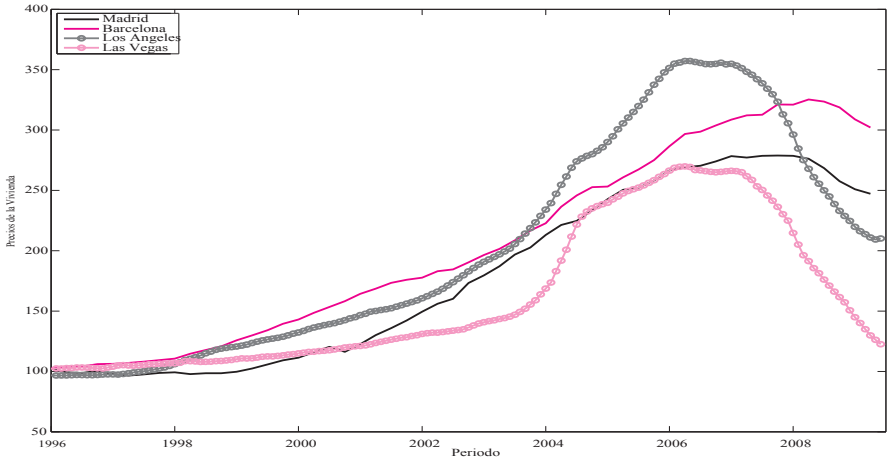


Resulta interesante comparar, en el Gráfico 12, la evolución de los precios de la vivienda en algunas MSA estadounidenses y en las dos principales ciudades españolas, Madrid y Barcelona, todas con precios normalizados a 100 en 1995[14]. Los datos estadounidenses

14. La evolución de Madrid y Barcelona no fue excepcional. Ciudades más pequeñas como Sevilla o Zaragoza registraron subidas aún mayores de los precios de la vivienda.

son del índice Case-Shiller, mientras que los españoles proceden del Ministerio de la Vivienda[15]. Elegimos Los Angeles y Las Vegas como ejemplos de zonas metropolitanas caracterizadas por fuertes subidas de precios (un motivo adicional es que existe un paralelismo en términos geográficos: Los Angeles y Barcelona son ciudades al lado del mar con límites físicos a su crecimiento, mientras que Madrid y Las Vegas cuentan con un espacio prácticamente ilimitado para construir). Aunque los precios en Los Angeles subieron más que en Madrid o Barcelona, también han caído más deprisa. En Las Vegas, la caída ha sido tan pronunciada que los precios de los inmuebles se sitúan, en términos nominales, sólo un 22,5 por ciento por encima del nivel de 1995, mientras que el IPC ha subido un 43 por ciento desde entonces. Los elevados precios de Madrid y Barcelona sugieren, de nuevo, sustanciales caídas de los precios de los inmuebles en España durante los próximos meses[16].

Gráfico 12: Precios de la vivienda.España frente a Estados Unidos

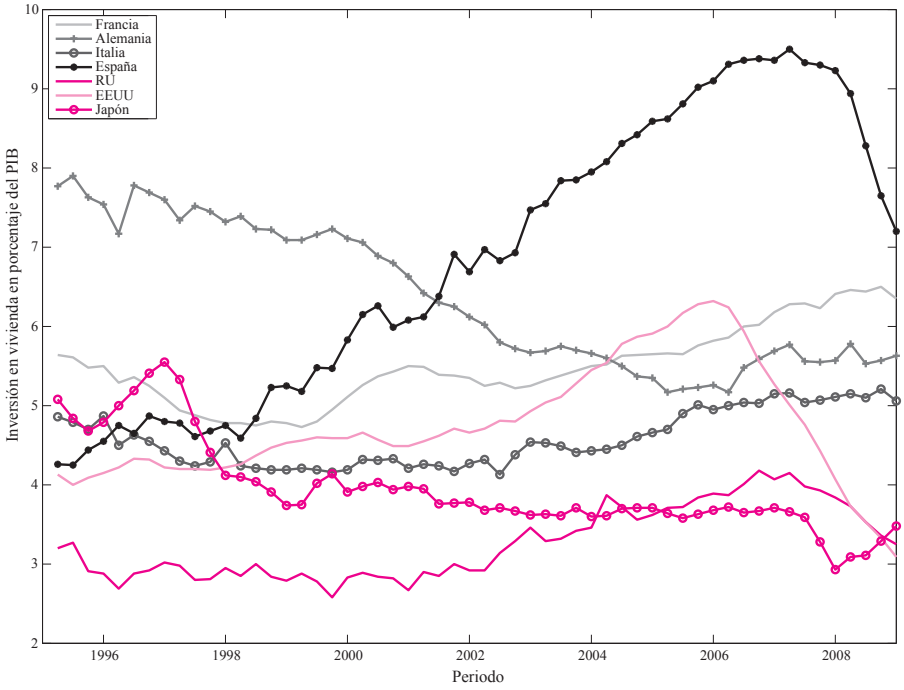


La inversión en vivienda en porcentaje del PIB siguió una evolución semejante a la de los precios de los inmuebles. El Gráfico

15. Agradecemos a Tano Santos que nos facilitara las series temporales españolas.
16. Aquí debe hacerse una salvedad: el sesgo en el índice de precios inducido por una fuerte caída en las transacciones efectivamente realizadas. Algunos comentaristas han sugerido que, una vez tenidas en cuenta esas transacciones, los precios podrían haber caído ya de forma considerable en España.

13 presenta las cifras de esa inversión para el mismo grupo de países del Gráfico 9. De nuevo, puede verse que España sigue una evolución atípica, ya que la inversión en vivienda aumenta desde el 4,3 por ciento del PIB en 1995:I hasta el 9,4 por ciento en 2006:III, para posteriormente caer cuando llega la recesión hasta el 7,2 por ciento en 2008:IV, un porcentaje aún alto en perspectiva histórica, pero atribuible probablemente al sustancial volumen de construcción en curso que seguirá desarrollándose durante los próximos trimestres. En comparación, el aumento de la inversión en vivienda en Estados Unidos resultó considerablemente más moderado.

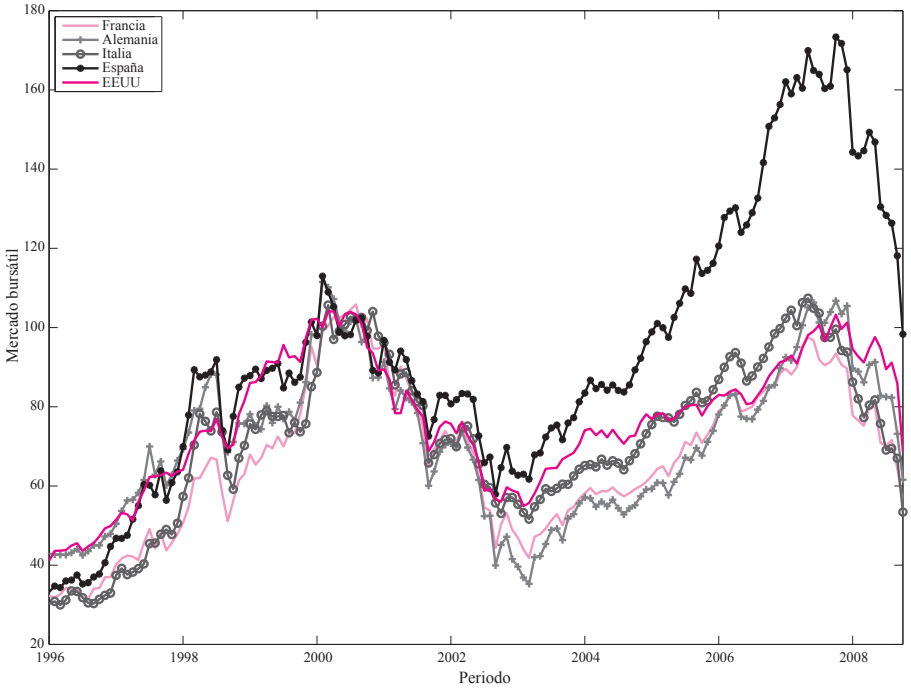
Gráfico 13: Inversión en vivienda.



Sin embargo, los inmuebles no fueron la única clase de activos cuyos precios subieron para desplomarse después. El Gráfico 14 presenta los índices bursátiles de Francia, Alemania, Italia, España y Estados Unidos, procedentes de Global Insight, desde 1995 hasta

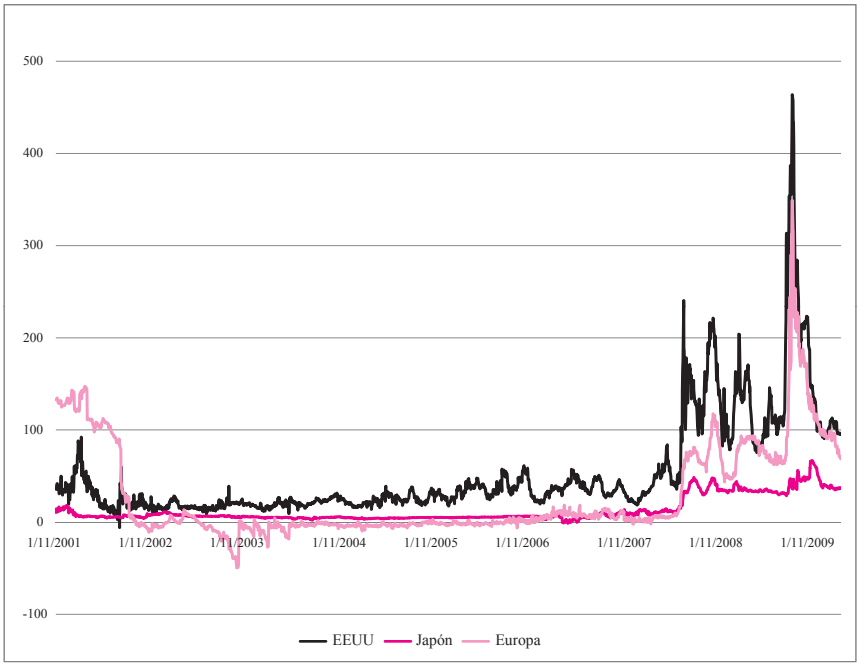
comienzos de 2009. En primer lugar, todos los índices tuvieron una sorprendente evolución conjunta desde el inicio de la muestra: un gran auge a finales de los años 90, una pérdida de todas las ganancias tras la explosión de la burbuja de internet, un posterior ciclo alcista y, finalmente, pérdidas muy rápidas tras el otoño de 2008. En segundo lugar, el mercado bursátil español registró incluso mayores avances que otras bolsas internacionales durante la primera década del siglo, duplicando con creces su valoración, aunque también perdió gran parte de esas ganancias en unos pocos meses de turbulencia financiera. Al igual que en otras variables, España mostró exactamente el mismo patrón de comportamiento que sus homólogos, sólo que más exagerado. Durante la primavera y el verano de 2009 se asistió a un cierta recuperación de los mercados bursátiles en todo el mundo, con un retorno del índice S&P 500 a niveles similares a los de octubre de 2008.

Gráfico 14: Mercado bursatil



Aunque resulta difícil apreciarlo en el gráfico, las pronunciadas caídas del mercado bursátil del otoño de 2008 y el invierno de 2009 vinieron asociadas a fuertes repuntes de la volatilidad. Una visión aún más clara de las turbulencias de los mercados financieros se ofrece en el Gráfico 15, que recoge los diferenciales del crédito interbancario (en puntos básicos) a partir de 2001. El propio gráfico resume la historia: tras 8 años de diferenciales extremadamente reducidos, en 2008 se registraron enormes incrementos. Tras la quiebra de la empresa Lehman Brothers, los diferenciales se dispararon tanto que, el 10 de octubre de 2008, ascendían en Estados Unidos a la asombrosa cifra de 463,62 puntos básicos. De nuevo, la mayoría de los diferenciales han retrocedido notablemente y una situación parecida a la normalidad parece haber retornado a los mercados de crédito[17].

Gráfico 15: Diferenciales interbancarios (en puntos básicos)



17. Los diferenciales también aumentaron en otros mercados. Por ejemplo, el diferencial entre el bono del Tesoro alemán y el bono del Tesoro español, que era prácticamente inexistente antes de la crisis, se disparó por encima de los 100 puntos básicos en el invierno de 2009 y aún superaba los 50 puntos básicos al término de 2009.

A fin de poner esta evolución en perspectiva, resulta oportuno examinar algunos de los principales rasgos del sector financiero español. En primer lugar, la autoridad monetaria, el Banco de España, supervisa de forma estricta al sector. El banco central, para tratar de evitar una repetición de la terrible crisis bancaria del periodo 1977-1985 que afectó a más del 50 por ciento de los bancos existentes y al 27 por ciento de los activos totales (Torrero, 1990), ha venido con el paso de los años imponiendo al sector un claro conjunto de directrices y requisitos de provisionamiento. Éstos han evitado, por ejemplo, que los bancos españoles utilizasen complicadas entidades especiales de financiación (SIV) como las que tanta popularidad alcanzaron en Estados Unidos o el crecimiento de un importante sector bancario en la sombra. Del mismo modo, y pese a la notable expansión del proceso de titulización durante el periodo analizado, los bancos emplearon instrumentos mucho menos sofisticados que en Estados Unidos y retuvieron la mayor parte del riesgo de crédito en sus propios balances. Asimismo, los criterios de concesión de créditos sólo experimentaron un ligero relajamiento durante la primera década del siglo (la caída de los tipos de interés nominales y la ampliación de los plazos de vencimiento de los préstamos hipotecarios a 30 ó 40 años parecen haber desempeñado un papel más importante en este terreno).

En segundo lugar, el sector financiero español se encuentra muy concentrado (y en camino de estarlo aún más). A finales de 2008, sólo había 362 instituciones crediticias operativas en España, con 159 bancos que representaban el 53,53 por ciento de los activos totales y 46 cajas de ahorros, que sumaban un 38,40 por ciento adicional, diviéndose el restante 8 por ciento entre pequeñas cooperativas de crédito, el Instituto de Crédito Oficial y otras entidades de crédito. Sin embargo, esas cifras enmascaran un nivel de concentración más alto. En el subsector bancario, Banco Santander y BBVA son los gigantes del mercado español y se encuentran entre los mayores bancos del mundo. Santander controla activos superiores a 1,4 billones de dólares y los del BBVA ascienden a unos 0,75 billones de dólares. En comparación, los activos del tercer banco por tamaño,

el Banco Popular, únicamente suman unos 150.000 millones de dólares. Del mismo modo, solamente dos instituciones, La Caixa y CajaMadrid, controlan casi la mitad de los activos del subsector de cajas de ahorros.

En tercer lugar, el modelo de negocio de los bancos y cajas de ahorros españoles es *hiper-universal*. Los bancos mantienen relaciones duraderas con la industria, a través tanto de partipaciones accionariales de control (desde telecomunicaciones a líneas aéreas, distribución alimentaria o compañías energéticas) como de concesión de importantes créditos. Además, los bancos financian las actividades de exportación e importación y otras operaciones internacionales de las empresas. Por lo que hace a las personas físicas, los bancos españoles no sólo ofrecen a sus clientes depósitos, hipotecas, tarjetas de crédito, fondos de pensiones y otros productos financieros tradicionales, sino también una apabullante gama de servicios variados, desde seguros de asistencia sanitaria hasta un servicio de pago automático de peajes en autopista o entradas para el cine. Pese a este carácter universal, y en parte como respuesta a las exigencias del banco central con respecto a los requisitos de aportación de garantías, los bancos españoles han concentrado la mayor parte de sus créditos en el sector inmobiliario. Este sesgo también se ha traducido en un menor interés en actividades tales como el capital riesgo u otras modalidades de financiación de nuevas empresas.

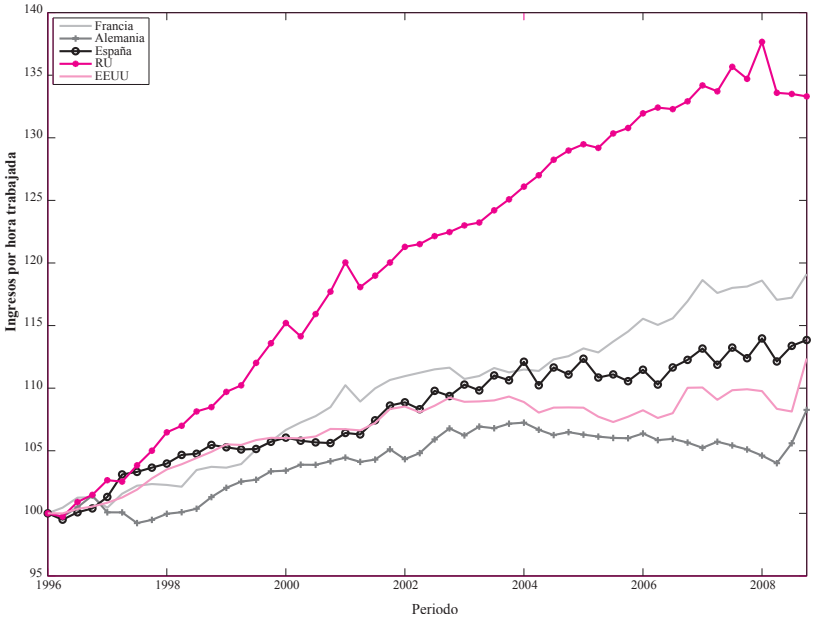
En comparación, el sector financiero estadounidense se enfrenta a una regulación más suave, su dispersión es mucho más notable y su modelo de negocio es menos universal. En primer lugar, el sector financiero de Estados Unidos está menos regulado porque la potestad para hacerlo se comparte entre diferentes agencias, generando vacíos y solapamientos en su cobertura y permitiendo la existencia de un importante sector bancario en la sombra que ha escapado a una estricta supervisión. En segundo lugar, el sector financiero estadounidense se encuentra muy fragmentado, con 8.246 instituciones aseguradas por la Federal Deposit Insurance

Corporation (FDIC). JPMorgan Chase, la mayor institución, cuenta con activos que suman 1,7 billones de dólares, sólo un 20 por ciento más que el Banco Santander, y únicamente otras dos instituciones, Citigroup y Bank of America, gestionan activos superiores a los del BBVA, mientras que otros 500 bancos controlan activos de al menos 1.000 millones de dólares. Por último, y pese a cierto proceso de integración reciente, la oferta de distintos servicios financieros se encuentra muy especializada. Una familia típica estadounidense mantendrá relaciones bancarias con una institución diferente a la que emitió sus tarjetas de crédito o a la que gestiona la hipoteca de su casa (y, evidentemente, la familia compra sus entradas de cine en un lugar muy distinto).

Aunque los dos principales bancos, Santander y BBVA, parecen disponer de una sólida posición de cara al futuro próximo (beneficiados por los flujos de caja positivos generados fuera de España y por su posicionamiento en el sector minorista), la situación de las cajas de ahorros es mucho más delicada, con una de ellas ya intervenida por el Banco de España y numerosas fusiones en proceso. Dado que otros trabajos incluidos en este volumen estudian el sector financiero español y su situación en el futuro próximo, nosotros no profundizaremos más en este tema.

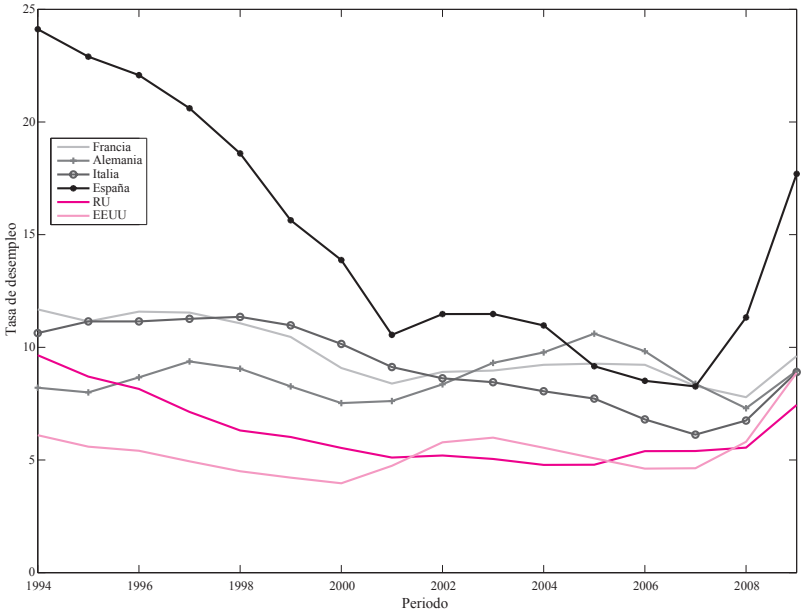
Por último, cerramos nuestra visión panorámica de la economía mundial con los mercados de trabajo. El Gráfico 16 presenta los ingresos por hora trabajada en el sector privado de Francia, Alemania, España, el Reino Unido y Estados Unidos a partir de 1996 (el primer año para el que disponemos de datos comparables de la OCDE). En primer lugar, vemos que los ingresos por hora trabajada registraron un crecimiento sostenido en el Reino Unido (de alrededor del 2,5 por ciento anual) y, en menor medida, en Francia, Estados Unidos y España (en torno al 1 por ciento anual). En Alemania, el crecimiento de esos ingresos fue perceptiblemente bajo. En 14 años, los ingresos por hora trabajada en Alemania sólo aumentaron un escaso 5 por ciento, lo que probablemente explica porqué se ha producido un descontento generalizado en el país durante los últimos años.

Gráfico 16: Ingresos por hora trabajada



La información sobre el desempleo, utilizando la definición estandarizada del FMI, se representa en el Gráfico 17.

Gráfico 17: Tasa de desempleo



El cambio más notable observado en el gráfico es la rápida caída del desempleo en España, desde las asombrosas cotas de 1994 (24,1 por ciento) hasta un nivel mucho más manejable del 8,3 por ciento en 2007. Tras este descenso del desempleo subyacía un increíble crecimiento del empleo español, que aumentó un 48 por ciento en sólo 14 años, a un ritmo anual de casi el 3 por ciento (en cifras absolutas, desde 13 millones de empleos equivalentes a tiempo completo hasta 19,2 millones). En términos comparativos, Estados Unidos, una economía que suele considerarse especialmente capaz de crear nuevos puestos de trabajo, sólo elevó su empleo un 17 por ciento durante el mismo periodo.

Pueden descartarse rápidamente algunos de los sospechosos habituales de inducir esta evolución mencionados por los analistas. Los datos de empleo en España se basan en una encuesta a los hogares diseñada para medir tanto el empleo registrado como el no registrado (la Encuesta de Población Activa o EPA). Por tanto, este crecimiento del empleo no puede haber obedecido a la "aparición" de un sector de economía sumergida[18].

La inmigración explica, desde una perspectiva puramente mecánica, una gran parte del aumento del empleo en España (alrededor de 3 millones de trabajadores en la cima cíclica de 2008 y en torno a 2,7 millones actualmente, o aproximadamente la mitad de la expansión del empleo), pero no desvela porqué esos inmigrantes fueron capaces de encontrar puestos de trabajo en un economía que, durante las dos décadas anteriores, había generado muy escaso nuevo empleo neto. Además, incluso entre los nacionales, el empleo creció a un ritmo acelerado, con la adición de más de 3 millones de nuevos trabajadores sobre un valor inicial cercano a 12,5 millones,

18. La aparición de la economía sumergida puede deducirse del hecho de que el número de trabajadores afiliados al sistema de la seguridad social en España creció más deprisa durante los últimos años 90 que el empleo medido en la encuesta, pero en tanto en cuanto las encuestas corrigieran adecuadamente esa actividad sumergida (y existen razones estadísticas para creer que esto fue así), dicha aparición carece de impacto sobre los datos de empleo que venimos mencionando.

impulsando la tasa de participación desde los últimos puestos de la clasificación de la OCDE (47,6 por ciento en España en 1994 frente a una media del 63,3 por ciento en la OCDE) hasta superar su media (65 por ciento en España en 2005 frente a una media del 64,4 por ciento en la OCDE) en sólo 11 años.

Una consecuencia directa de un ritmo de crecimiento del empleo superior al del producto es el lento avance registrado por el PIB por trabajador. En el punto máximo de la expansión del empleo, a comienzos de 2008, el PIB por trabajador sólo había crecido un 6,6 por ciento en España, menos del 0,5 por ciento anual, en un periodo de más de 13 años. La situación es incluso más llamativa ya que, al término de 2007, España invertía más del 31 por ciento de su PIB, una cifra más próxima a la de los países asiáticos que a la norma europea. Incluso restando la inversión en vivienda, España venía acumulando capital a un ritmo acelerado[19]. El efecto total del fuerte incremento del empleo y de la inversión es un crecimiento reducido o incluso negativo de la productividad en España (por ejemplo, Burriel, Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez, 2009, estiman que la productividad total creció a una tasa del -0,03 por ciento en el periodo 1995-2007)[20].

Desgraciadamente, la situación del empleo en España sufrió un cambio bastante drástico, por lo que al término de 2009 nos encontramos de nuevo con una tasa de desempleo del 18 por

19. Aunque otras economías avanzadas no elevaron mucho su inversión en bienes de equipo durante la primera década del siglo (si acaso, la inversión en equipos cayó en porcentaje del PIB en países como Estados Unidos), España invirtió crecientes sumas, con un considerable número de empresas acometiendo ambiciosos programas de renovación de sus equipos (lo que puede apreciarse, por ejemplo, en las estadísticas de importaciones de bienes de capital, ya que España produce relativamente poca maquinaria avanzada).

20. Admitimos la existencia de un efecto de composición. Es probable que muchos de los nuevos ocupados en la economía española dispusieran de menor capital humano o experiencia que los trabajadores preexistentes. Por tanto, también es probable que su acceso al empleo redujera la productividad media observada. No disponemos de una evaluación minuciosa de estos efectos de composición ni del grado en que la productividad podría haber crecido sin ellos.

ciento. En otros países europeos y en Estados Unidos, las tasas de desempleo han sido más estables a lo largo del tiempo e incluso los recientes incrementos han sido mucho menores que en España. La elevada sensibilidad del empleo español al ciclo económico (un hecho que ya se observó durante la recesión del bienio 1992-1993) probablemente sólo pueda explicarse por el ineficiente conjunto de instituciones del mercado de trabajo que España ha venido padeciendo durante décadas. Por ejemplo, incluso en los años máximos del ciclo expansivo, más de un tercio de los asalariados tenían contratos temporales que les diferenciaba de los dos tercios restantes con contratos indefinidos en términos de restricciones al despido, salarios y condiciones generales de trabajo. Tanto el gobierno conservador como el socialista han rehuido afrontar la urgente necesidad de reformar el mercado de trabajo (y, en realidad, numerosos mercados de bienes) y han preferido centrarse en la vía menos polémica de la rectitud fiscal.

Ahora que hemos esbozado los principales rasgos de la crisis española y los hemos enmarcado en el contexto de la economía mundial, pasamos a una teoría cuantitativa para tratar de comprender la forma en que podrían haber operado los mecanismos previamente esbozados.

3. Un modelo de perturbaciones financieras

En esta sección, presentamos un modelo básico de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE) con intermediación financiera basado en los trabajos de Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999), Carlstrom y Fuerst (1997) y Christiano, Motto y Rostagno (2009)[21]. Este modelo resalta las asimetrías de información existentes entre

21. Existe una abundante literatura sobre perturbaciones financieras y su interacción con la economía. Véanse, por ejemplo, los modelos de liquidez de Diamond y Dybvig (1983) y Diamond y Rajan (2001), los modelos de banca en equilibrio general de Díaz Giménez *et al.* (1992) y Gerali *et al.* (2009), así como los modelos de ciclo crediticio de Kiyotaki y Moore (1997 y 2008). Véase una reciente revisión de la evidencia empírica sobre crisis financieras en Reinhart y Rogoff (2009).

prestamistas y prestatarios y las ineficiencias que generan. En particular, podemos utilizar el modelo para evaluar los posibles efectos contractivos de la deflación o "efecto Fisher" (dado que tenemos deuda nominal), las consecuencias de una mayor volatilidad sobre las variables reales o el impacto de mayores diferenciales bancarios.

Calibraremos el modelo para reproducir algunas de las observaciones básicas de la economía española y calcular el grado en que la amplitud y profundidad de la actual recesión pueden obedecer a las perturbaciones financieras que venimos mencionando. La estructura del modelo es relativamente sencilla: tenemos un hogar representativo que consume y ahorra, colocando su ahorro en depósitos, una empresa que produce un bien final y que combina los bienes intermedios producidos por un continuo de empresas que operan en un entorno de competencia monopolística, productores de capital, empresarios que compran y alquilan capital sujetos a una serie de perturbaciones y, por último, un intermediario financiero (un banco o fondo de inversión) que toma el ahorro de los hogares y lo transforma en préstamos a los empresarios.

1. Hogares

Como se mencionó anteriormente, existe un hogar representativo que maximiza la función:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t e^{d_t} \left\{ u(c_t, l_t) + \upsilon \log\left(\frac{m_t}{p_t}\right) \right\}$$

donde E_0 es el operador esperanza condicionada, c_t el consumo, l_t las horas trabajadas, m_t/p_t (donde p_t es el nivel de precios) son los saldos reales de dinero, β es el factor de descuento y d_t es una perturbación de la tasa de preferencia intertemporal con arreglo al proceso estocástico:

$$d_t = \rho_d d_{t-1} + \sigma_d \varepsilon_{d,t} \text{ donde } \varepsilon_{d,t} \sim N(0,1).$$

El hogar representativo ahorra usando tres tipos de activos:

1. Saldos monetarios, m_t.
2. Depósitos en el intermediario financiero, a_t, que pagan un tipo de interés bruto nominal no contingente R_t.
3. Activos Arrow-Debreu. Como, en equilibrio, la oferta neta de éstos debe ser cero, no los incluimos en la restricción presupuestaria con el fin de ahorrar notación.

Por tanto, la restricción presupuestaria del hogar viene dada por:

$$c_t + \frac{a_t}{p_t} + \frac{m_{t+1}}{p_t} = w_t l_t + R_{t-1}\frac{a_{t-1}}{p_t} + \frac{m_t}{p_t} + T_t + F_t + tre_t$$

donde w_t es el salario real, T_t es una transferencia de suma fija, F_t son los beneficios de las empresas de la economía (financieras y no financieras) y tre_t es la transferencia real neta a los nuevos empresarios y de los antiguos,

$$tre_t = \left(1-\gamma_t^e\right)n_t - w^e$$

que explicaremos más adelante.

Las condiciones de primer orden para el hogar son:

$$e^{d_t}u_1(t) = \lambda_t$$
$$\lambda_t = \beta E\left\{\lambda_{t+1}\frac{R_t}{\Pi_{t+1}}\right\}$$
$$-u_2(t) = u_1(t)w_t$$

donde $u_i(t)$ es la utilidad marginal con respecto a la variable i evaluada en t y λ_t es el multiplicador de Lagrange de la restricción presupuestaria.

2. El productor del bien final

Existe un bien final producido mediante la utilización de bienes intermedios con arreglo a la función:

$$y_t = \left(\int_0^1 y_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \tag{1}$$

donde ε es la elasticidad de sustitución.

El productor del bien final opera en competencia perfecta y maximiza beneficios sujeto a la función de producción (1), tomando como dados los precios de todos los bienes intermedios p_{ti} y el precio del bien final p_t. Así pues, las funciones de demanda de factores son:

$$y_{it} = \left(\frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} y_t \qquad \forall i,$$

donde y_t es la demanda agregada y:

$$p_t = \left(\int_0^1 p_{it}^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

3. Productores de bienes intermedios

Existe un continuo de productores de bienes intermedios. Cada productor de un bien intermedio i tiene acceso a una tecnología representada por una función de producción $y_{it} = e^{z_t} k_{it-1}^{\alpha} l_{it}^{1-\alpha}$ donde k_{it-1} es el capital alquilado por la empresa, l_{it} es el volumen del factor trabajo alquilado por la empresa y la productividad z_t sigue el proceso:

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{z,t} \text{ donde } \varepsilon_{z,t} \sim N(0,1)$$

La minimización de costes implica:

$$k_{it-1} = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w_t}{r_t} l_{it}$$

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{w_t^{1-\alpha} r_t^{\alpha}}{e^{z_t}}$$

Como todos los productores de bienes intermedios están sujetos a las mismas condiciones y por el equilibrio del mercado tenemos que:

$$\frac{k_{t-1}}{l_t} = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w_t}{r_t}$$

Las empresas están sometidas a un mecanismo de formación de precios a la Calvo. En cada periodo, una fracción $1-\theta$ de empresas puede cambiar sus precios, mientras que todas las restantes mantienen el precio anterior. Entonces, el nuevo precio relativo $\Pi_t^* = p_t^*/p_t$ se fija de tal forma que satisfaga las siguientes ecuaciones recursivas:

$$\varepsilon g_t^1 = (\varepsilon - 1) g_t^2$$

$$g_t^1 = \lambda_t mc_t y_t + \beta\theta E_t \Pi_{t+1}^{\varepsilon} g_{t+1}^1$$

$$g_t^2 = \lambda_t \Pi_t^* y_t + \beta\theta E_t \Pi_{t+1}^{\varepsilon-1}\left(\frac{\Pi_t^*}{\Pi_{t+1}^*}\right) g_{t+1}^2$$

definidas sobre las variables auxiliares g_t^1 y g_t^2.

Dada la formación de precios a la Calvo, el índice de precios evoluciona del siguiente modo:

$$1 = \theta\Pi_t^{\varepsilon-1} + (1-\theta)\Pi_t^{*1-\varepsilon}$$

4. Productores de bienes de capital

El capital lo produce un productor de bienes de capital perfectamente competitivo que compra capital instalado, x_t, y añade nueva inversión, i_t, para generar nuevo capital instalado para el siguiente periodo:

$$x_{t+1} = x_t + \left(1 - S\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]\right) i_t$$

donde $S[\cdot]$ es una función de costes de ajuste de la inversión que satisface $S[1] = 0$, $S'[1] = 0$, y $S''[\cdot] > 0$. Así pues, los beneficios de la empresa en el periodo son:

$$q_t\left[x_t + \left(1 - S\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]\right) i_t\right] - q_t x_t - i_t = q_t\left(1 - S\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]\right) i_t - i_t$$

donde q_t es el precio relativo del capital en el periodo. Los beneficios descontados son:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t}{\lambda_0}\left(q_t\left(1 - S\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]\right) i_t - i_t\right)$$

Obsérvese que esta función objetivo no depende del nivel de x_t y, por tanto, podemos hacerlo igual a $(1-\delta)k_{t-1}$. El productor de capital descuenta el futuro mediante el factor de descuento $\beta^t \lambda_t / \lambda_0$, que corresponde a las preferencias del hogar propietario de la empresa.

La condición de primer orden de este problema es:

$$q_t\left(1 - S\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right] - S'\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} q_{t+1} S'\left[\frac{i_{t+1}}{i_t}\right]\left(\frac{i_{t+1}}{i_t}\right)^2 = 1$$

y el proceso que sigue el capital es:

$$k_t = (1 - \delta)k_{t-1} + \left[1 - S\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]\right]i_t$$

Este productor de capital no desempeña ningún papel adicional aparte de permitirnos simplificar el álgebra, ya que las derivaciones serían más complicadas si los empresarios que describimos a continuación tuvieran que mantener capital a lo largo del tiempo.

5. Empresarios

Los empresarios utilizan su riqueza real (de final del periodo), n_t, y un préstamo bancario nominal b_t, para comprar nuevo capital instalado k_t:

$$q_t k_t = n_t + \frac{b_t}{p_t}$$

El capital comprado se ve afectado por una perturbación de productividad ω_{t+1} que presenta una distribución lognormal, con función de distribución acumulada $F(\omega)$ y parámetros $\mu_{\omega,t}$ y $\sigma_{\omega,t}$ tales que $E_t\omega_{t+1} = 1$ para todo t. Por tanto:

$$E_t\omega_{t+1} = e^{\mu_{\omega,t+1}+\frac{1}{2}\sigma^2_{\omega,t+1}} = 1 \Rightarrow \mu_{\omega,t+1} = -\frac{1}{2}\sigma^2_{\omega,t+1}$$

Esta perturbación de productividad hace las veces de procesos más complicados como cambios en la demanda (si estuvieramos utilizando modelos con bienes heterogéneos) o en la calidad estocástica de los proyectos.

Postulamos que la evolución de la desviación típica de esta perturbación de productividad es tal que:

$$\log\sigma_{w,t} = (1 - \rho_\sigma)\log\sigma_w + \rho_\sigma \log\sigma_{w,t-1} + \eta_\sigma \varepsilon_{\sigma,t}$$

La perturbación $t+1$ se revela al final del periodo t, justo antes de la toma de decisiones de inversión. Entonces:

$$\log\sigma_{\omega,t} - \log\sigma_{\omega} = \rho_{\sigma}\left(\log\sigma_{\omega,t-1} - \log\sigma_{\omega}\right) + \eta_{\sigma}\varepsilon_{\sigma,t} \Rightarrow \widehat{\sigma}_{\omega,t} = \rho_{\sigma}\widehat{\sigma}_{\omega,t-1} + \eta_{\sigma}\varepsilon_{\sigma,t}$$

una expresión que será útil más adelante cuando loglinealicemos el modelo (de ahora en adelante, $\hat{x}$ será la desviación logarítmica de una variable con respecto a su estado estacionario). Para tener en cuenta el valor de $\sigma_{\omega,t}$, haremos explícito que la función de distribución depende de esta variable y escribiremos $F\left(\omega,\sigma_{\omega,t}\right)$.

El empresario alquila el capital a los productores de bienes intermedios, por el que paga un precio r_{t+1}. Asimismo, al final del periodo, el empresario vende el capital no depreciado al productor de bienes de capital al precio q_{t+1}. Por tanto, el rendimiento medio del empresario por unidad nominal invertida en el periodo t es:

$$R_{t+1}^{k} = \frac{p_{t+1}}{p_t}\frac{r_{t+1} + q_{t+1}(1-\delta)}{q_t}$$

El contrato de deuda se estructura de la siguiente forma. En cada estado de la naturaleza con rendimiento asociado sobre el capital R_{t+1}^{k}, los empresarios tienen que pagar un tipo de interés nominal bruto contingente al estado R_{t+1}^{l} sobre el préstamo o bien incurrir en impago. Si el empresario no realiza el pago, no obtiene nada: el banco se apropia de su beneficio, aunque una porción μ de ese beneficio se pierde en procedimientos concursales. Por tanto, el empresario siempre pagará si ha generado suficiente beneficio para hacerlo. Esto ocurrirá si el nivel de productividad es tan alto como el nivel $\overline{\omega}_{t+1}$ al cual el empresario está justo en condiciones de poder hacer frente al servicio de su deuda:

$$R_{t+1}^{l} b_t = \overline{\omega}_{t+1} R_{t+1}^{k} p_t q_t k_t$$

Esta ecuación nos dice que $\overline{\omega}_{t+1}$ se mueve en la misma dirección que R^l_{t+1}, si el resto de variables se mantienen constantes. La ecuación también es útil porque, más adelante, en lugar de caracterizar el contrato de deuda en términos de R^l_{t+1}, lo haremos en términos de $\overline{\omega}_{t+1}$, que es más sencillo. Si $\omega_{t+1} < \overline{\omega}_{t+1}$, el empresario incumple pagos, el banco fiscaliza al empresario y obtiene $(1-\mu)$ de los ingresos del empresario. Esto se conoce en la literatura como un marco de verificación costosa de los estados de la naturaleza (Townsend, 1979).

El contrato de deuda determina que R^l_{t+1} sea el rendimiento tal que los bancos satisfacen su condición de beneficio cero en todos los estados de la naturaleza:

$$\underbrace{[1 - F(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1})]R^l_{t+1} b_t}_{\text{Beneficio si el prestatario paga}} + \underbrace{(1 - \mu)\int_0^{\varpi_{t+1}} \omega dF(\omega, \sigma_{\omega,t+1}) R^k_{t+1} p_t q_t k_t}_{\text{Beneficio si el prestatario impaga}} = \underbrace{S_t \quad R_t b_t}_{\text{coste de los fondos}}$$

donde R_t es el rendimiento (no contingente) de los hogares que han ahorrado en el banco y $s_t = 1 + e^{\bar{s} + \tilde{s}_t}$[22] es un diferencial ocasionado por el coste de intermediacion tal que:

$$\tilde{s}_t = \rho_s \tilde{s}_{t-1} + \sigma_s \varepsilon_{s,t} \; donde \; \varepsilon_{s,t} \sim N(0,1)$$

Por sencillez, supondremos que el coste de intermediación se devuelve a los hogares mediante una transferencia de suma fija (podemos imaginar, por ejemplo, que los costes de intermediación son salarios devueltos al hogar como pago de una cantidad de conocimientos del intermediador ofrecida inelásticamente). Obsérvese que la anterior ecuación asigna al banco todo el riesgo de lograr el adecuado nivel de rendimiento mediante cambios en $\overline{\omega}_{t+1}$ y R^l_{t+1}. Esta perturbación del diferencial es una sencilla manera de pensar en las consecuencias agregadas de las perturbaciones en los

22. Véase un enfoque similar en Curdia y Woodford (2008).

mercados financieros que amplían los diferenciales entre distintos activos financieros. Disponer de modelos más explícitos de la forma en que se determinan estos diferenciales constituye un importante asunto en la agenda investigadora que no vamos a abordar en este momento.

Aunque el contrato de deuda que acabamos de esbozar no es necesariamente óptimo en el contexto de nuestro modelo, sí es una representación plausible de una serie de contratos de deuda nominal que observamos en los datos. Asimismo, la estructura nominal del contrato genera un "efecto Fisher" a través del cual las variaciones del nivel de precios tienen un impacto sobre las decisiones de inversión real.

A fin de explorar con mayor detalle el contrato de deuda, definimos:

$$\underbrace{\Gamma(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1})}_{\text{Fracción del beneficio empresarial percibido por el banco}} = \varpi_{t+1}\left[1 - F\left[\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}\right]\right] + G(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1})$$

$$G(\varpi_{t+1,}\sigma_{\omega,t+1}) = \int_0^{\varpi_{t+1,}} \omega dF(\omega, \sigma_{\omega,t+1})$$

Por las propiedades de la distribución lognormal:

$$G\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right) = \int_0^{\overline{\omega}_{t+1}} \omega dF\left(\omega,\sigma_{\omega,t+1}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{\frac{1}{2}\sigma_{\omega,t+1}^2 - \log\overline{\omega}_{t+1}}{\sigma_{\omega,t+1}}\right)$$

donde Φ es la función de distribución acumulada de una distribución normal. Así pues, podemos reformular la condición de beneficio cero del banco como:

$$\left[\overline{\omega}_{t+1}\left[1 - F\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)\right] + \left(1-\mu\right)\int_0^{\overline{\omega}_{t+1}} \omega dF\left(\omega,\sigma_{\omega,t+1}\right)\right]\frac{R_{t+1}^k}{s_t R_t} q_t k_t = \frac{b_t}{p_t} \Rightarrow$$

$$\frac{R_{t+1}^k}{s_t R_t}\left[\Gamma\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right) - \mu G\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)\right] q_t k_t = \frac{b_t}{p_t}$$

que proporciona una relación entre R^k_{t+1} y $\overline{\omega}_{t+1}$, un componente clave del modelo. Por ejemplo, cuando R^k_{t+1} es reducido, ω_{t+1} es elevado, lo que incrementa los ingresos del banco a fin de compensar el menor rendimiento del capital, aunque también eleva las tasas de impago[23].

Definamos ahora el cociente entre el préstamo y la riqueza:

$$\ell_t = \frac{b_t / p_t}{n_t} = \frac{q_t k_t - n_t}{n_t} = \frac{q_t k_t}{n_t} - 1$$

y obtengamos una expresión de la condición de beneficio cero de la siguiente forma:

$$\frac{R^k_{t+1}}{s_t R_t}[\Gamma(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}) - \mu G(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1})]\frac{q_t k_t}{n_t} = \frac{b_t / p_t}{n_t} \Longrightarrow$$
$$\frac{R^k_{t+1}}{s_t R_t}[\Gamma(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}) - \mu G(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1})](1 + \ell_t) = \ell_t$$

que nos dice que todos los empresarios, con independencia de su nivel de riqueza, tendrán el mismo apalancamiento, ϱ, una característica muy comoda para la agregación.

El problema del empresario consiste entonces en elegir ϱ y una relación para $\overline{\omega}_{t+1}$ de forma que maximice su patrimonio neto esperado dada la condición de beneficio cero del banco:

$$\max_{\ell_t, \varpi_{t+1}} E_t \left\{ \begin{array}{c} \frac{R^k_{t+1}}{R_t}(1 - \Gamma(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}))(1 + \ell_t) \\ + \eta_t \left[\frac{R^k_{t+1}}{s_t R_t}[\Gamma(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}) - \mu G(\varpi_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1})](1 + \ell_t) - \ell_t \right] \end{array} \right\}$$

23. Podemos mostrar que para valores interiores de $\overline{\omega}_t$, el aumento de ingresos es superior a las mayores pérdidas derivadas del impago.

con condición de primer orden:

$$\ell_t : \mathbb{E}_t \frac{R^k_{t+1}}{R_t}(1-\Gamma(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})) + \eta_t\left[\frac{R^k_{t+1}}{s_t R_t}[\Gamma(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}) - \mu G(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})] - 1\right] = 0$$
$$\varpi_{t+1} : -s_t\Gamma_\omega(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}) + \eta_t[\Gamma_\omega(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}) - \mu G_\omega(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})] = 0$$

Obsérve ahora que podemos escribir el multiplicador de Lagrange (y explicitar así la dependencia con respecto a $\overline{\omega}_{t+1}$ y a $\sigma_{\omega,t+1}$) como:

$$\eta\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right) = \frac{s_t\Gamma_\omega\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)}{\Gamma_\omega\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right) - \mu G_\omega\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)}$$

puesto que:

$$G_\omega(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}) = \varpi_{t+1}F_\omega(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})$$
$$\Gamma_\omega(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}) = 1 - F(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})$$

obtenemos:

$$\eta\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right) = s_t\frac{1-F\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)}{1-F\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right) - \mu\overline{\omega}_{t+1}F_\omega\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)}$$

Entonces:

$$E_t\left\{\frac{R^k_{t+1}}{R_t}\left(1-\Gamma\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)\right) + \eta\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)\left[\frac{R^k_{t+1}}{s_t R_t}\left[\Gamma\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right) - \mu G\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)\right] - 1\right]\right\} = 0$$

y utilizando la condición de beneficio cero del banco:

$$E_t\frac{R^k_{t+1}}{R_t}\left(1-\Gamma\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)\right) = E_t\eta\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)\frac{n_t}{q_t k_t}$$

que relaciona las compras de capital con el nivel de riqueza y la prima financiera, R^k_{t+1}/R_t, y muestra cómo los cambios en la riqueza neta tienen un efecto sobre el nivel de inversión y producto de la economía.

Por último, al final de cada periodo, una fracción γ^e_t de empresarios sobrevive hasta el siguiente periodo y el resto desaparece y su capital es confiscado por el Gobierno. Estos últimos son sustituidos por una nueva cohorte de empresarios que aparecen con una riqueza neta real inicial w^e (una transferencia que también reciben los empresarios supervivientes aun cuando fueran a la quiebra en el periodo). Por tanto, la riqueza neta media n_t (aquí estamos igualando la riqueza media con la riqueza del empresario que estudiamos anteriormente, ya que todos los empresarios obtienen el mismo ϱ,) evoluciona como:

$$p_t n_t = \gamma^e_t \left[R^k_t p_{t-1} q_{t-1} k_{t-1} - s_{t-1} R_{t-1} b_{t-1} - \mu \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega dF\left(\omega, \sigma_{\omega,t}\right) R^k_t p_{t-1} q_{t-1} k_{t-1} \right] + p_t w^e$$

o, tras algunas manipulaciones algebraicas:

$$n_t = \gamma^e_t \frac{1}{\Pi_t} \left[\left(1 - \mu G\left(\bar{\omega}_t, \sigma_{\omega,t}\right)\right) R^k_t q_{t-1} k_{t-1} - s_{t-1} R_{t-1} \frac{b_{t-1}}{p_{t-1}} \right] + w^e$$

La fracción γ^e_t es igual a:

$$\gamma^e_t = \frac{1}{1 + e^{-\bar{\gamma}^e - \tilde{\gamma}^e_t}}$$

donde $\tilde{\gamma}^e_t$ sigue el proceso:

$$\tilde{\gamma}^e_t = \rho_\gamma \tilde{\gamma}^e_{t-1} + \sigma_\gamma \varepsilon_{\gamma,t} \text{ donde } \varepsilon_{\gamma,t} \sim N(0,1).$$

La transformación garantiza que γ_t^e está acotado en el intervalo unitario, mientras que $\overline{\gamma}^e$ detremina la media de la tasa de supervivencia.

El proceso de mortandad garantiza que los empresarios no acumulan riqueza suficiente para hacer que el problema de financiación sea irrelevante. Las perturbaciones de la tasa de mortandad representan eventos tales como oleadas de evolución tecnológica o cambios exógenos en la riqueza de los empresarios (por ejemplo, como resultado de políticas públicas).

6. El intermediario financiero

Existe un intermediario financiero competitivo representativo (podemos pensar que es un banco, pero también podría ser otro tipo de empresa financiera) que intermedia entre los hogares y los empresarios. El banco presta a los empresarios una cantidad nominal b_t a una tasa R_{t+1}^l, pero sólo recupera una tasa (no contingente) R_t debido al impago y a los costes (estocásticos) de intermediación. Por tanto, el banco paga un interés R_t a los hogares.

7. El problema de la autoridad monetaria

La autoridad monetaria fija los tipos de interés nominales con arreglo a una regla de Taylor bastante convencional:

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_R} \left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)^{\gamma_\Pi (1-\gamma_R)} \left(\frac{y_t}{y}\right)^{\gamma_y (1-\gamma_R)} \exp(\sigma_m m_t)$$

a través de operaciones de mercado abierto financiadas mediante transferencias de suma fija T_t. La variable Π representa el nivel de inflación objetivo (igual a la inflación en el estado estacionario), y es el nivel de producto de estado estacionario y $R = \frac{\Pi}{\beta}$ es el rendimiento bruto nominal del capital de estado estacionario. El término ε_{mt} es una perturbación aleatoria que afecta a la política monetaria distribuida conforme a una $N(0,1)$.

Esta especificación introduce una enorme simplificación. Los tipos de interés a corto plazo en España los determina el BCE, que considera la inflación y el producto del conjunto de la zona del euro y no sólo de España. Sin embargo, en tanto en cuanto la inflación y el producto españoles estén correlacionados con los del resto de la zona (y acabamos de ver en la Sección 2 que sí lo están porque es probable que la mayoría de las perturbaciones relevantes sean comunes para toda Europa), este supuesto no es terriblemente incorrecto. Tomemos la aproximación loglineal de la regla de Taylor evaluada en los valores de la zona del euro:

$$\widehat{R}_t = \gamma_R \widehat{R}_{t-1} + (1-\gamma_R)\gamma_\Pi \widehat{\Pi}_t^{EA} + (1-\gamma_R)\gamma_y \hat{y}_t^{EA} + \sigma_m \varepsilon_{mt}$$

y supongamos que

$$\hat{y}_T^{\text{ESPAÑA}} = \hat{y}_t^{EA} + \varepsilon_{1t}$$
$$\hat{\Pi}_t^{\text{ESPAÑA}} = \hat{\Pi}_t^{EA} + \varepsilon_{2t}$$

donde ε_{1t} y ε_{2t} son perturbaciones de media cero.

Entonces, tenemos

$$\hat{R}_t = \gamma_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \gamma_R)\gamma_\Pi \hat{\gamma}_t^{\text{ESPAÑA}} + (1 - \gamma_R)\gamma_y \hat{\Pi}_t^{\text{ESPAÑA}} + \varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t} + \sigma_{m\varepsilon mt}$$

y podemos proceder reinterpretando la perturbación de política monetaria como un sustituto de la perturbación monetaria pura más las desviaciones de los tipos de interés creadas por las idiosincrasias de la economía española con respecto a sus socios europeos.

8. Agregación

Utilizando argumentos convencionales, hallamos expresiones para la demanda y la oferta agregadas de nuestra economía:

$$y_t = c_t + i_t + \mu G(\varpi_t, \sigma_{\omega,t})(r_t + q_t(1 - \delta))k_{t-1}$$
$$y_t = \frac{1}{\upsilon_t} e^{z_t} k_{t-1}^{\alpha} l_t^{1-\alpha}$$

donde $v_t = \int_0^1 \left(\frac{p_{it}}{p_t}\right)^{-\varepsilon} di$ es la ineficiencia creada por la dispersión de precios. Por las propiedades del índice bajo la formación de precios a la Calvo, esta ineficiencia evoluciona del siguiente modo:

$$v_t = \theta \Pi_t^{\varepsilon} v_{t-1} + (1-\theta)\Pi_t^{*-\varepsilon}.$$

Obsérvese que tenemos una inflación en el estado estacionario igual a Π. Por tanto, la aproximación de primer orden de esta ineficiencia no será en general cero y la política monetaria tiene un efecto sobre el nivel y la evolución de la productividad aparente.

9. Equilibrio

La definición del equilibrio en esta economía es estándar y la omitimos para ahorrar espacio. La siguientes ecuaciones pueden resolverse para obtener las 28 variables endógenas del modelo: c_t, λ_t, l_t, r_t, w_t, g_t^1, g_t^2, mc_t, Π_t, Π_t^*, $\overline{\omega}_t$, b_t/p_t, n_t, q_t, k_t, R_t, R_t^l, R_t^k, y_t, v_t, i_t, d_t, z_t, $\tilde{s}_t$, γ_t^e, $\tilde{\gamma}_t^e$, y $\sigma_{\omega,t}$.

• Las condiciones de primer orden del hogar:

$$e^{d_t} u_1(t) = \lambda_t$$
$$\lambda_t = \beta E_t \left\{ \lambda_{t+1} \frac{R_t}{\Pi_{t+1}} \right\}$$
$$-u_2(t) = u_1(t)\omega_t$$

• Las condiciones de primer orden de las empresas intermediarias:

$$\varepsilon g_t^1 = (\varepsilon - 1) g_t^2$$
$$g_t^1 = \lambda_t mc_t y_t + \beta\theta \mathbb{E}_t \Pi_{t+1}^{\varepsilon} g_{t+1}^1$$
$$g_t^2 = \lambda_t \Pi_t^* y_t + \beta\theta \mathbb{E}_t \Pi_{t+1}^{\varepsilon-1} \left(\frac{\Pi_t^*}{\Pi_{t+1}^*}\right) g_{t+1}^2$$
$$k_{t-1} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{\omega_t}{r_t} l_t$$
$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha} \frac{\omega_t^{1-\alpha} r_t^{\alpha}}{e^{z_t}}$$

• El índice de precios evoluciona del siguiente modo:

$$1=\theta\Pi_t^{\varepsilon-1}+(1-\theta)\Pi_t^{*1-\varepsilon}$$

• Los productores de bienes de capital:

$$q_t\left(1-S\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]-S'\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)+\beta E_t\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}q_{t+1}S'\left[\frac{i_{t+1}}{i_t}\right]\left(\frac{i_{t+1}}{i_t}\right)^2=1$$

$$k_t=(1-\sigma)k_{t-1}+\left(1-S\left[\frac{i_t}{i_{t-1}}\right]\right)i_t$$

• El problema del empresario:

$$R_{t+1}^k=\Pi_{t+1}\frac{r_{t+1}+q_{t+1}(1-\delta)}{q_t}$$

$$\frac{R_{t+1}^k}{s_tR_t}[\Gamma(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})-\mu G(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})]=\frac{q_kk_t-n_t}{q_kk_t}$$

$$\frac{R_{t+1}^k}{s_tR_t}(1-\Gamma(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}))=\left(E_ts_t\frac{1-F(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})}{1-F(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})-\mu\varpi_{t+1}F_\omega(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1})}\right)\frac{n_t}{q_tk_t}$$

$$R_{t+1}^lb_t=\varpi_{t+1}R_{t+1}^kp_tq_tk_t$$

$$q_tk_t=n_t+\frac{b_t}{p_t}$$

$$n_t=\gamma_t^e\frac{1}{\Pi_t}\left[(1-\mu G(\varpi_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}))R_t^kq_{t-1}k_{t-1}-s_{t-1}R_{t-1}\frac{b_{t-1}}{p_{t-1}}\right]+\omega^e$$

• El Gobierno sigue su regla de Taylor:

$$\frac{R_t}{R}=\left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_R}\left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)^{\gamma_\Pi(1-\gamma_R)}\left(\frac{y_t}{y}\right)^{\gamma_y(1-\gamma_R)}\exp(\sigma_m m_t)$$

• Vaciado del mercado:

$$y_t = c_t + i_t + \mu G(\varpi_t, \sigma_{\omega,t})(r_t + q_t(1 - \delta))k_{t-1}$$
$$y_t = \frac{1}{\upsilon_t} e^{z_t} k_{t-1}^{\alpha} l_t^{1-\alpha}$$
$$\upsilon_t = \theta \Pi_t^{\varepsilon} \upsilon_{t-1} + (1 - \theta)\Pi_t^{*-\varepsilon}$$

• Procesos estocásticos:

$$d_t = \rho_d d_{t-1} + \sigma_d \varepsilon_{d,t}$$
$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \sigma_Z \varepsilon_{Z,t}$$
$$s_t = 1 + e^{\bar{s} + \tilde{s}_t}$$
$$\tilde{s}_t = \rho_s \tilde{s}_{t-1} + \sigma_s \varepsilon_{s,t}$$
$$\gamma_t^e = \frac{1}{1 + e^{-\bar{\gamma}^e - \tilde{\gamma}_t^e}}$$
$$\tilde{\gamma}_t^e = \rho_\gamma \tilde{\gamma}_{t-1}^e + \sigma_\gamma \varepsilon_{\gamma,t}$$
$$\log \sigma_{\omega,t} = (1 - \rho_\sigma)\log \sigma_\omega + \log \sigma_{\omega,t-1} + \eta_\sigma \varepsilon_{\sigma,t}$$

10. Calibración y cálculo

Calibramos nuestra economía a fin de reproducir algunos rasgos básicos de la economía española con periodicidad trimestral. En primer lugar, elegimos como función de utilidad una log-CRRA estándar:

$$u(c_t, l_t) = \log c_t - \psi \frac{l_t^{1+\vartheta}}{1+\vartheta}$$

que proporciona un estado estacionario con oferta de trabajo constante.

Tenemos tras parámetros de preferencias: β, ψ y ϑ. Seleccionamos el factor de descuento, $\beta = 0.995$, para que genere un tipo de interés nominal medio del 4 por ciento (y un tipo real del 2 por ciento). Elegimos ψ para garantizar que los hogares trabajan un tercio de su tiempo disponible en el estado estacionario. La inversa de la elasticidad de Frisch, $\vartheta = 0.5$, es un valor convencional en la literatura.

Existen cuatro parámetros tecnológicos: $\alpha, \delta, \varepsilon$ y $S''[1]$. Cuando α =0,33 , obtenemos una participación de las rentas del trabajo de 0,6 (recuérdese que tenemos márgenes de beneficio), aproximadamente en sintonía con la evidencia de la contabilidad nacional española[24]. Un valor de $\delta = 0{,}023$ replica el cociente capital/producto. El parámetro que determina la elasticidad de sustitución, $\varepsilon = 8{,}577$, y el coste de ajuste $S''[1] = 14{,}477$ proceden de la media de las estimaciones de Burriel, Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2009). Del mismo modo, el nivel de las rigideces nominales se calibra en 0,75 para replicar la evidencia de cambios de los precios con una periodicidad anual.

La evidencia existente sobre los parámetros del problema del empresario es más escasa. Christiano, Motto y Rostagno (2009) estiman un valor de $\mu = 0{,}1$ para la zona del euro. Como el sistema judicial español es menos eficiente que el sistema europeo promedio, elevamos esa cifra en un 50 por ciento hasta 0,15. Este número esta próximo al valor de 0,12 propuesto por Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999). La dispersión media de las perturbaciones de productividad σ_ω se elige para que nos proporcione un 2,528 por ciento de empresas que van a la quiebra en cada periodo y la tasa de supervivencia media se fija en 0,978 (replicando de forma aproximada la vida media de un negocio). Calibramos la

24. La Contabilidad Nacional española calcula una participación directa de los salarios en la renta de alrededor de 0,5 (algo menor que en otros países desarrollados). En consonancia con las prácticas habituales, atribuimos un 10 por cienta extra a las rentas de la propiedad (se obtienen resultados similares cuando se estima una función de producción agregada para obtener α).

transferencia de riqueza w^e para obtener

$$\frac{n}{n-k} \approx 2$$

y que el diferencial medio sea de 25 puntos básicos trimestrales.

En la regla de Taylor, $\Pi = 1{,}005$ es el objetivo del BCE, mientras que $\gamma_R = 0{,}95$, $\gamma_\Pi = 1{,}5$, y $\gamma_y = 0{,}1$ son valores convencionales.

Con respecto a los procesos estocásticos, especificamos que todos los componentes autorregresivos son 0,95 (las estimaciones de Christiano, Motto y Rostagno, 2009, para la zona del euro fluctúan en torno a esa cifra). En cuanto a las desviaciones típicas, elegimos la desviación de la perturbación de supervivencia para garantizar que una perturbación negativa de 1 desviación típica reduce la tasa de entrada desde 0,978 hasta 0,9424 y que una perturbación positiva de 1 desviación típica la eleva hasta 0,9918; la desviación típica de la perturbación del diferencial para elevar el diferencial en 0,25 puntos básicos trimestrales; la desviación típica de la perturbación de volatilidad para inducir un aumento del 20 por ciento de la dispersión de sección cruzada; y la desviación típica de la perturbación de productividad en el clásico 0,007. Por último, fijamos, de forma algo arbitraria, las desviaciones típicas de las perturbaciones de preferencias y monetaria para que cada una de ellas explique alrededor de 1/3 de las fluctuaciones agregadas. Como no nos centraremos en estas perturbaciones y las funciones de impulso-respuesta (FIR) son invariantes a la escala, estas elecciones no son extraordinariamente importantes.

Por último, calculamos el modelo mediante la loglinealización de las condiciones de equilibrio alrededor del estado estacionario determinista y la resolución del resultante sistema lineal de ecuaciones en diferencias. Una aproximación de orden superior, aunque deseable en potencia, se complica por la necesidad de tomar derivadas de funciones implícitas (véanse en el Apéndice los detalles de cómo loglinealizamos).

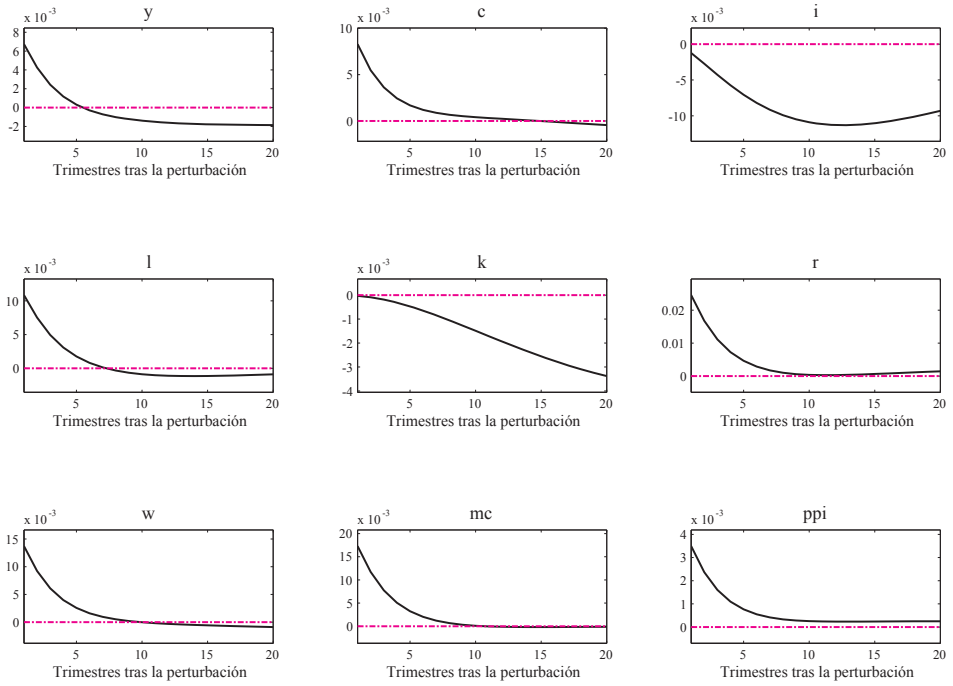
11. Resultados cuantitativos

Nuestro modelo ofrece un rico marco de análisis de las fluctuaciones agregadas, pero no podemos llevar a cabo una evaluación minuciosa de su comportamiento debido a limitaciones de espacio. Baste decir aquí que el modelo puede replicar las estadísticas cíclicas de economías como la española tan bien como otros modelos más tradicionales y orientados a la toma de decisiones de política económica (véase en Burriel, Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez, 2009, la discusión de un modelo de la economía española; en Christoffel, Coenen y Warne, 2008, un modelo de la zona del euro; y en Edge, Kiley y Laforte, 2009, un modelo de Estados Unidos)[25].

Por el contrario, centramos nuestra atención en las FIR de la economía a las seis perturbaciones del modelo: perturbaciones que afectan a preferencias, productividad, volatilidad de las perturbaciones idiosincrásicas, diferenciales, tasas de supervivencia y política monetaria. Examinando estas perturbaciones y la forma en que se propagan en el tiempo, podemos distinguir entre los posibles canales que explican la actual crisis y calcular el tamaño que deberá tener la perturbación para alcanzar el objetivo deseado de replicar los datos. Para cada perturbación, representamos gráficamente las respuestas durante los primeros 20 trimestres en términos de desviaciones logarítmicas con respecto al estado estacionario cuando tiene lugar una perturbación positiva de 1 desviación típica. Como hemos loglinealizado nuestro modelo, las FIR de una perturbación negativa son las mismas que las FIR de una perturbación positiva, excepto que la curva tendrá el signo contrario.

25. Las consecuencias sobre los valores de estado estacionario de las variables pueden ser, sin embargo, bastante distintas de las obtenidas a partir de modelos neokeynesianos, básicamente debido a la presencia de diferenciales que funcionan en forma de cuñas. Este es un aspecto no suficientemente tratado en la literatura.

Gráfico 18: Perturbaciones de preferencias, I

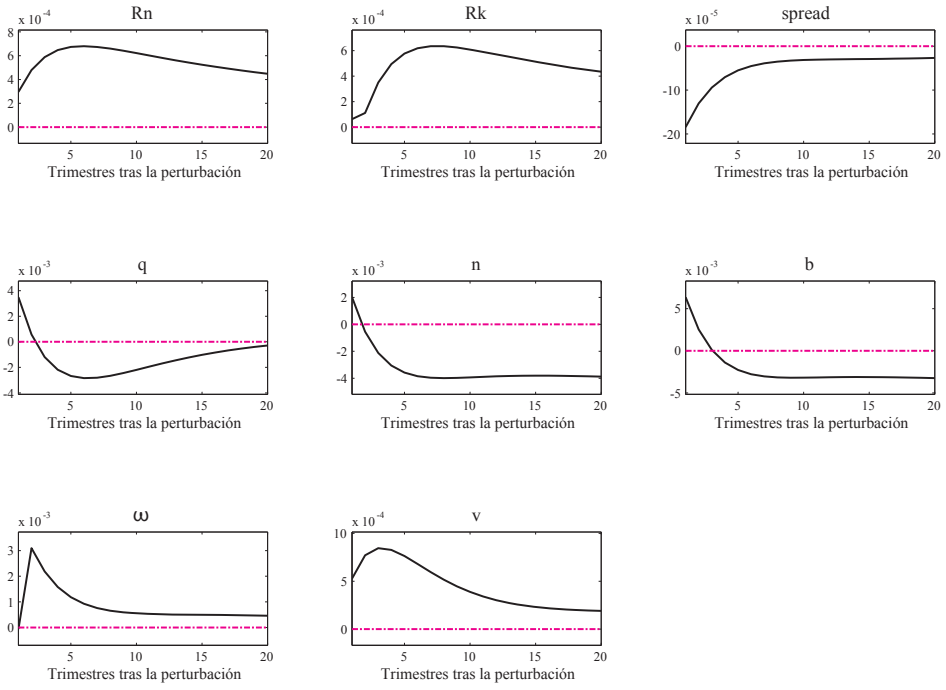


Comenzamos representando gráficamente en los Gráficos 18 y 19 las FIR del modelo ante una perturbación que afecta a las preferencias. Un aumento de d_t induce un deseo de adelantar el consumo, que se traduce en una mayor demanda agregada y, a través de las rigideces nominales de los precios, en un nivel más elevado de producto, horas trabajadas, salarios, tasa de alquiler del capital e inflación (paneles (1,1), (2,1), (3,1), (2,3) y (3,3), respectivamente). Asimismo, el efecto Fisher reduce el valor real de la deuda pendiente de los empresarios, permitiéndoles endeudarse por mayores importes en el futuro. Con todo, la inversión y el capital se reducen, porque el consumo crece más que el producto y aún debe respetarse la restricción de recursos de la economía.

En el Gráfico 19, vemos que la prima financiera (panel (1,3)) cae tras la perturbación: la mayor demanda eleva los rendimientos de los empresarios (panel (1,2)) y el precio del capital (panel (2,1));

ambos componentes reducen el coste de las quiebras empresariales para el intermediario financiero. Además, menos empresarios quebrarán. Asimismo, el volumen de deuda (panel (2,3), los tipos de interés (panel (1,1)) y el umbral de productividad que induce las quiebras (panel (3,1)) se elevan. El coste en términos de eficiencia de la dispersión de precios (panel (3,2)) sube porque, en respuesta al tirón de la demanda, una fracción de empresas puede actualizar sus precios mientras que otras no pueden, alejándonos de la asignación eficiente.

Gráfico 19: Perturbaciones de preferencias, II

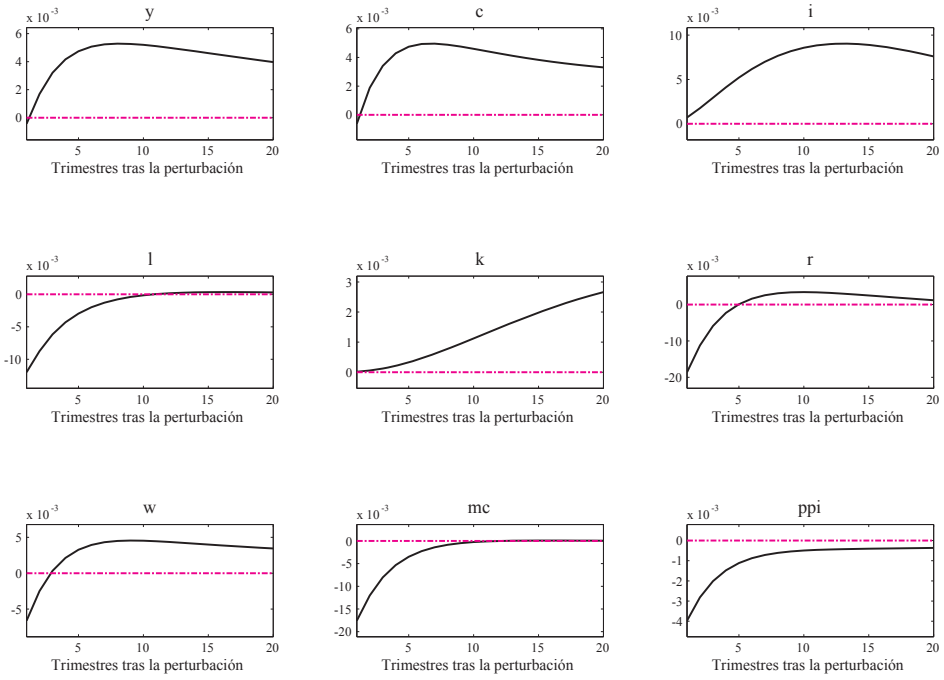


Las perturbaciones que afectan a las preferencias suelen interpretarse como un sustituto de los efectos de la política fiscal o de cualquier otro cambio repentino en el deseo de consumir. No obstante, esta perturbación resulta, por sí misma, de poca ayuda para comprender los actuales problemas a través de la lente de

nuestro modelo. Una intensa perturbación de preferencias de signo negativo, ocasionada quizá por un mayor nivel de incertidumbre (que no podemos captar de forma directa en un modelo loglinealizado), inducirá en la práctica una fuerte caída del producto, del consumo y de la inflación, pero la inversión aumentará ligeramente, una observación contraria a los hechos dado el enorme descenso de la inversión fija registrado en España durante los últimos trimestres. Sin embargo, más adelante argumentaremos que esta perturbación podría haber desempeñado un cierto papel en combinación con algunas de las perturbaciones financieras. De hecho, si las perturbaciones de preferencias captan la incertidumbre con respecto al futuro inducida, por ejemplo, por acontecimientos en los mercados financieros, resulta plausible pensar que las perturbaciones puedan estar correlacionadas.

Las FIR del modelo ante una perturbación de productividad se representan en los Gráficos 20 y 21. El comportamiento del modelo se asemeja bastante al del tradicional modelo de ciclo económico de origen real (CER), ya que, en esencia, nuestro modelo no es más que un CER con ciertas rigideces nominales y fricciones financieras. Tras una perturbación de productividad de signo positivo, el producto, la inversión y el consumo aumentan, mientras que la inflación cae. La única diferencia es que, en el momento del impacto, las horas trabajadas disminuyen (éste es un canal fácil de comprender: con rigideces de precios, los precios no caen lo suficientemente deprisa, el producto no crece tan rápido con debiera y las horas trabajadas disminuyen porque los trabajadores son más productivos y las empresas no necesitan tantos trabajadores). Este objetivo se logra mediante unos salarios más bajos en el momento del impacto, aunque posteriormente se recuperan.

Gráfico 20: Perturbación de productividad, I

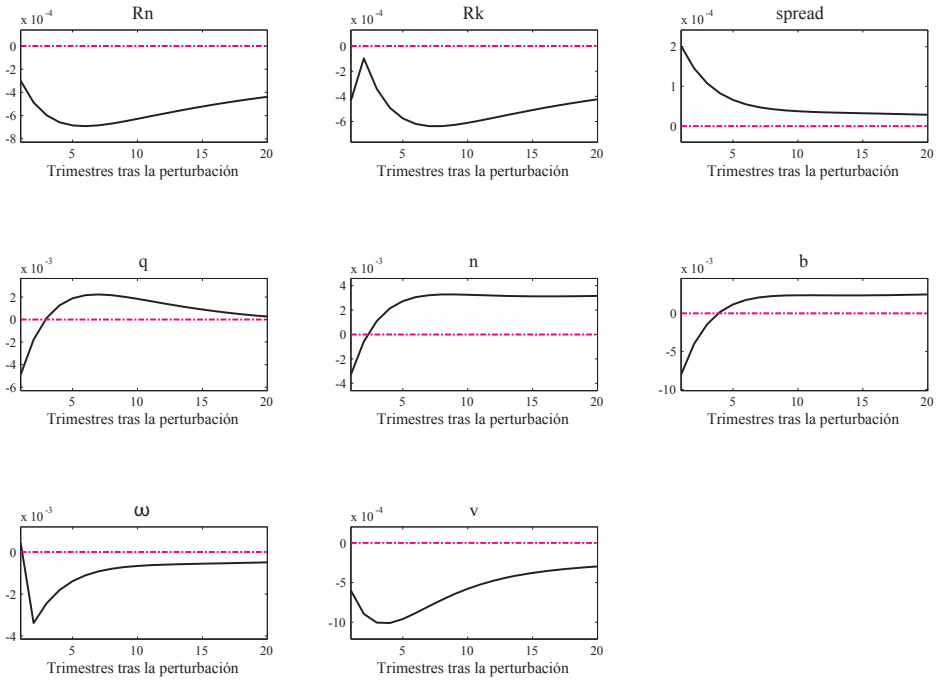


Además, el diferencial financiero aumenta para reflejar el menor precio del capital (que es más productivo, pero del que se necesita menor cantidad a causa del efecto sobre el producto anteriormente descrito) y sus consecuencias sobre la nueva riqueza, la deuda y el umbral de productividad. El efecto Fisher opera ahora en la dirección contraria: la menor inflación tiene un efecto negativo sobre el balance de los empresarios y las fluctuaciones quedan amortiguadas. Por último, los tipos de interés disminuyen, como respuesta de la autoridad monetaria a la menor inflación.

En consecuencia, una fuerte perturbación de productividad de signo negativo podría explicar las pronunciadas caídas del producto, del consumo y del empleo, pero con ella sería mucho más difícil reproducir la evolución de las variables financieras. Tras la perturbación negativa, observaríamos tipos de interés altos y diferenciales reducidos, y no tipos de interés bajos y amplios

diferenciales como los que ahora tenemos (y la productividad aparente viene realmente creciendo a ritmo vivo, aunque los efectos de composición impiden afirmar esto con total certidumbre). De forma similar, la inflación debiera ser alta, no baja, como venimos observando ahora.

Gráfico 21: Perturbación de productividad, II

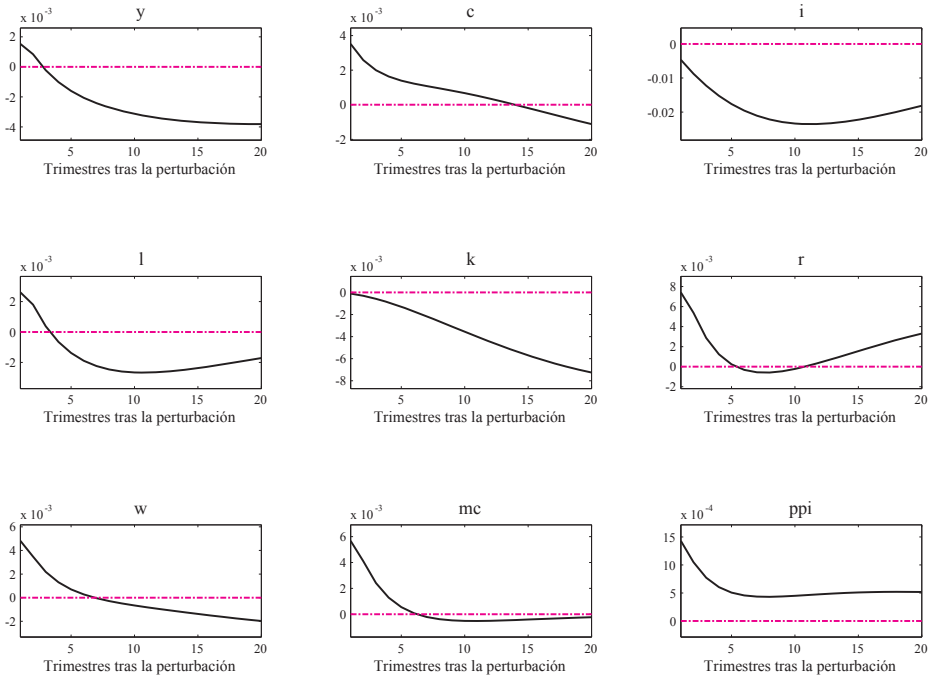


Los efectos de una perturbación sobre la volatilidad de las perturbaciones idiosincrásicas (una mayor dispersión de sección cruzada) se documentan en los Gráficos 22 y 23. Las perturbaciones de volatilidad contraen el producto (tras un par de trimestres en los que un mayor consumo eleva ligeramente el producto, obedeciendo ese mayor consumo al aumento relativo de los precios de la inversión), la inversión y las horas trabajadas, mientras que elevan la inflación. El canal es el siguiente: una mayor dispersión (manteniendo la misma media) de la distribución de productividades sitúa a un mayor número de empresas en los valores inferiores de rentabilidad,

obligándolas a quebrar. Esto eleva el coste para el intermediario financiero, que responde exigiendo un mayor patrimonio neto y permitiendo un menor endeudamiento conforme el grado óptimo de apalancamiento se reduce (aunque este canal queda suavizado por un efecto Fisher positivo inducido por la mayor inflación). Así pues, la economía reduce su inversión y eleva su consumo.

Ése es también el motivo por el que un aumento de la volatilidad eleva la prima financiera (panel (1,3)) y reduce el precio del capital (existe demasiado capital instalado en la economía que los empresarios ahora no pueden comprar). La autoridad monetaria responde a la mayor inflación con subidas del tipo de interés.

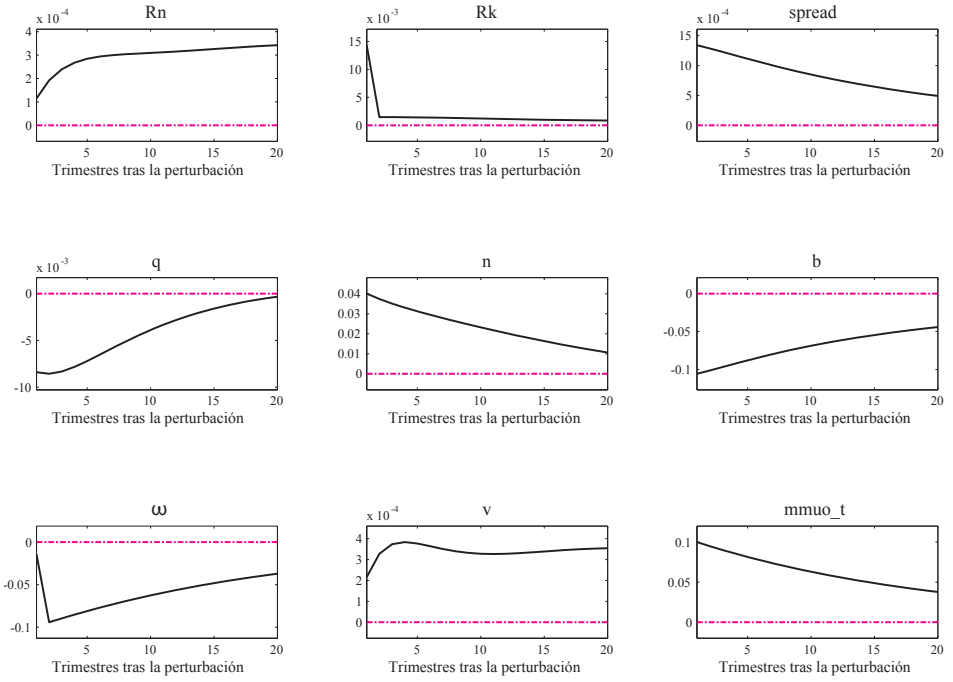
Gráfico 22: Perturbación de volatilidad, I



La perturbación de volatilidad replica correctamente un mayor número de variables: el producto, el consumo y la inversión disminuyen (si bien el perfil temporal no es en ocasiones el correcto), al igual que se observa en los datos. Asimismo, si relacionamos la

q con las valoraciones en el mercado bursátil, un ejercicio habitual en la literatura, el modelo nos permite comprender las fuertes caídas de los precios de las acciones durante el otoño de 2008 y el invierno de 2009. Sin embargo, la perturbación no logra replicar la inflación, que aumenta en el modelo después de la perturbación, pero que es desacostumbradamente reducida en la actualidad según las estadísticas. Afortunadamente, el aumento de la inflación es bastante pequeño y podría, por ejemplo, conciliarse con los datos si simultáneamente alteramos la economía mediante una perturbación de demanda de signo negativo, que reduce la inflación considerablemente más de lo que sube a raíz de la perturbación de volatilidad (y logra que el efecto Fisher opere en la dirección que amplifica las consecuencias negativas de la perturbación).

Gráfico 23: Perturbación de volatilidad, II



La cuestión relevante es: ¿qué tamaño debería tener la perturbación de volatilidad para explicar la actual recesión? Tras unos pocos trimestres, el producto ha caído un 0,4 por ciento, por lo que el tamaño de la perturbación negativa debería ser de 10 desviaciones típicas para

reproducir una caída del producto del 4 por ciento. Esta cifra no es plausible. Una ruta más prometedora consiste en observar el efecto conjunto de varias perturbaciones que afectan simultáneamente a la economía. Si combinamos una perturbación de volatilidad de 2 desviaciones típicas, seguida unos cuantos trimestres después por una perturbación de preferencias de signo negativo de 2 desviaciones típicas (aquí estamos pensando en un gran aumento de la volatilidad en 2007 que induce una respuesta de los hogares en el otoño de 2008 modelizada como la perturbación de preferencias que venimos mencionando), podríamos explicar una caída de alrededor del 2 por ciento del producto, que aún queda lejos de nuestro objetivo[26]. Por el lado positivo, conseguiríamos replicar bastante bien las cifras de inflación y de evolución conjunta de las variables.

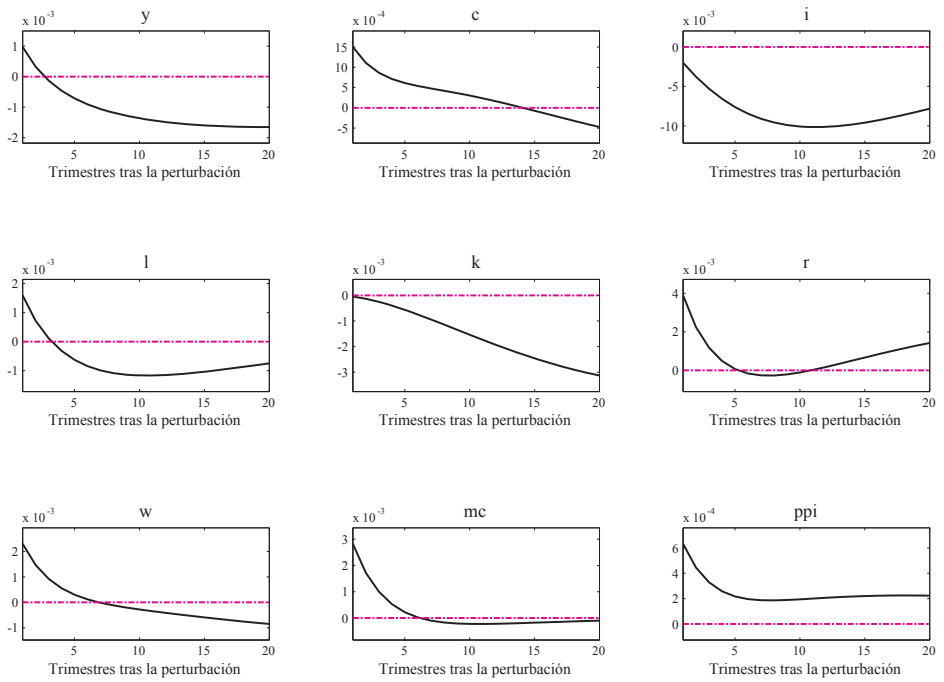
Además, queda por resolver la cuestión de cómo interpretar en los datos el aumento de la dispersión de las perturbaciones de productividad. La interpretación más sencilla podría ser un cambio de la tecnología. Por ejemplo, podríamos pensar en tecnologías de la información que amplían la dispersión de los resultados, permitiendo a los gestores más productivos ser aún más productivos. Una segunda interpretación consiste en replantearse las perturbaciones de productividad idiosincrásicas como si fueran perturbaciones que afectan a la demanda de un bien diferenciado (casi todas las ideas centrales del modelo se mantendrían en este marco más complicado, pero al coste de más cálculos algebraicos). En ese caso, un aumento de la dispersión significaría una mayor turbulencia en las demandas individuales, inducida quizás por cambios en la importancia de los distintos sectores. Esta interpretación es útil ya que permite ver cómo podemos racionalizar esa dispersión como la forma reducida de un proceso

26. Por otra parte, en nuestros modelos hemos omitido varios mecanismos de amplificación que podrían ser de interés. Entre ellos destacan: 1) cambios en la utilización del capital, 2) capital circulante y 3) capital específico de la empresa. En concreto, 1) y 2) podrían manipularse con facilidad para generar un importante mecanismo de amplificación. Véanse los detalles de algunos de estos mecanismos de amplificación en King y Rebelo (2000).

subyacente más complicado que afecta a los empresarios[27].

Pasamos ahora a una perturbación que afecta a los diferenciales, documentada en los Gráficos 24 y 25. Un aumento de los diferenciales de 25 puntos básicos tiene efectos muy similares a los de una perturbación de la volatilidad de la productividad individual. Sin embargo, la caída del producto, incluso 10 trimestres después del impacto, es bastante pequeña (menor del 0,2 por ciento), por lo que los aumentos de este coste de intermediación no pueden sernos de mucha ayuda para generar un gran efecto sobre el producto a raíz de fricciones financieras[28].

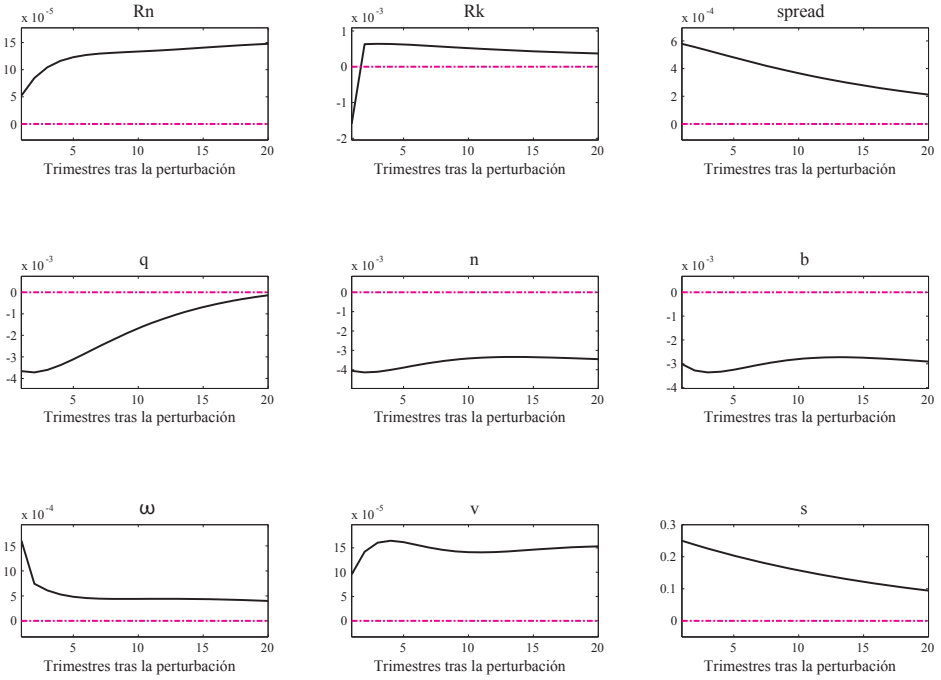
Gráfico 24: Perturbación del diferencial, I



27. Véase en Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2008) un análisis más detallado de esta interpretación de los parámetros variantes en el tiempo como fórmula para que el modelo capte dinámicas no modelizadas.
28. Sería interesante comprobar si este resultado es robusto a un modelo más detallado de intermediación financiera o en el que la restricción real es cuantitativa.

El aumento de los costes de intermediación también eleva la prima financiera (panel (1,3)) y el umbral de productividad, al tiempo que reduce el precio del capital, la riqueza neta de los empresarios y el endeudamiento.

Gráfico 25: Perturbación del diferencial, II



Los Gráficos 26 y 27 ilustran las FIR de una perturbación que afecta a la tasa de supervivencia de los empresarios. De nuevo, vemos que los efectos son muy similares a los de las perturbaciones de volatilidad, aunque de menor tamaño. Esto nos indica que, si estuvieramos estimando el modelo en lugar de calibrándolo, nos resultaría difícil identificar por separado estas perturbaciones, pero que, en cualquier caso, en ellas no se encuentra la clave de esta historia[29].

29. Existen algunas diferencias en las FIR de la riqueza neta, el umbral de productividad y la tasa media de rendimiento de los empresarios, pero tratar de obtener una estimación precisa a partir de ellas resulta complicado. En primer lugar, es probable que los datos de riqueza neta estén más contaminados que otras variables por errores de medida. En segundo lugar, no es inmediatamente obvio que la contrapartida del umbral de productividad esté presente en los datos. En tercer lugar, la tasa media de rendimiento de los empresarios es difícil de observar, al menos sin datos detallados a nivel microeconómico.

Gráfico 26: Perturbación del supervivencia, I

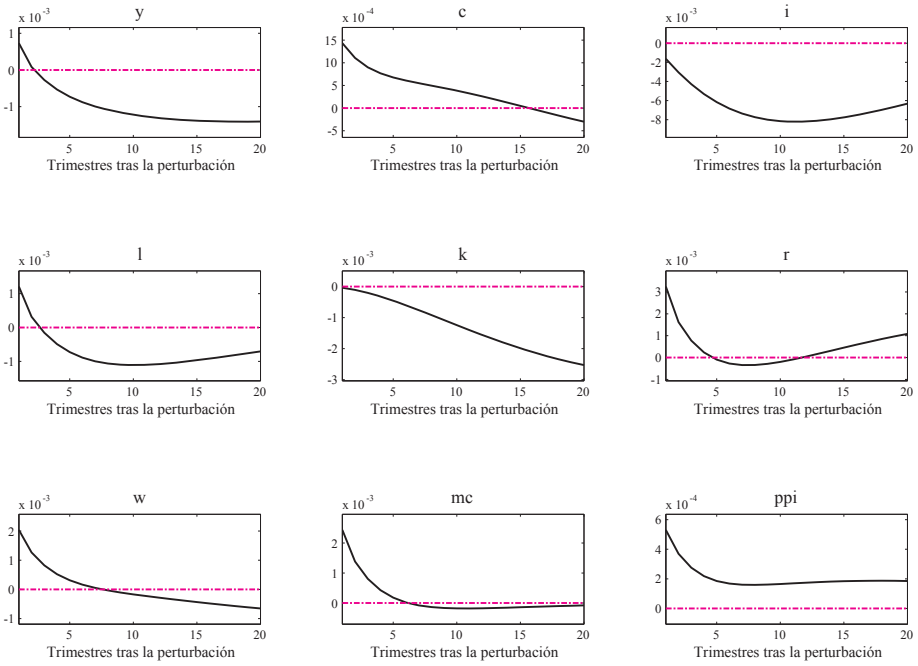
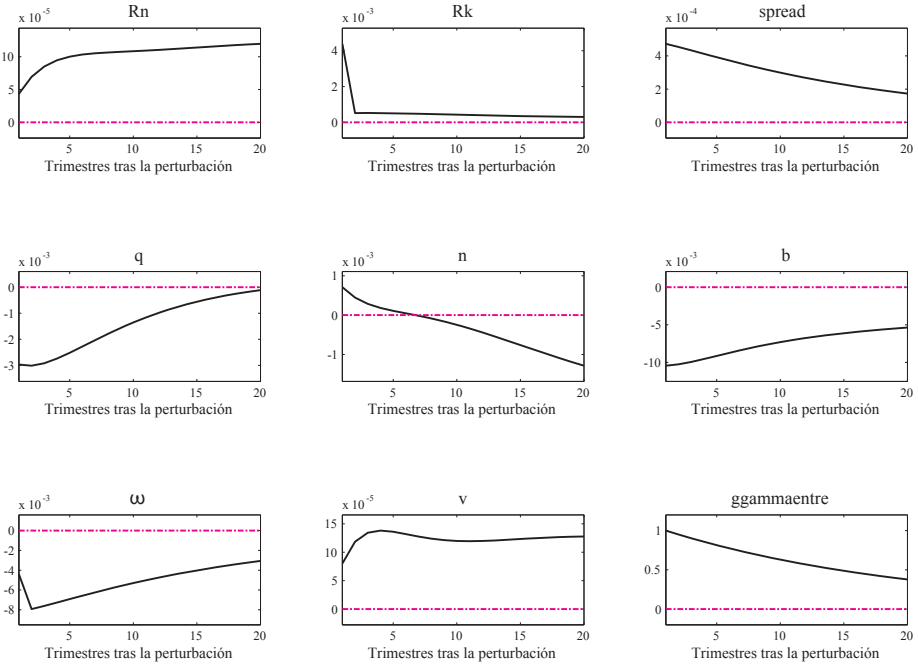


Gráfico 27: Perturbación del supervivencia, II



Por último, los Gráficos 28 y 29 ilustran los efectos de una subida del tipo de interés aplicada por la autoridad monetaria. Las pautas que siguen las variables reales son bien conocidas y se asemejan a las obtenidas en otros modelos DSGE convencionales (Christiano, Eichenbaum y Evans, 2005; y Smets y Wouters, 2003). Por tanto, no desperdiciamos más espacio explicándolas.

Gráfico 28: Perturbación de politica monetaria, I

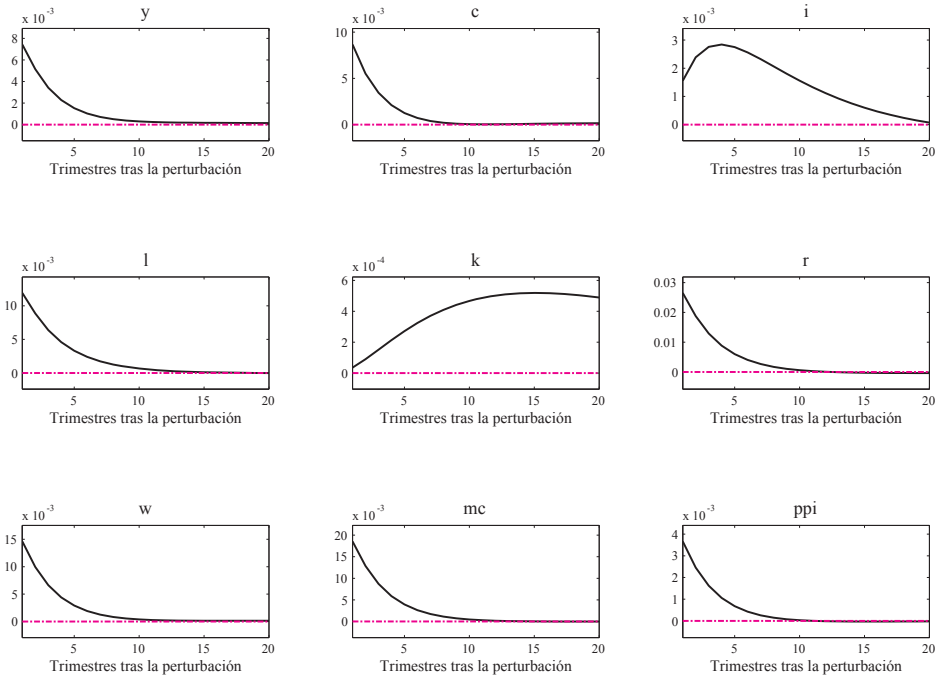
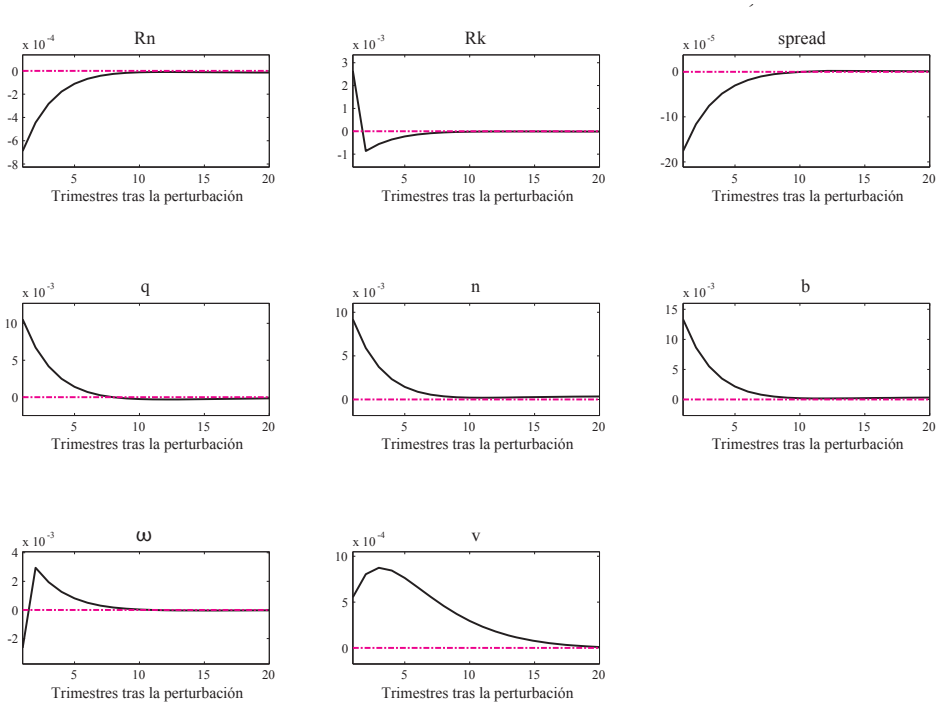


Gráfico 29: Perturbación de politica monetaria, II



¿Cómo podemos resumir la evidencia cuantitativa aportada por nuestras anteriores FIR? En primer lugar, los modelos DSGE convencionales tienen problemas para conciliar caídas del producto, el consumo, la inversión y la inflación y aumentos de los diferenciales financieros con unos tipos de interés reducidos. Una serie de perturbaciones financieras pueden replicar caídas de las variables reales, pero también elevan la inflación. El motivo es que un endurecimiento de las condiciones financieras impulsa al alza los costes marginales y, con ellos, los precios. Las perturbaciones de productividad y de demanda también presentan problemas propios, ya que inducen covarianzas que no coinciden con nuestras observaciones durante esta recesión. Por el lado positivo, nuestra evidencia muestra que es relativamente sencillo generar importantes fluctuaciones a partir de estas perturbaciones: en particular, la perturbación que afecta a la dispersión de los

niveles de productividad idiosincrásica es potencialmente crucial para comprender la reciente experiencia española. Con todo, esos efectos son más pequeños que los que han mostrado los datos de los últimos trimestres.

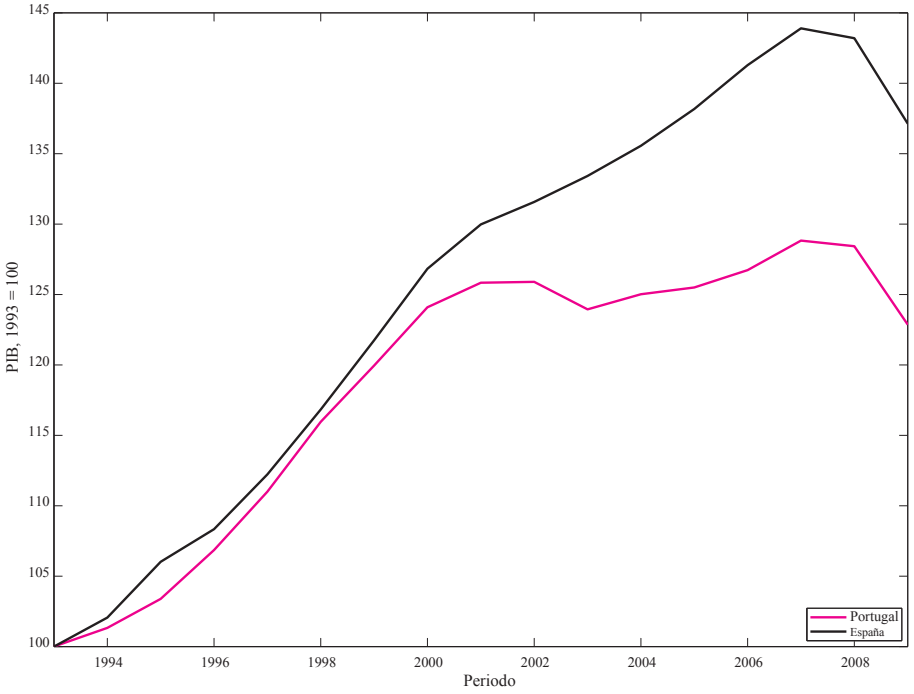
Aunque queda mucho trabajo por hacer, nuestro modelo es una primera aproximación al modo en que podemos utilizar la teoría económica convencional para analizar cuantitativamente las interacciones entre la macroeconomía y los mercados financieros. En particular, nosotros interpretamos los resultados obtenidos como una llamada a abrir la caja negra de la intermediación financiera e incorporar mecanismos más elaborados en nuestros modelos DSGE.

4. Conclusiones

España está atravesando su peor crisis desde la década de los años 70. Sin embargo, su experiencia no difiere tanto de la situación de otros países semejantes en términos de renta, ubicación y estructura económica; de hecho, es poco probable que la aplicación de la política económica más virtuosa posible durante la última década hubiera conducido a una situación muy distinta.

Es importante, además, poner los acontecimientos en perspectiva: España atravesó momentos mucho más difíciles entre 1975 y 1983, con una enorme caída de las tasas de crecimiento, una inflación fuera de control, un desplome de los precios de los inmuebles, una situación próxima a la ruptura de las relaciones laborales y una importante crisis bancaria cuyos costes de rescate se situaron entre el 5,6 por ciento y el 16,8 por ciento del producto (Frydl, 1999), y todo ello en medio de una trascendental transformación del régimen político desde la dictadura a la democracia. Quizás el síntoma más revelador de todos estos problemas fue la caída del 90 por ciento del valor, en términos reales, del mercado bursátil español entre 1975 y 1983, que arruinó a numerosas empresas y familias (incluido el abuelo de uno de los autores de este trabajo).

Gráfico 30: PIB Real per cápita: España frente a Portugal



Pero tras este párrafo de optimismo, es preciso reconocer que existen motivos para la preocupación. El peligro real de esta recesión para el bienestar radica en el conjunto de posibles políticas y reformas institucionales que podrían adoptarse a toda velocidad en respuesta a una clamorosa demanda de medidas decisivas[30]. La comparación entre España y Portugal apoya esta idea. Ambos países accedieron a la Unión Europea en 1986 y, como muestra el Gráfico 30, crecieron a una tasa muy similar durante muchos años, amparados en el acceso a un mercado interno común, en los flujos de inversión extranjera y en las generosas transferencias de Bruselas. Las vidas paralelas de ambos países sólo comenzaron a diverger hacia 2001, cuando España continuó creciendo a un fuerte ritmo y Portugal se estancó (el

30. Y no, no se trata de un temor vano. Cole y Ohanian (2004) documentan los efectos perversos de la NRA durante la recuperación estadounidense posterior a 1933. Es difícil que una legislación tan equivocada pudierse aprobarse durante épocas de normalidad económica.

producto per cápita portugués se encuentra ahora al nivel de 1999). ¿Cuáles fueron las principales diferencias en las políticas aplicadas por ambos países? Básicamente, el comportamiento del sector público (la política monetaria se transfirió en los ambos casos al BCE). Mientras España acometía un serio esfuerzo de consolidación fiscal, Portugal optó por fuertes aumentos de las transferencias y del consumo público que alcanzó su punto máximo en 2006 con un déficit público del 6,12 por ciento del PIB pese a encontrarse en medio de una expansión mundial[31]. El Gráfico 30 es un aviso de que cualquier cosa que hagamos ahora podría tener consecuencias duraderas y de que las expansiones fiscales, aunque pueden ser de ayuda a corto plazo, conllevan un peligro sustancial a medio plazo.

Tres son las cuestiones que más nos preocupan. En primer lugar, si bien el tamaño de la recesión no es inusual dada la cantidad de perturbaciones que han afectado a la economía (parcialmente reproducidas por nuestro modelo DSGE con fricciones financieras), la evolución del desempleo es pésima. Desafía a la razón la escalada de la tasa de desempleo desde el 8 por ciento al 18 por ciento (y creciendo), dado el tamaño de la contracción del producto. Peor aún, los salarios reales, incluso si tenemos en cuenta los efectos de composición, siguen todavía creciendo. La paranoia del sistema de negociación colectiva español y sus paleolíticas instituciones del mercado de trabajo requieren urgente atención. En segundo lugar, el sector financiero no ha acometido una profunda reestructuración. En particular, las cajas de ahorros continúan retrasando el momento de reconocer la problemática creada por sus erróneos préstamos al sector inmobiliario mediante una contabilidad creativa que ni siquiera se recatan en ocultar en sus comunicados de prensa. En tercer lugar, el déficit público ha empeorado sustancialmente y, dadas las consecuencias a medio plazo del envejecimiento de la población y de la financiación regional, el reequilibrio presupuestario se convertirá en una tarea cada vez más difícil.

31. Véanse asimismo evidencias que corroboran los efectos de las consolidaciones fiscales (o de su ausencia) en Alesina y Perotti (1997), Alesina y Ardagna (1998) y Von Hagen, Hughes-Hallett y Strauch (2001).

A menos que estas tres cuestiones se aborden con urgencia, las decepcionantes experiencias de crecimiento de Portugal o Italia durante la primera década de este siglo podrían ser un espejo de lo que podría esperarle a España: *Mutato nomine, de te fabula narratur*.

Apéndice

En este Apéndice, presentamos el estado estacionario del modelo y ofrecemos algunos detalles adicionales de la loglinealización.

1. Estado estacionario

A fin de determinar el estado estacionario, definimos $\bar{b} = b/p$ como el nivel de deuda real de estado estacionario. Asimismo, obsérvese que Π es un parámetro y que podemos fijar todos los procesos estocásticos en sus valores medios. Entonces, las condiciones de estado estacionario para el hogar son:

$$\frac{1}{c} = \lambda$$

$$R = \frac{\Pi}{\beta}$$

$$\psi l^{\vartheta} c = w$$

para la empresa, el proceso que siguen los precios, y los productores de capital:

$$\varepsilon g^1 = (\varepsilon - 1) g^2$$

$$g^1 = \lambda mcy + \beta\theta\Pi^{\varepsilon} g^1$$

$$g^2 = \lambda\Pi^* y + \beta\theta\Pi^{\varepsilon - 1} g^2$$

$$\frac{k}{t} = \frac{\alpha}{1 - \alpha}\frac{\omega}{r}$$

$$mc = \left(\frac{1}{1 - \alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\omega^{1-\alpha} r^{\alpha}$$

$$\Pi^* = \left(\frac{1 - \theta\Pi^{\varepsilon - 1}}{1 - \theta}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

$$q = 1$$

$$i = \delta k$$

A partir del problema del empresario (donde ya utilizamos $q=1$), obtenemos:

$$R^k = \Pi\left(1+r-\delta\right)$$

$$\frac{R^k}{sR}\left[\Gamma\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)-\mu G\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\right]=\frac{\overline{b}}{k}$$

$$\frac{R^k}{R}\left(1-\Gamma\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\right)=s\frac{1-F\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}{1-F\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)-\mu G_\omega\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}\frac{n}{k}$$

$$R^l\overline{b}=\overline{\omega}R^k k$$

$$\overline{b}+n=k$$

$$n=\gamma\frac{1}{\Pi}\left[\left(1-\mu G\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\right)R^k k-sR\overline{b}\right]+w^e$$

y las condiciones de equilibrio del mercado:

$$y = c + i + \mu G(\varpi,\sigma_\omega)(1+r-\delta)k$$

$$y = \frac{1}{v}k^\alpha l^{1-\alpha}$$

$$v = \frac{1-\theta}{1-\theta\Pi^\varepsilon}\Pi^{*-\varepsilon}$$

Comenzamos trabajando sobre estas ecuaciones. En primer lugar, a partir de las condiciones de la empresa, tenemos que:

$$mc=\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}\frac{1-\beta\theta\Pi^\varepsilon}{1-\beta\theta\Pi^{\varepsilon-1}}\Pi^*$$

Para calcular el resto del estado estacionario, calibramos $\frac{\overline{b}}{k}=1/3$. Para obtener este valor de $\frac{\overline{b}}{k}$, téngase en cuenta que en la economía española:

$$\frac{n}{n-k}\approx 2\Rightarrow\frac{\overline{b}}{k}=\frac{1}{3}$$

Ahora, podemos utilizar:

$$\frac{R^k}{sR}\left[\Gamma\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)-\mu G\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\right]=b_k$$
$$\frac{R^k}{R}=\frac{1}{1-\Gamma\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}\frac{1-F\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}{1-F\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)-\mu G_\omega\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}\left(1-b_k\right)$$

para calcular R^k y $\overline{\omega}$. Un sistema más sencillo es:

$$b_k\underbrace{\frac{\Gamma(\varpi,\sigma_\omega)-\mu G(\varpi,\sigma_\omega)}{1-\Gamma(\varpi,\sigma_\omega)}\frac{1-F(\varpi,\sigma_\omega)}{1-F(\varpi,\sigma_\omega)-\mu G_\omega(\varpi,\sigma_\omega)}}_{\Omega(\varpi,\sigma_\omega)}(1-b_k)=$$

y entonces:

$$b_k=\frac{\Omega(\varpi,\sigma_\omega)}{1+\Omega(\varpi,\sigma_\omega)}\Longrightarrow\varpi=f(b_k,\sigma_\omega)$$
$$R^k=\frac{b_k*sR}{\Gamma(\varpi,\sigma_\omega)-\mu G(\varpi,\sigma_\omega)}$$

Dado $\overline{\omega}$, elegimos el σ_ω^2 adecuado (y entonces $\mu_\omega=-\frac{1}{2}\sigma_\omega^2$) dada nuestra observación de $F\left(\overline{\omega}\right)$.

Con estos resultados, podemos obtener:

$$r=\frac{R^k}{\Pi}-1+\delta$$
$$R^l=\frac{\overline{\omega}}{b_k}R^k$$

Con r,

$$w = (1-\alpha)\left(\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{1}{mc}r^{\alpha}\right)^{\frac{1}{\alpha-1}}$$

y con r y $l = 1/3$

$$k = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w}{r}l$$
$$\bar{b} = b_k * k$$
$$n = k - \bar{b}$$
$$i = \delta k$$
$$y = \frac{1}{\nu}k^{\alpha}l^{1-\alpha}$$
$$c = y - \delta k - \mu G(\varpi, \sigma_{\omega})(1 + r - \delta)k$$

y las tres condiciones auxiliares:

$$\lambda = 1/c$$
$$g^{1} = \frac{mc\lambda y}{1-\beta\theta\Pi^{\varepsilon}}$$
$$g^{2} = \frac{\Pi^{*}\lambda y}{1-\beta\theta\Pi^{\varepsilon-1}}$$

Ahora, nos quedan dos ecuaciones:

$$n = \gamma_{e}\frac{1}{\Pi}\left[\left(1-\mu G\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\right)R^{k}k - sR\overline{b}\right] + w^{e}$$
$$\psi l^{\vartheta}c = w$$

y las utilizamos para respaldar los valores de w^e y ψ que justifican nuestra calibración:

$$\psi = \frac{w}{l^{\vartheta} c}$$

$$w^e = n - \gamma_e \frac{1}{\Pi}\left[\left(1 - \mu G\left(\bar{\omega}, \sigma_\omega\right)\right) R^k k - sR\bar{b}\right]$$

Por ultimo, calibramos $\bar{s}$ y $\bar{\gamma}^e$. Obsérvese que $e^{\bar{s}} = s - 1$ y que

$$\gamma^e = \frac{1}{1 + e^{-\bar{\gamma}^e}}$$

utilizando el hecho de que γ^e es observable de la siguiente forma:

$$e^{-\bar{\gamma}^e} = \frac{1 - \gamma^e}{\gamma^e}$$

2. Loglinealización

La loglinealización de todas las condiciones de equilibrio de nuestro modelo es relativamente sencilla, exceptuando las cuatro ecuaciones donde $\bar{\omega}_{t+1}$ y $\sigma_{\omega,t+1}$ aparecen como argumentos explícitos. Más adelante ofrecemos detalles adicionales de las desviaciones algebraicas utilizadas.

Ecuación 1 Comenzamos con:

$$\frac{R^k_{t+1}}{R_t}\left(1 - \Gamma\left(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}\right)\right) = E_t s_t \frac{1 - F\left(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}\right)}{1 - F\left(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}\right) - \mu \bar{\omega}_{t+1} F_\omega\left(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}\right)} \frac{n_t}{q_t k_t} =$$

$$\frac{R^k_{t+1}}{R_t} \Psi^1\left(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}\right) = \frac{n_t}{q_t k_t} E_t \Psi^2\left(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_{\omega,t+1}\right)$$

que se loglinealiza como:

$$E_t \widehat{R}^k_{t+1} - \widehat{R}_t + E_t \left(\frac{\Psi^1_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\overline{\omega}}{\Psi^1\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} - \frac{\Psi^2_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\overline{\omega}}{\Psi^2\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} \right) \widehat{\overline{\omega}}_{t+1} + \left(\frac{\Psi^1_{\sigma_{\omega}}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\sigma_{\omega}}{\Psi^1\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} - \frac{\Psi^2_{\sigma_{\omega}}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\sigma_{\omega}}{\Psi^2\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} \right) \widehat{\sigma}_{\omega,t+1}$$
$$= \frac{s-1}{s}\tilde{s}_t + \hat{n}_t - \hat{q}_t - \hat{k}_t$$

o:

$$E_t \widehat{R}^k_{t+1} - \widehat{R}_t + \omega_a E_t \widehat{\overline{\omega}}_{t+1} + \sigma_a \widehat{\sigma}_{\omega,t+1} = \frac{s-1}{s}\tilde{s}_t + \hat{n}_t - \hat{q}_t - \hat{k}_t$$

donde:

$$\frac{\Psi^1_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\overline{\omega}}{\Psi^1\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} = -\frac{\Gamma_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\overline{\omega}}{1-\Gamma\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} = \frac{1-F\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)}{\Gamma\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)-1}\overline{\omega}$$

$$\frac{\Psi^2_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\overline{\omega}}{\Psi^2\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} = \left(-\frac{F_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)}{1-F\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} + \frac{F_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right) + \mu\overline{\omega}F_{\omega\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right) + \mu F_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)}{1-F\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right) - \mu\overline{\omega}F_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} \right)\overline{\omega}$$

$$\omega_a = \frac{\Psi^1_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\overline{\omega}}{\Psi^1\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} - \frac{\Psi^2_{\omega}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\overline{\omega}}{\Psi^2\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)}$$

y

$$\sigma_a = \frac{\Psi^1_{\sigma_{\omega}}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\sigma_{\omega}}{\Psi^1\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)} - \frac{\Psi^2_{\sigma_{\omega}}\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)\sigma_{\omega}}{\Psi^2\left(\overline{\omega},\sigma_{\omega}\right)}$$

un coeficiente que calcularemos numéricamente.

Ecuación 2 La segunda ecuación es:

$$\frac{R_{t+1}^k}{R_t}\left[\Gamma\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)-\mu G\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)\right]=\frac{b_t/p_t}{q_t k_t}\Rightarrow$$
$$\frac{R_{t+1}^k}{s_t R_t}\Psi^3\left(\overline{\omega}_{t+1},\sigma_{\omega,t+1}\right)=\frac{\overline{b}_t}{q_t k_t}$$

que se loglinealiza como:

$$\widehat{R}_{t+1}^k-\widehat{R}_t-\hat{s}_t+\frac{\Psi_\omega^3\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\overline{\omega}}{\Psi^3\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}\widehat{\overline{\omega}}_{t+1}+\frac{\Psi_{\sigma_\omega}^3\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\sigma_\omega}{\Psi^3\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}\widehat{\sigma}_{\omega,t+1}=\hat{\overline{b}}_t-\hat{q}_t-\hat{k}_t$$

Ahora, obsérvese que $s_t=1+e^{\bar{s}+\tilde{s}_t}$ implica que:

$$\hat{s}_t=\frac{s-1}{s}\tilde{s}_t$$

y entonces

$$\widehat{R}_{t+1}^k-\widehat{R}_t-\frac{s-1}{s}\tilde{s}_t+\omega_b\widehat{\overline{\omega}}_{t+1}+\sigma_b\widehat{\sigma}_{\omega,t+1}=\hat{\overline{b}}_t-\hat{q}_t-\hat{k}_t$$

donde

$$\omega_b=\frac{\Psi_\omega^3\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\overline{\omega}}{\Psi^3\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}=\frac{1-F\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)-\mu\overline{\omega}F_\omega\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}{\Gamma\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)-\mu G\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}\overline{\omega}$$
$$\sigma_b=\frac{\Psi_{\sigma_\omega}^3\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\sigma_\omega}{\Psi^3\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)}$$

donde σ_b se calculará numéricamente.

Asimismo, obsérvese que como esta ecuación se satisface estado a estado, es mejor escribirla como:

$$\widehat{R}_t^k-\widehat{R}_{t-1}-\frac{s-1}{s}\hat{s}_{t-1}+\omega_b\widehat{\overline{\omega}}_t+\sigma_b\widehat{\sigma}_{\omega,t}=\hat{\overline{b}}_{t-1}-\hat{q}_{t-1}-\hat{k}_{t-1}$$

Ecuación 3 Como

$$\gamma_t^e = \frac{1}{1+e^{-\bar{\gamma}^e-\tilde{\gamma}_t^e}}$$

tenemos que:

$$\hat{\gamma}_t^e = e^{-\bar{\gamma}^e}\gamma^e\tilde{\gamma}_t^e = \frac{1-\gamma^e}{\gamma^e}\gamma^e\tilde{y}_t = \left(1-\gamma^e\right)\tilde{\gamma}_t^e$$

Entonces:

$$n_t = \gamma_t^e\frac{1}{\Pi_t}\left[\left(1-\mu G\left(\bar{\omega}_t,\sigma_{\omega,t+1}\right)\right)R_t^k q_{t-1}k_{t-1} - s_{t-1}R_{t-1}\frac{b_{t-1}}{p_{t-1}}\right] + w^e$$

que se loglinealiza como:

$$\hat{n}_t = a_1\left(\left(1-\gamma^e\right)\tilde{\gamma}_t^e - \hat{\Pi}_t\right) + a_2\left(\omega_c\hat{\bar{\omega}}_t + \sigma_c\hat{\sigma}_{\omega,t}\right) + a_3\left(\hat{R}_t^k + \hat{q}_{t-1} + \hat{k}_{t-1}\right) + a_4\left(\hat{R}_{t-1} + \frac{s-1}{s}\hat{s}_{t-1} + \hat{\bar{b}}_{t-1}\right)$$

donde

$$a_1 = \frac{\gamma_e}{\Pi n}\left(1-\mu G\left(\bar{\omega},\sigma_\omega\right)\right)R^k k - R\bar{b}$$

$$a_2 = -\frac{\gamma_e}{\Pi n}\mu R^k k$$

$$a_3 = \frac{\gamma_e}{\Pi n}\left(1-\mu G\left(\bar{\omega},\sigma_\omega\right)\right)R^k k$$

$$a_4 = -\frac{\gamma_e}{\Pi n}R\bar{b}$$

$$\omega_c = \frac{G_\omega\left(\bar{\omega},\sigma_\omega\right)\bar{\omega}}{G\left(\bar{\omega},\sigma_\omega\right)} = \frac{\bar{\omega}^2 F_\omega\left(\bar{\omega},\sigma_\omega\right)}{G\left(\bar{\omega},\sigma_\omega\right)}$$

$$\sigma_c = \frac{G_{\sigma_\omega}\left(\bar{\omega},\sigma_\omega\right)\sigma_\omega}{G\left(\bar{\omega},\sigma_\omega\right)}$$

Ecuación 4 Por último,

$$y_t = c_t + i_t + \mu G\left(\overline{\omega}_t, \sigma_{\omega,t+1}\right)\left(r_t + q_t\left(1-\delta\right)\right)k_{t-1}$$

se loglinealiza como:

$$\hat{y}_t = \frac{c}{y}\hat{c}_t + \frac{i}{y}\hat{i}_t + \frac{\mu}{y}G\left(\overline{\omega},\sigma_\omega\right)\left[\left(rk\left(\hat{r}_t + \hat{k}_{t-1}\right) + \left(1-\delta\right)k\left(\hat{q}_t + \hat{k}_{t-1}\right)\right) + \left(r+1-\delta\right)k\left(\omega_c\widehat{\overline{\omega}}_t + \sigma_c\widehat{\sigma}_{\omega,t}\right)\right]$$

3. Condiciones de equilibrio loglinealizadas

Las condiciones son:

$$\hat{d}_t - \hat{c}_t = \hat{\lambda}_t$$
$$\hat{\lambda}_t = \mathbb{E}_t\{\hat{\lambda}_{t+1} + \hat{R}_t - \hat{\Pi}_{t+1}\}$$
$$\vartheta\hat{l}_t + \hat{c}_t = \hat{\omega}$$
$$\hat{g}_t^1 = \hat{g}_t^2$$
$$\hat{g}_t^1 = (1-\beta\theta\Pi^{\varepsilon})(\hat{\lambda}_t + \widehat{mc}_t + \hat{y}_t) + \beta\theta\Pi^{\varepsilon}\mathbb{E}_t(\varepsilon\hat{\Pi}_{t+1} + \hat{g}_{t+1}^1)$$
$$= (1-\beta\theta\Pi^{\varepsilon-1})(\hat{\lambda}_t + \hat{\Pi}_t^* + \hat{y}_t) + \beta\theta\Pi^{\varepsilon-1}\mathbb{E}_t((\varepsilon-1)\hat{\Pi}_{t+1} + \hat{\Pi}_t^* - \hat{\Pi}_{t+1}^* + \hat{g}_{t+1}^2)$$
$$\hat{k}_{t-1} = \hat{\omega}_t + \hat{l}_t - \hat{r}_t$$
$$\widehat{mc}_t = \alpha\hat{r} + (1-\alpha)\hat{\omega}_t - z_t$$
$$\hat{\Pi}_t = \frac{1-\theta}{\theta}(\Pi^*\Pi)^{1-\varepsilon}\hat{\Pi}_t^*$$
$$\hat{q}_t = S''[1](\hat{i}_t - \hat{i}_{t-1}) - \beta S''[1]E_t(\hat{i}_{t+1} - \hat{i}_t)$$
$$\hat{k}_t = (1-\delta)\hat{k}_{t-1} + \delta\hat{i}_t$$
$$\hat{R}_{t+1}^k = \hat{\Pi}_{t+1} + \frac{\Pi_r}{R^k}\hat{r}_{t+1} + \frac{\Pi(1-\delta)}{R^k}\hat{q}_{t+1} - \hat{q}_t$$
$$E_t\hat{R}_{t+1}^k - \hat{R}_t + \omega_\alpha E_t\widehat{\omega}_{t+1} + \sigma_\alpha\hat{\sigma}_{\omega,t+1} = \frac{s-1}{s}\tilde{s}_t + \hat{n}_t - \hat{q}_t - \hat{k}_t$$
$$\hat{R}_t^k - \hat{R}_{t-1} - \frac{s-1}{s}\tilde{s}_{t-1} + \omega_b\widehat{\omega}_t + \sigma_b\hat{\sigma}_{\omega,t} = \widehat{\bar{b}}_{t-1} - \hat{q}_{t-1} - \hat{k}_{t-1}$$
$$\hat{q}_t + \hat{k}_t = \frac{n}{k}\hat{n}_t + \frac{\bar{b}}{k}\widehat{\bar{b}}_t$$
$$\hat{n}_t = a_1((1-\gamma^e)\tilde{\gamma}_t^e - \hat{\Pi}_t) + a_2(\omega_c\widehat{\omega}_t + \sigma_c\hat{\sigma}_{\omega,t}) + a_3(\hat{R}_t^k + \hat{q}_{t-1} + \hat{k}_{t-1}) + a_4\left(\hat{R}_{t-1} + \frac{s-1}{s}\tilde{s}_{t-1} + \widehat{\bar{b}}_{t-1}\right)$$
$$\hat{R}_t = \gamma_R\hat{R}_{t-1} + (1-\gamma_R)\gamma_\Pi\hat{\Pi}_t + (1-\gamma_R)\gamma_y y_t + \sigma_m\varepsilon_{mt}$$
$$\hat{y}_t = \frac{c}{y}\hat{c}_t + \frac{i}{y}\hat{i}_t + \frac{\mu}{y}G(\bar{\omega})[(rk(\hat{r}_t + \hat{k}_{t-1}) + (1-\delta)k(\hat{q}_t + \hat{k}_{t-1})) + (r+1-\delta)k(\omega_c\widehat{\omega}_t + \sigma_c\hat{\sigma}_{\omega,t})]$$
$$\hat{y}_t = z_t + \alpha\hat{k}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{l}_t - \hat{v}_t$$
$$\hat{v}_t = \theta\Pi^{\varepsilon}(\varepsilon\hat{\Pi}_t + \hat{v}_{t-1}) - \varepsilon(1-\theta\Pi^{\varepsilon})\hat{\Pi}_t^*$$

más los procesos estocásticos:

$$d_t = \rho_d d_{t-1} + \sigma_d \varepsilon_{d,t}$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{z,t}$$

$$\widehat{\sigma}_{\omega,t} = \rho_\sigma \widehat{\sigma}_{\omega,t-1} + \eta_\sigma \varepsilon_{\sigma,t}$$

$$\tilde{s}_t = \rho_s \tilde{s}_{t-1} + \sigma_s \varepsilon_{s,t}$$

$$\tilde{\gamma}^e_t = \rho_\gamma \tilde{\gamma}^e_{t-1} + \sigma_\gamma \varepsilon_{\gamma,t}$$

Referencias

Alesina, A., y S. Ardagna (1998). "Tales of Fiscal Adjustment". *Economic Policy* 13, 489-545.

Alesina, A. y R. Perotti (1997). "Fiscal Adjustments in OECD Countries: Compositions and Macroeconomic Effects". IMF Staff Papers 44, 210-48.

Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", en J.B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, volumen 1C, 1341-1393. Elsevier, Amsterdam.

Burriel, P., J. Fernández–Villaverde y J.F. Rubio-Ramírez (2009). "Medea: A DSGE Model for the Spanish Economy". FEDEA Working Paper 2009-17.

Carlstrom, C. y T. Fuerst (1997). "Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis". *American Economic Review 87, 893-910*.

Christiano, L., M. Eichenbaum y C.L. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy* 113, 1-45.

Christiano, L., R. Motto y M. Rostagno (2009). "Financial Factors in Economic Fluctuations". Manuscrito no publicado, Northwestern University.

Christoffel, K., G. Coenen y A. Warne, (2008) "The New Area-Wide Model of the Euro Area: A Micro-Founded Open-Economy Model for Forecasting and Policy Analysis". BCE Working Paper. 944.

Cole, H.L. y L. E. Ohanian (2004). "New Deal Policies and the Persistence of the Great Depression: A General Equilibrium Analysis". *Journal of Political Economy* 112, 779-816.

Curdia, V., y M. Woodford (2008). "Credit Frictions and Optimal Monetary Policy". Manuscrito no publicado.

Diamond, D. y P. Dybvig (1983). "Bank Runs, Deposit Insurance and Liquidity". *Journal of Political Economy* 91, 401-419.

Diamond, D. y R. Rajan (2001). "Liquidity Risk, Liquidity Creation and Financial Fragility: A Theory of Banking". *Journal of Political Economy* 109, 287-327.

Díaz Giménez, J., E. Prescott T. Fitzgerald, y F. Alvarez (1992). "Banking in Computable General Equilibrium Economies". *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, 533-559.

Edge, R., M.T. Kiley y J.P. Laforte (2009). "A Comparison of Forecast Performance Between Federal Reserve Staff Forecasts, Simple Reduced-Form Models, and a DSGE Model". Finance and Economics Discussion Series 2009-10, Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal.

Fernandez-Villaverde, J. y J. Rubio-Ramirez (2008). "How Structural Are Structural Parameters?". *NBER Macroeconomics Annual* 2007, 83-137.

Frydl, E. (1999). "The Length and Cost of Banking Crises". IMF Working Paper 99/30.

Gerali, A., S. Neri, L. Sessa y F. Signoretti (2009). "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area". Manuscrito no publicado, Banca d'Italia.

Hamilton, J. (2009). "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08". Manuscrito no publicado, University of California-San Diego.

Huang, Y. (2008). *Capitalism with Chinese Characteristics: Entrepeneurship and the State*. Cambridge University Press, Cambridge.

International Monetary Fund (2009), *World Economic Outlook*. (http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2009/01/index.htm).

King, R.G. y S. Rebelo (2000). "Resuscitating Real Business Cycles", en J.B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, volumen 1B, 928-1002. Elsevier, Amsterdam.

Kiyotaki, N. y J. Moore (1997). "Credit Cycles." *Journal of Political Economy*, 105, 211-248.

Kiyotaki, N. y J. Moore (2008). "Liquidity Business Cycles and Monetary Policy". Manuscrito no publicado, LSE.

Maddison, A. (2007). *Chinese Economic Performance in the Long Run* (2ª edición). OCDE, París.

Recarte, A. (2009). *El Informe Recarte*. La Esfera de los Libros, Madrid.

Reinhart, C.M. y K.S. Rogoff (2009). *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*. Princeton University Press, Princeton.

Smets, F. y R. Wouters (2003). "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area". *Journal of the European Economic Association* 1, 1123-1175.

Song, Z.M., K. Storeslettten y F. Zilibotti (2009). "Growing Like China". CEPR Working Paper 7149.

Stock, J.H. y M.W. Watson (2003). "Has the Business Cycle Changed, and Why?". *NBER Macroeconomics Annual* 2002, 159-218.

Taylor, J. (2009). *Getting Off Track: How Government Actions and Interventions Caused, Prolonged, and Worsened the Financial Crisis*. Hoover Institution, Stanford.

Torrero Mañas, A. (1990). "El Sector Financiero: Cambios y Tendencias", en Economía Española de la Transición y la Democracia, en José Luis García Delgado (ed.), Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid.

Townsend, R.M. (1979). "Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification". *Journal of Economic Theory* 21, 265-293.

Von Hagen, J., A. Hughes-Hallett y R. Strauch (2001). "Budgetary Consolidation in EMU". Comisión Europea, Economic Papers 148.

Comentarios

Jaume Ventura
CREI y Universitat Pompeu Fabra

Este artículo documenta la evolución de la economía española durante el periodo 1994-2009 y desarrolla una modelo de equilibrio general dinámico estocástico para explicar la brusca desaceleración de 2008. Las dos partes del artículo contienen elementos interesantes, si bien parecen un tanto desconectados. El artículo resulta informativo y útil. Con todo, exige al lector un esfuerzo para distinguir entre lo que el artículo hace y lo que dice que hace. Espero que este comentario sea útil a este respecto.

La primera parte del artículo ofrece una excelente discusión de la economía española durante los últimos 15 años. Desde una perspectiva histórica, el periodo comprendido entre 1994 y 2007 realmente constituyó una época dorada. España disfrutó de un alto crecimiento económico, estabilidad de precios y bajos tipos de interés. Los precios de los activos fueron elevados y la intermediación floreció. Los datos fiscales mejoraron paulatinamente y el desempleo masivo de los años 80 casi llegó a desaparecer. La única mácula de este brillante periodo quizá fue el lento crecimiento de la productividad del trabajo. Fernández-Villaverde y Ohanian documentan minuciosamente esta evolución y realizan un útil análisis comparativo con el desempeño de otros países industriales. Evidentemente, existen diferencias no triviales entre países, que los autores explican de forma correcta. Por ejemplo, los desequilibrios comerciales son un rasgo básico del periodo, con fuertes superávit en algunos países y otros abultados déficit en otros. Los mercados de la vivienda mostraron asimismo acusadas diferencias por países. Pero la idea fundamental es que el periodo expansivo no fue un fenómeno exclusivamente español, sino mundial, ya que todos los países industriales participaron en la bonanza.

Esta época dorada llegó a un brusco y repentino final en 2008. Un revés que también compartieron todos los países industriales. Fernández-Villaverde y Ohanian describen esta desaceleración como la combinación de cuatro elementos de una tormenta económica perfecta: una considerable perturbación petrolífera, un colapso del comercio mundial, una masiva reasignación de factores desde la construcción de viviendas hacia otros sectores y unas notables turbulencias financieras. Esta tormenta dejó tras de sí desolación. El crecimiento se tornó negativo, los precios de los activos se desplomaron y la intermediación se detuvo. El desempleo se disparó, generando las incertidumbres que ahora venimos soportando. La cuestión clave es, obviamente, cómo sucedió todo esto.

Estas experiencias coincidentes inducen a Fernández-Villaverde y Ohanian a revelar que su principal motivación al escribir este artículo es que "*sólo podremos entender de forma correcta el ciclo económico español y pensar en respuestas de política económica a la crisis si enmarcamos la evolución de la economía española en el contexto de lo que ha ocurrido en la economía mundial en los últimos 15 años*". No podría estar más de acuerdo con esta afirmación. Y la evidencia aportada en el artículo respalda de forma abrumadora esta idea. A cualquiera que piense que la evolución de la economía española puede entenderse aisladamente le convendría leer la primera parte de este artículo.

Éste es el motivo por el que quedé sorprendido y, francamente, bastante decepcionado cuando comencé a leer la segunda parte del artículo. Permítaseme decirlo con claridad: el modelo propuesto por Fernández-Villaverde y Ohanian es un modelo de economía cerrada en el que España no tiene ningún tipo de interacción con el resto del mundo. ¡Incluso los autores suponen que España tiene su propia política monetaria! Esto hizo que me preguntara qué era lo que realmente querían decir los autores cuando escribieron que necesitaban *enmarcar la evolución de la economía española en el contexto de la economía mundial*. Porque evidentemente no es lo que hacen. Quizá sería útil considerar que su modelo es el de una

economía mundial integrada. Pero en ese caso, cabría esperar que los autores calibraran y utilizaran el modelo de forma muy distinta a la observada en el artículo.

Mi sorpresa y decepción fueron creciendo conforme revisaba los detalles del modelo. Se trata de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico con docenas de ecuaciones y variables. Con todo, tres de los cuatros elementos de la "tormenta perfecta" no han podido encontrar un hueco en el listado de las 28 variables endógenas del modelo. De hecho, ¡ni siquiera aparecen en la lista, aun más larga, de las variables exógenas! El modelo no incluye perturbación petrolífera, colapso del comercio mundial o sector de la vivienda. De hecho, sólo se centra en uno de los cuatro elementos de la tormenta perfecta: las turbulencias financieras. Para empeorar las cosas, el modelo no tiene nada que decir sobre la evolución fiscal, los desequilibrios por cuenta corriente o el desempleo. Sencillamente, el modelo no incluye sector público ni comercio y supone la existencia de pleno empleo en cualquier momento y estado de la naturaleza.

¿Qué contiene entonces el modelo? El modelo tiene tres sectores: hogares, empresas y bancos. Los dos primeros incorporan preferencias y tecnología bastante convencionales, mientras que el último simplemente intermedia fondos entre los hogares y las empresas. Existen dos aspectos del sector financiero que asignan a los bancos una función no trivial. El primero es un coste de intermediación aleatorio que los autores llaman el diferencial. Este coste desempeña un papel crucial, ya que se utiliza como la perturbación financiera. El segundo es una restricción a la clase de contratos que las empresas y los bancos pueden negociar. Esta restricción genera una fricción y la posibilidad de impago. Asimismo, como los contratos se expresan en términos nominales, también abre la puerta a que la política monetaria influya sobre ellos. Por último, el modelo también contempla una autoridad monetaria que actúa de forma mecánica, fijando el tipo de interés nominal con arreglo a una cierta regla de Taylor.

Tras presentar el modelo, los autores describen minuciosamente la respuesta de esta economía teórica a toda una completa batería de perturbaciones. Algunas de estas perturbaciones son bastante convencionales: la tasa de preferencia temporal, la productividad total de los factores y la regla de política monetaria. Otras perturbaciones resultan menos convencionales: la dispersión de la eficiencia de la inversión entre empresas y la tasa de supervivencia de las empresas. Los autores califican a estas dos perturbaciones como "financieras", aunque no estoy seguro del motivo que justifica ese calificativo, ya que a mí se me antojan relacionadas con la tecnología de las empresas. Queda, por último, la única perturbación genuinamente financiera, a saber, la que afecta al coste de intermediación o diferencial.

Tras analizar cada una de estas perturbaciones por separado, Fernández-Villaverde y Ohanian sostienen que varias de ellas son capaces de inducir una caída sustancial de las variables reales (producto, consumo e inversión). De las diferentes perturbaciones consideradas, la que afecta a la dispersión de la eficiencia media de la inversión entre empresas parece especialmente potente a este respecto. Sin embargo, en todos los casos los efectos son más reducidos que los observados en los datos. Además, estas perturbaciones ofrecen una predicción de aumento de la inflación, lo que está reñido con la evidencia empírica. Fernández-Villaverde y Ohanian concluyen notando el mucho trabajo que aún queda por hacer e interpretando "... los resultados obtenidos como una llamada a abrir la caja negra de la intermediación financiera e incorporar mecanismos más elaborados en nuestros modelos DSGE".

Evidentemente, hay mucho que decir acerca de una incorporación más explícita de los aspectos financieros de la economía en los modelos macroeconómicos. Sorprende que al final de la segunda parte del artículo los autores hayan aparentemente olvidado su motivación inicial. ¿Cuál es el papel del comercio internacional? ¿Por qué la crisis (y la expansión precedente) afectó a todas las economías industriales a la vez? ¿Cuál es el papel de los precios de la

vivienda y del petróleo en la tormenta perfecta? Estos importantes elementos nunca volvieron a aparecer en el artículo. Ni siquiera como una pretensión de cara al futuro.

La única concesión a los hechos presentados en la primera parte aparece en la sección de conclusiones y viene referida a la política fiscal y al desempleo. En términos bastante expeditivos, Fernández-Villaverde y Ohanian nos dicen que el peligro real para el bienestar radica en la posibilidad de abultados déficits fiscales y en las "paleolíticas" instituciones del mercado de trabajo que están ocasionando tanto desempleo. Todo esto podría ser cierto, pero en su trabajo analítico no he podido encontrar nada referido a estos aspectos. Como ya he explicado, el modelo no incluye déficit fiscales o desempleo. Tampoco he podido hallar en el artículo discusión alguna sobre el bienestar. Con todo, el lector no debería desdeñar sus advertencias. Fernández-Villaverde y Ohanian son economistas inteligentes y sus opiniones merecen atención, aun cuando excedan los límites de su investigación.

Eppur si Muove! España: Creciendo sin un modelo[1]

Michele Boldrin
Washington University in Saint-Louis, FEDEA y CEPR

Ignacio Conde-Ruiz
Universidad Complutense y FEDEA

Javier Díaz-Giménez
IESE Business School

1. Introducción

Este trabajo trata de racionalizar la senda de crecimiento que ha seguido la economía española desde la transición a la democracia, a mediados de los años 70, hasta la actualidad, utilizando como lentes un par de modelos de equilibrio general dinámico neoclásico. Con este objetivo utilizamos la evidencia empírica de los últimos treinta años, aunque en algunas ocasiones, y de forma puntual, nos remontamos a la "época de Franco" para resaltar alguna diferencia importante o para captar las tendencias y rasgos a largo plazo de la economía española.

1. Agradecemos la excelente ayuda prestada por Mario Alloza, Miguel García-Posada y Clara I. González en el curso de la investigación. Estamos muy agradecidos a Rody Manuelly, nuestro comentarista en la Conferencia de octubre de 2009, por sus perspicaces comentarios y críticas a la primera versión de este trabajo. Boldrin, Díaz-Giménez y Conde-Ruiz agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia y Tecnología de España (Proyectos ECO2008-06395-C05-01, ECO2008-04073 y SEJ2007-65552/ECON).

Y efectivamente "*Spain is different*". Nuestra conclusión es que, tras un primer análisis, se podría concluir que España se comporta de forma diferente de lo que predice la teoría económica convencional. La senda de crecimiento de la economía española puede resultar incoherente si analizamos las estimaciones de los modelos de crecimiento económico más asentados en la literatura. No obstante, en el articulo vemos que el crecimiento de la economía española puede racionalizarse utilizando un modelo de equilibrio general dinámico con adopción de tecnológica "no tan distinto", siempre y cuando se tengan en cuenta las tres singularidades históricas e institucionales de la economía española:

i. España siempre se ha situado, y aún se encuentra, lejos de la frontera tecnológica: por ese motivo, estudiamos la dinámica de un proceso de convergencia.

ii. Durante la transición, España adoptó un mercado de trabajo muy rígido y con un escaso grado de competencia, que ha sufrido reformas parciales en los años 80 y nuevamente en los 90. A raíz de estas reformas, no se ha transformado en un mercado competitivo, sino en uno dual, segmentado entre trabajadores fijos protegidos y trabajadores temporales sin representación.

iii. Durante la última década, España ha registrado flujos masivos de entrada de trabajo inmigrante barato, resultando en un incremento de la población activa del 25% aproximadamente.

Teniendo en cuenta estas peculiaridades, somos capaces de obtener resultados útiles en tres ámbitos distintos. En primer lugar, sobre el patrón de desarrollo de la economía española, así como las teorías consistentes con el mismo. En segundo lugar, sobre el tipo de patrones de crecimiento que pueden explicar los modelos de crecimiento neoclásico. En tercer lugar, en torno a las políticas que podrían resultar útiles en la situación actual y en el futuro inmediato. A lo largo del capitulo, nos extenderemos sobre cada uno de estos aspectos.

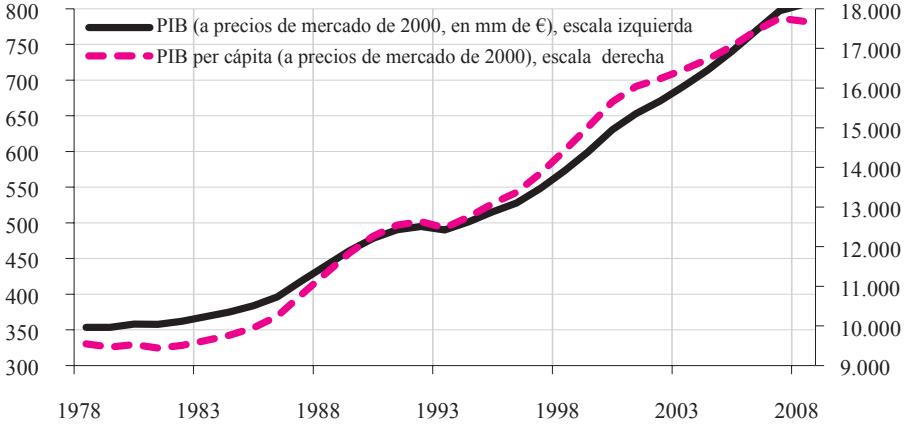
La organización del trabajo es la siguiente. Comenzamos con una descripción de las series temporales agregadas y planteamos un conjunto de enigmas o incógnitas a resolver. Seguidamente, utilizamos un modelo de crecimiento neoclásico tradicional con Productividad Total de los Factores (PTF) exógena, mercados competitivos y tecnología Cobb-Douglas para llevar a cabo un ejercicio de contabilidad del crecimiento y explicar porqué los enigmas identificados en el análisis histórico son realmente sorprendentes a la luz de la teoría económica convencional. A continuación, planteamos un modelo teórico diferente y mostramos a grandes rasgos cómo se pueden racionalizar, al menos cualitativamente, los hechos estilizados del crecimiento de la economía española. Finalmente, en la última sección, concluimos nuestro análisis y discutimos brevemente algunas de sus implicaciones de política económica. Al final del capítulo, incluimos un Apéndice con todos los datos utilizados.

2. Una mirada a las cuentas nacionales españolas

2.1. Producto Interior Bruto (PIB)

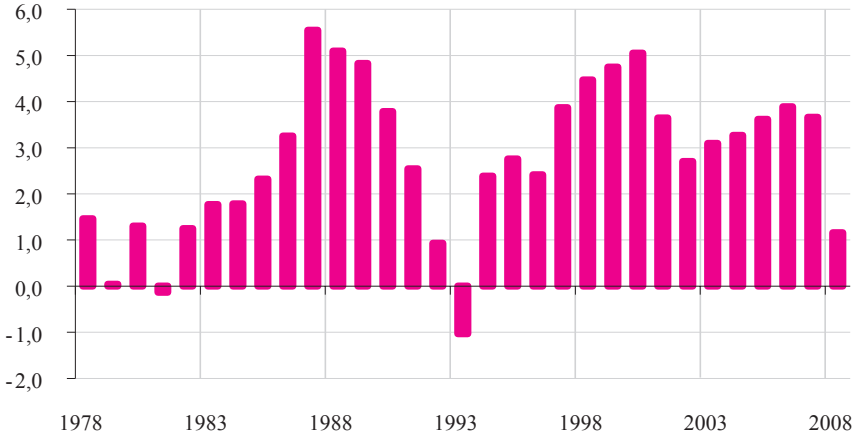
Comenzamos analizando la evolución del PIB español, valorado a precios de mercado del año 2000, desde el inicio de la democracia, hace treinta años, hasta nuestros días. En primer lugar, debemos destacar lo fundamental: España ha crecido. A lo largo de las tres últimas décadas, el PIB español creció un 128%, lo que implica una tasa media anual de crecimiento es del 2,4 por ciento, mientras que el PIB per cápita aumentó un 84 por ciento, correspondiente a un ritmo medio anual de crecimiento del 1,7 por ciento, muy próximo a la cifra mágica del 2% propuesta por Edward Prescott. El Gráfico 1 ilustra ambas series temporales.

Gráfico 1: PIB y PIB per cápita (a precios de mercado constantes de 2000)



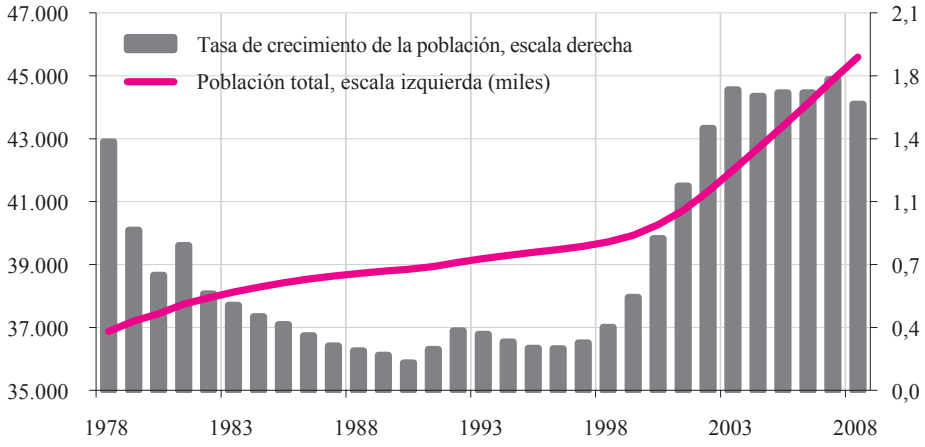
En el Gráfico 2, representamos las tasas de crecimiento del PIB español. En él destacan dos "ciclos de crecimiento" muy prolongados. El primer ciclo se inicia aproximadamente en el momento de la adhesión española a la Unión Europea en 1985, o quizás algo antes, y finaliza de forma brusca en 1992-93. El segundo ciclo comienza en 1994-95 y finaliza de forma aún más brusca en 2007-08, como todos sabemos. De habernos remontado aún más en el tiempo, tanto como nos permite el conjunto de series temporales consistentes disponibles, habríamos observado un tercer ciclo de crecimiento, incluso mas dilatado, iniciado en 1959-60 y finalizado en 1973-74. A este ciclo le siguió casi un década de estancamiento económico. Está claro que los dos últimos ciclos completos, que abarcan un periodo de unos treinta años con una duración de aproximadamente 15 años de duración cada uno, no son materia de estudio de la teoría "convencional" del ciclo económico. Es evidente que, como mínimo, su frecuencia no es la de los análisis del ciclo económico al uso ni la de los modelos del ciclo económico que se formulan, calibran y simulan. Por este motivo, buscamos orientación en los modelos de crecimiento y nos preguntamos si éstos pueden explicar la experiencia española de una forma u otra. También nos cuestionamos si pueden ayudarnos a entenderla y a formular conjeturas bien fundadas sobre el futuro próximo.

Gráfico 2: Tasa de crecimiento del PIB (a precios de mercado constantes de 2000, %)



La renta per cápita ha experimentado unos ciclos similares, si bien el último de ellos –que parece más pronunciado que el anterior conforme a los datos agregados– es en realidad más moderado medido en términos per cápita. Ello se debe a que, tras unos treinta años de crecimiento demografico muy bajo, la población española aumentó a un ritmo considerable durante los diez últimos años, pasando de 39 a 45 millones de personas (véanse el Gráfico 3 y el Cuadro A.1 del Apéndice). Esto significa que la tasa de crecimiento de la renta per cápita ha sido 1,5 puntos porcentuales inferior a la tasa de crecimiento agregado.

Gráfico 3: Tasa de crecimiento anual de la población española



2.2. Demanda

Aunque realmente no añade mucho a la información contenida en el Gráfico 1, vale la pena observar la evolución a lo largo del tiempo de los diferentes componentes del PIB español. El primero es el consumo (véase el Gráfico A.1) y su evolución no revela nada que no supiéramos o esperáramos: presenta dos ciclos de crecimiento, aunque menos pronunciados que los del PIB, como predice la teoría económica elemental. El consumo público crece a un ritmo notablemente superior al del consumo privado y es bastante procíclico. El lector diligente quizá quiera tomar nota de este último rasgo, ya que una serie de modelos, frecuentemente utilizados para interpretar los datos u ofrecer recomendaciones de política económica, predicen o defienden que el gasto público sea anticíclico. En España, al menos, es evidente que no lo ha sido.

De nuevo, conforme predice la teoría económica elemental, la inversión fluctúa más que el PIB. De hecho, como muestra el Gráfico A.2, la tasa de crecimiento de la Formación Bruta de Capital española no sólo llegó a ser negativa en dos ocasiones (la tercera está teniendo lugar actualmente y apenas se insinúa en los datos disponibles), sino que también presenta, especialmente en su componente de bienes de equipo, tres ciclos, un tercero debido a la sustancial desaceleración del año 2001.

Por último, y dado que una disección de la demanda española –con arreglo a la Contabilidad Nacional– no estaría completa sin analizar el sector exterior, pero además porque España es una economía pequeña y progresivamente *mucho más* abierta[2], debemos analizar las importaciones y exportaciones, así como el déficit comercial, que ilustran los Gráficos A.5 y A.6 del Apéndice. Una vez más, encontramos dos largos ciclos con, nuevamente, la inflexión hacia 2001 y el espectacular crecimiento por todos conocido, especialmente de las importaciones, durante los últimos años.

2. En concreto, España tiene un coeficiente de apertura, $(X + M) / \text{PNB}$, de 0,7, superior al de Gran Bretaña, Francia o Italia.

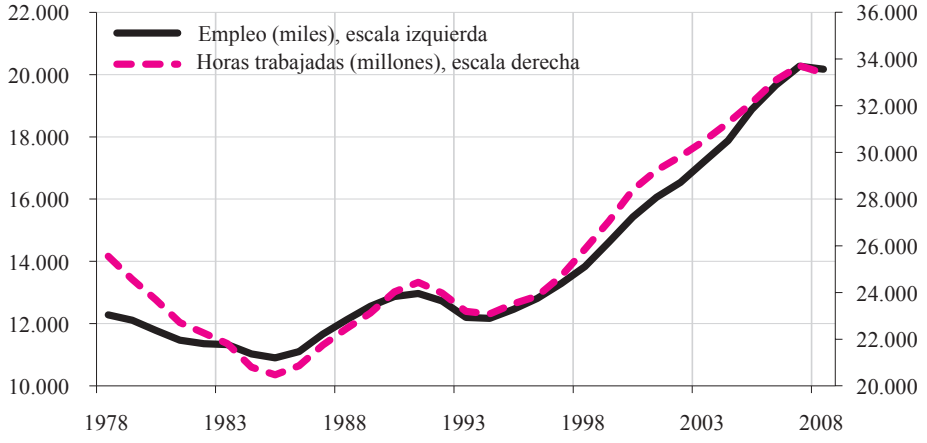
2.3. Producción

Utilizamos una función de producción $F_t(K_t, L_t, ...)$ para resumir la relación entre factores y producto. El valor añadido es el resultado de "combinar" y utilizar conjuntamente trabajo y capital, bajo diversas condiciones tecnológicas.

2.3.1. Empleo

Comencemos con las cifras agregadas de empleo que ilustra el Gráfico 4. Aquí llega la primera sorpresa: los dos ciclos, tan visiblemente similares en las cifras de producto y demanda, siguen siendo visibles pero mucho menos semejantes (véase también el Gráfico A.7, que ilustra las tasas de crecimiento del empleo). Durante el primer ciclo de crecimiento, el empleo aumentó, pero no mucho: alrededor de 1,2 millones de trabajadores en términos absolutos de la cima al valle, es decir, en torno al 10% de su valor inicial. Durante el segundo ciclo de crecimiento, el empleo aumentó mucho más, tanto en términos absolutos como relativos: alrededor de 8 millones de trabajadores o un 66%. Así pues, aunque el producto total creció a tasas anuales muy similares durante las dos oleadas de crecimiento (véase el Cuadro A.1), no ocurrió lo mismo con el empleo.

Gráfico 4: Empleo y horas trabajadas



Cabe la posibilidad de que la evolución de la cifra total de horas trabajadas –el resultado de multiplicar las horas por trabajador por el número de trabajadores– pueda conciliar las discrepancias señaladas. Sin embargo (véase el Gráfico A.8), la respuesta tampoco está ahí: las horas por trabajador han venido disminuyendo, aunque no de forma paulatina, desde 1978. Por tanto, como puede verse en el Gráfico 4, la cifra total de horas trabajadas ha tenido una evolución muy similar a la del número de trabajadores: ambas crecieron alrededor del 11% durante la primera oleada de crecimiento y en torno al 40% durante la segunda oleada.

Desde una perspectiva de largo plazo, y centrándonos en el número de trabajadores, entre 1976 y 1994 casi se produjo un estancamiento *de facto*, seguido por un espectacular crecimiento del 86% de la cima al valle entre 1994 y comienzos de 2008, cuando el empleo comenzó de nuevo a retroceder. Expresado con más detalle, la economía española destruyó unos 1,8 millones de empleos entre 1976 y 1984, que luego recuperó lentamente para finalmente quedarse estancada en una cifra total de empleo próxima a los 13 millones de trabajadores hasta 1993, cuando perdió alrededor de 1 millón de trabajadores en un par de años. Dicho de otra forma, durante los quince años que precedieron a la recesión de 1993-94, las tasas de crecimiento del empleo total se mantuvieron entre un 0,5 y un 0,9 por ciento anual, dando como resultado un aumento del empleo de 1,4 millones en 13 años (1980 a 1993). Luego, durante el periodo de 14 años comprendido entre 1994 y 2008, ¡la economía española creó cinco veces más puestos de trabajo!

Los Gráficos A.7-A.17 del Apéndice documentan hechos adicionales del mercado de trabajo español. Aunque es cierto que, después de 1992, el empleo femenino se duplicó con creces y avanzó, en términos porcentuales, mucho más que el empleo masculino, ambos aumentos fueron casi iguales en términos absolutos: 4 millones de nuevos empleos masculinos y 4,3 millones de nuevos empleos femeninos. Por tanto, el "nuevo" empleo español fue tremendamente igualitario entre sexos, mientras que los datos más recientes sugieren que el "nuevo" desempleo no lo está siendo. Como

el grueso del ajuste laboral, aproximadamente el 55 por ciento, ha tenido lugar en el sector de la construcción, el ritmo de destrucción de empleo masculino está siendo superior al femenino (véanse los Gráficos A.10 y A.11).

El Gráfico A.12 también muestra que la expansión recién terminada no sólo consistió en "cemento y ladrillos". El empleo en el sector servicios prácticamente se duplicó durante el mismo periodo, desde 7,2 millones en el segundo trimestre de 1994 hasta 13,9 millones en el tercer trimestre de 2008. Esto significa que la mayor parte del extraordinario crecimiento del empleo se produjo en el sector servicios[3]: 6,5 millones en los servicios, 1,7 millones en la construcción y 1,8 millones en la industria. El Gráfico A.13 muestra que este aumento se dividió en una proporción 55%-45% entre nativos e inmigrantes. El siguiente cuadro resume los principales resultados obtenidos en los dos ciclos de crecimiento.

Cuadro 1: Cambios en el mercado de trabajo durante las dos oleadas de crecimiento

	ΔL [a]	$\Delta L\%$ [b]	$\Delta(L/N_1)$ [c]	$\Delta(L/N_2)$ [d]	ΔH [e]
1984–1993	1.172,9	10,6%	2,4%	–0,1%	11,5%
1994–2008	8.006,0	65,9%	18,7%	14,3%	44,7%

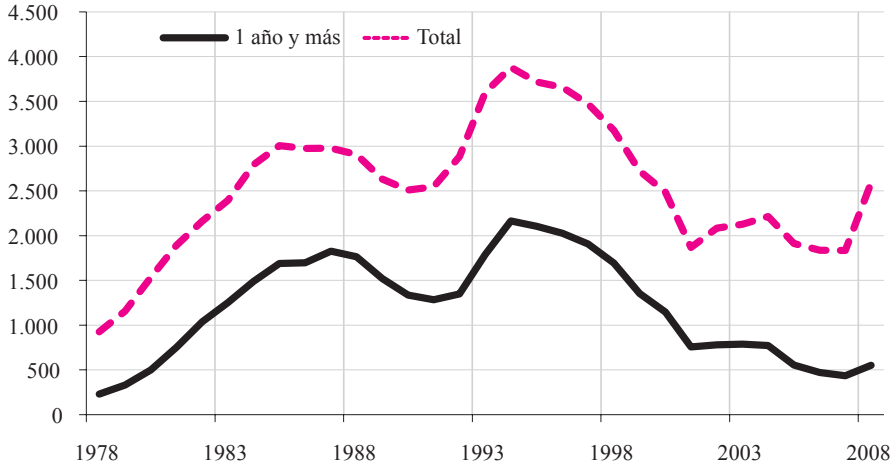
[a] Crecimiento del empleo (miles); [b] Crecimiento del empleo (%); [c] Crecimiento del empleo por persona en el grupo de edad 16–64 años (%). [d] Crecimiento del empleo por persona mayor de 16 años (%); [e] Crecimiento del número de horas trabajadas (%).

2.3.2. Desempleo

Aunque el "desempleo" es, por muchas razones conocidas, un concepto deficientemente definido, seguidamente analizamos las cifras oficiales para examinar de cerca nuestro primer "enigma".

3. Durante la última expansión, los servicios inmobiliarios representaban menos del 1% del empleo del sector servicios.

Gráfico 5: Desempleo (EPA) y desempleo de duración superior a 1 año (miles)



A partir de la crisis de 1974-75, se creó un stock de entre 2,5 y 3,5 millones de "desempleados", en un proceso que duró más de diez años y que culminó hacia 1985. El stock de desempleo se mantuvo en esos niveles durante un periodo de 10 a 15 años, de forma que incluso durante los mejores años de la última expansión, entre 2002 y 2006, ¡la cifra oficial de desempleados en España era aún de 2 millones de personas! Durante el periodo 1975-2000, la población en edad de trabajar creció a una moderada tasa del 0,8% y la escolarización creció extraordinariamente[4]. Con todo, como muestra el Gráfico 5, el stock de desempleo de duración superior a un año sólo consiguió caer por debajo de 1,5 millones en 2000. Tras esa fecha, y pese a una tasa de crecimiento mucho mayor de la población en edad de trabajar – de alrededor del 1,7 por ciento anual entre 2001 y 2008–, el número de desempleados de larga duración cayó por debajo de 0,5 millones.

4. En 1978, el 77 por ciento de la población en edad de trabajar tenía un nivel educativo primario o inferior, mientras que, en 2008, el 50 por ciento de la población en edad de trabajar tenía un nivel educativo secundario o superior.

En resumen: los dos ciclos de crecimiento difieren en su duración, pero sobre todo en sus efectos sobre el empleo y el desempleo. La primera oleada de crecimiento, entre 1985 y 1993, fue algo así como una expansión "sin empleo" que indujo una reducción muy pequeña de la tasa de desempleo española. La segunda oleada de crecimiento, entre 1995 y 2007, conllevó un gran aumento del empleo y una caída sustancial de la tasa de desempleo oficial. Por tanto, nos preguntamos:

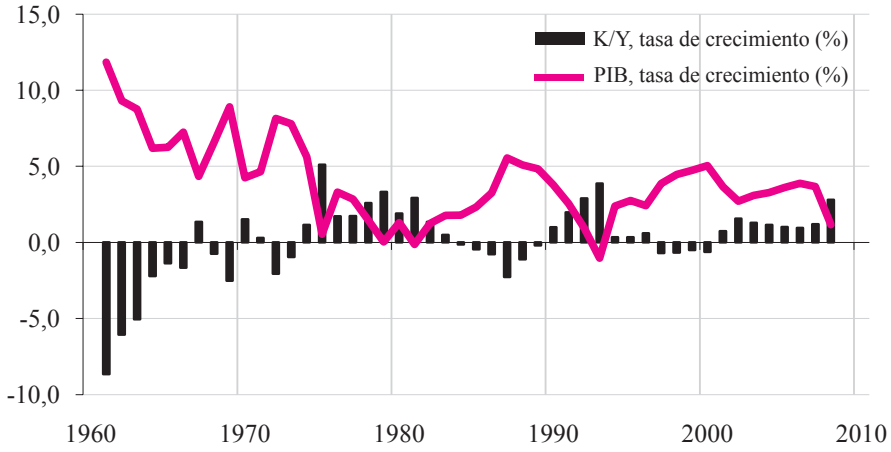
Pregunta nº. 1 *¿Qué sucedió –si es que sucedió algo– en el mercado de trabajo español a finales de los 80 o comienzos de los años 90 que nos permita entender las grandes diferencias en la evolución del empleo entre las dos oleadas de crecimiento?*

Pregunta nº. 2 *Si el cambio no tuvo lugar en el mercado de trabajo, ¿dónde ocurrió?*

2.3.3. Capacidad productiva

Para analizar la evolución de la capacidad productiva a lo largo del tiempo, examinamos las fluctuaciones de la relación capital-producto, K/Y, ilustrada en los Gráficos 6 y 7, a precios de 2000. En este caso, nuestros datos se remontan a la década de los 60. Observamos que durante la gran expansión que finalizó en torno a 1973, la relación K/Y disminuyó de forma muy acusada, lo que sugiere unas ganancias de productividad muy elevadas o un "agotamiento" de la capacidad productiva debido a una tasa de inversión inferior a la exigida por un proceso de crecimiento sostenible. A partir de 1974, K/Y comienza a aumentar de nuevo y lo hace de forma cíclica. Aunque resulte obvio señalarlo, esta evolución es incoherente con las predicciones de los tradicionales modelos de crecimiento, ya sean de la variedad endógena o la exógena.

Gráfico 6: Tasas de crecimiento de la relación capital-producto y del PIB



Cuadro 2: Correlaciones entre las tasas de crecimiento del producto, el trabajo, K/Y y K/L

	Periodo 1961–2008				Periodo 1961–1975				Periodo 1976–2008			
	ΔY	$\Delta(K/Y)$	$\Delta(K/L)$	ΔL	ΔY	$\Delta(K/Y)$	$\Delta(K/L)$	ΔL	ΔY	$\Delta(K/Y)$	$\Delta(K/L)$	ΔL
ΔY	1,00				1,00				1,00			
$\Delta(K/Y)$	–0,89	1,00			–0,95	1,00			–0,81	1,00		
$\Delta(K/L)$	–0,20	0,36	1,00		–0,73	0,87	1,00		–0,85	0,80	1,00	
ΔL	0,35	–0,27	–0,87	1,00	0,47	–0,35	–0,43	1,00	0,89	–0,65	–0,95	1,00

Los datos recogidos en el Apéndice (Gráficos A.18-A.21) confirman ambos hallazgos: la recesión de 1973-74 y el largo estancamiento posterior definen un cambio de la relación estadística entre el capital y el producto. En el periodo precedente, el capital crece más deprisa que el trabajo (por lo que K/L es creciente) pero mucho menos que el producto (por lo que K/Y es decreciente); esta dinámica es coherente con el tradicional modelo de crecimiento, que sugiere que el crecimiento de la PTF explica la diferencia entre el crecimiento del producto y el crecimiento de K y de L.

Los Gráficos 8 y 9 parecen confirmar esta interpretación. Las dos relaciones evolucionan conjuntamente pero sus tasas de crecimiento son de distinta magnitud; la diferencia se explica por una tasa de crecimiento positiva de la PTF. A partir de 1974-75, las tasas de crecimiento de K/L y K/Y pasan a ser similares (véase el Gráfico 7), lo que implica que el crecimiento de la PTF básicamente se ha detenido. Recuérdese de nuevo que los tradicionales modelos de crecimiento predicen que K/Y debe ser aproximadamente constante y K/L procíclica, al menos siempre que el crecimiento obedezca a un proceso tecnológico potenciador del trabajo. En consecuencia, nos preguntamos:

Pregunta nº. 3. *¿Dónde fue a parar el crecimiento de la PTF y por qué desapareció?*

Gráfico 7: Relaciones capital-producto y capital-trabajo

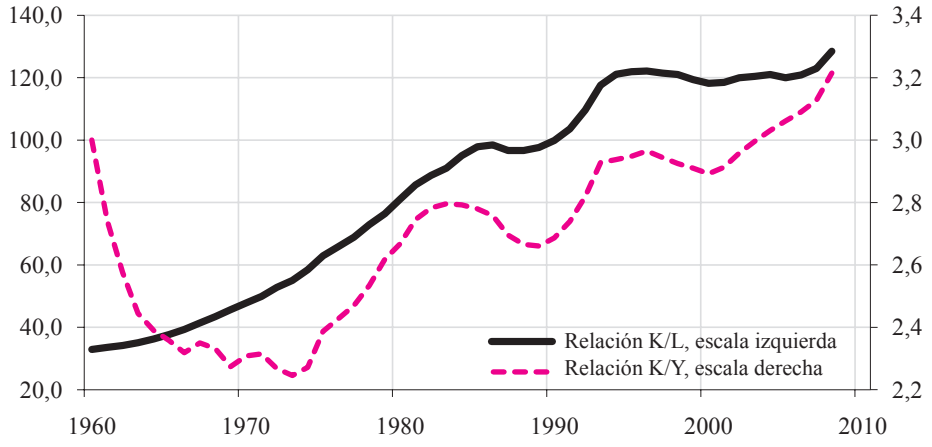
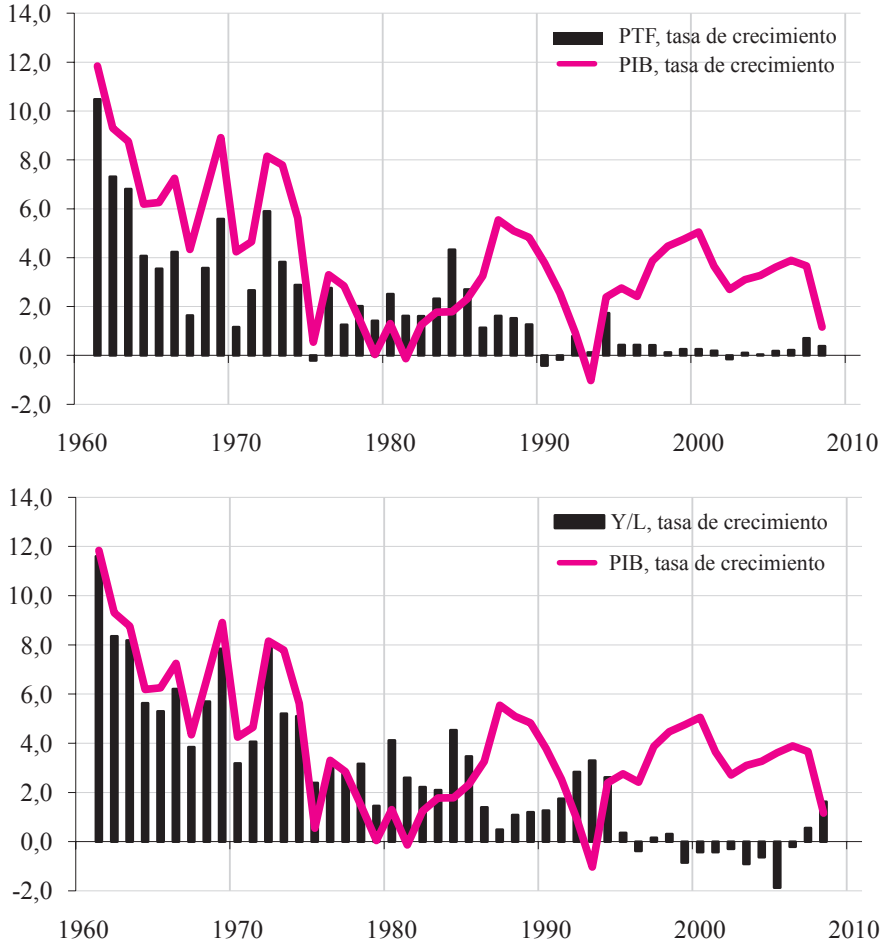


Gráfico 8: Tasas de crecimiento de la productividad total de los factores, Y/L y PIB



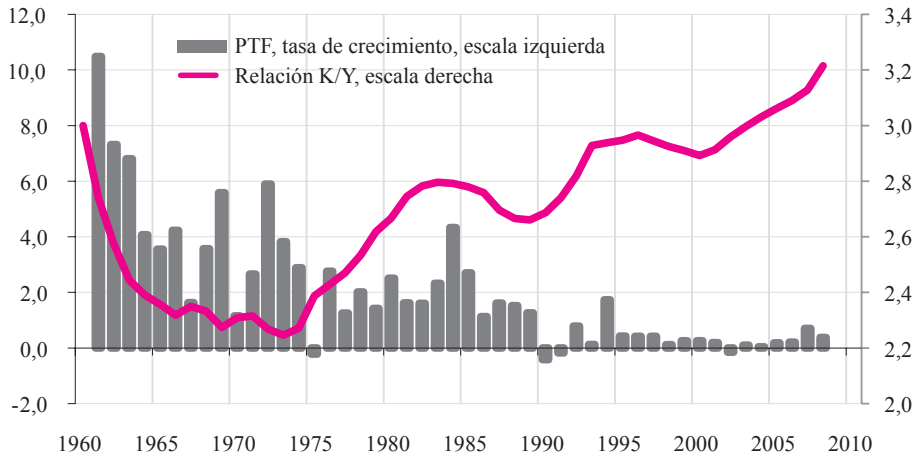
2.3.4. Productividad

En el Gráfico 8, mostramos las tasas de crecimiento de dos medidas convencionales de la productividad agregada: la productividad del trabajo (Y/L) y la PTF. El mensaje es claro: durante los últimos treinta años, el crecimiento de la productividad fue anticíclico. Ambas medidas de productividad aumentaron durante las recesiones y periodos de bajo crecimiento, disminuyendo cuando el producto y el empleo crecían a tasas por encima del promedio.

Vemos, de nuevo, que no siempre fue así: la correlación entre la productividad y el crecimiento fue la "habitual" antes de 1975, cambiando con posterioridad (véase el Cuadro 3). Por ejemplo, la correlación entre las tasas de crecimiento del producto y del producto por trabajador cambió desde 0,95, entre 1961 y 1975, hasta –0,60, entre 1976 y 2008. El cambio de la correlación entre las tasas de crecimiento del producto y de la PTF, desde 0,95 hasta –0,25, es igualmente llamativa. Estos cambios radicales no pueden conciliarse con las predicciones de ninguno de los modelos al uso. Tampoco pueden atribuirse a algún tipo u otro de perturbación del "ciclo económico", porque el primer patrón se prolongó durante casi veinte años y el segundo ya lleva con nosotros más de treinta años. La actual recesión, que ha traído consigo un notable incremento de la productividad del trabajo, acentúa el enigma. Esto nos lleva a reformular la pregunta 4 del siguiente modo:

Cuestión nº.4. ¿Por qué el crecimiento de la productividad pasó a ser insignificante y anticíclico después de 1975?

Gráfico 9: Tasa de crecimiento de la PTF y relación K/Y



Cuadro 3: Correlaciones entre las tasas de crecimiento del producto, la PTF e Y/L

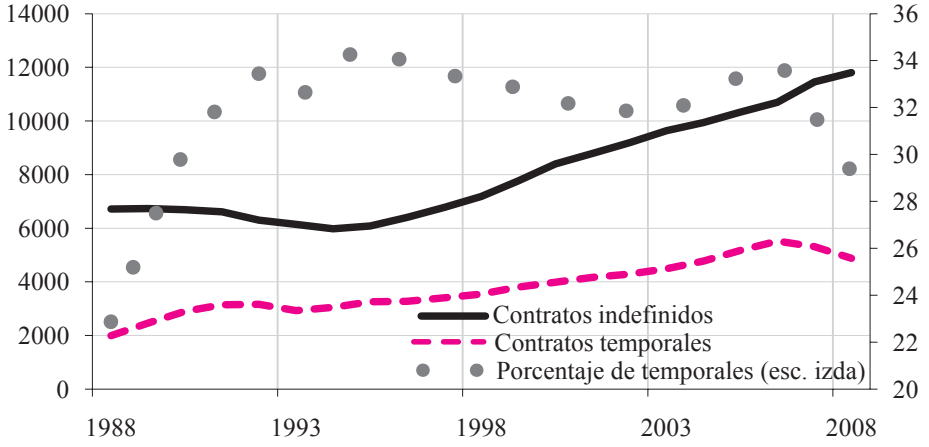
	Periodo 1961–2008				Periodo 1961–1975				Periodo 1976–2008			
	ΔY	Δ TFP	Δ (Y/L)	Δ (Y/H)	ΔY	Δ TFP	Δ (Y/L)	Δ (Y/H)	ΔY	Δ TFP	Δ (Y/L)	Δ (Y/H
ΔY	1,00				1,00				1,00			
Δ TFP	0,74	1,00			0,95	1,00			–0,25	1,00		
Δ (Y/L)	0,62	0,92	1,00		0,95	0,99	1,00		–0,60	0,74	1,00	
Δ (Y/H)	0,53	0,94	0,94	1,00	0,93	0,98	0,99	1,00	–0,59	0,90	0,84	1,00

2.4. Cambios en el mercado de trabajo español

El Estatuto de los Trabajadores fue promulgado en 1980, dos años después de la Constitución, y define el marco que rige los derechos de los trabajadores. Un Estatuto que definía un marco de relaciones laborales con una visión paternalista típica de la época de la dictadura y que en muchos aspectos estaba atrasado y obsoleto. Desde entonces pocas reformas se han hecho para modernizarlo, las dos principales tuvieron lugar en 1984 y 1994.

En el año 1984, con más del 20% de la población activa en paro, se decidió liberalizar completamente los contratos temporales. A partir de entonces se generalizó su uso, creciendo un 73% en el periodo 1985-1993, dando lugar la dualidad del mercado de trabajo en España que perdura hasta nuestros días. Así, los empleos de carácter indefinido que existían antes de la reforma permanecen muy protegidos con una legislación que encarece considerablemente el despido y los creados con posterioridad que fueron mayoritariamente temporales y sin ningún tiempo de protección. De hecho, según el índice de protección del empleo para los contratos indefinidos que elabora la OCDE, España presenta uno de los más altos, únicamente por detrás de Portugal, Turquía y México. De esta forma a principios de los años 90 los contratos temporales existentes superaban el 30% de los asalariados (ver Gráfico 10).

Gráfico 10: Contratos permanentes y temporales
(miles de personas y porcentajes de asalariados)



La segunda reforma se llevó a cabo en el año 1994, convirtiéndose en la reforma del Estatuto de los Trabajadores más importante hasta el momento. Esta reforma tenía el doble objetivo de reducir la tasa de paro que, en esos momentos alcanzaba el 24%, y la tasa de temporalidad. Para ello se realizaron reformas de mayor o menor grado en todas las instituciones de nuestro mercado de trabajo. Para mejorar la intermediación laboral se introdujeron las ETT (Empresas de Trabajo Temporal) y las agencias de colocación sin ánimo de lucro. Para mejorar la flexibilización interna de las empresa se dio más libertad en la fijación de horarios, jornadas y en la movilidad funcional y geográfica. Para flexibilizar la extinción de los contratos se introdujeron nuevas causas de despido objetivo y se fomentó el despido individual sin autoridad administrativa. Para mejorar la negociación salarial se introdujeron las cláusulas de descuelgue que permitían a las empresas, aunque con muchas restricciones, desviarse del aumento salarial pactado en la negociación colectiva. Para incentivar la búsqueda de empleo y frenar el fuerte aumento del déficit se endureció el acceso a la prestación por desempleo y se hizo menos generosa. Por último, para disminuir la contratación temporal se endureció el uso de alguna figura contractual, aunque sin efecto alguno sobre la contratación temporal total, al incrementarse automáticamente el uso de las otras figuras contractuales de carácter temporal.

A partir de estas dos reformas, el mercado de trabajo español ha experimentado continuas reformas de poco calado, la mayoría de ellas consensuadas con los interlocutores sociales a través del Diálogo Social. Así, destacan en el año 1997 la introducción de un nuevo contrato indefinido para trabajadores fuera de la horquilla de edad entre 30 y 45 años, el Contrato de Fomento a la Contratación Indefinida, con un coste de despido objetivo declarado improcedente de 33 días por año trabajado (frente a los 45 días por año del contrato ordinario). En el año 2001, la eliminación de los salarios de tramitación en los procesos judiciales de los despidos, lo que de facto supuso una reducción del coste de despido. En el año 2006, la introducción de una nueva política más generosa de bonificación de las cuotas de las seguridad social para la conversión de los contratos temporales en indefinidos. Ninguna de estas reformas ha tenido el menor impacto a la hora de reducir la dualidad del mercado de trabajo.

Por ultimo, para entender el mercado de trabajo en España, es necesario analizar las características y el funcionamiento de la negociación colectiva que es donde se determinan, en última instancia, los salarios y las condiciones laborales. La negociación colectiva en España presenta una cobertura superior al 90% de los trabajadores asalariados, donde más del 85% de los convenios se produce a nivel sectorial[5]. La negociación colectiva se rige con dos principios básicos. El principio de "eficacia general" que establece que todo convenio en el ámbito superior a la empresa ha de ser aplicado a todas las empresas, y dentro de estas a todos los trabajadores, que formen parte del ámbito geográfico y sectorial correspondiente. Y el principio de "ultraactividad" de los convenios colectivos que implica extensión temporal indefinida de las disposiciones aprobadas los convenios.

Como ponen de relieve Bentolila y Jimeno (2002) el resultado de negociación colectiva es muy rígido e ineficiente. En el Gráfico A.17

5. De los cuales mas del 50% son de ámbito provincial. Ver Izquierdo *et. al* (2003) para un análisis detallado de la negociación colectiva en España.

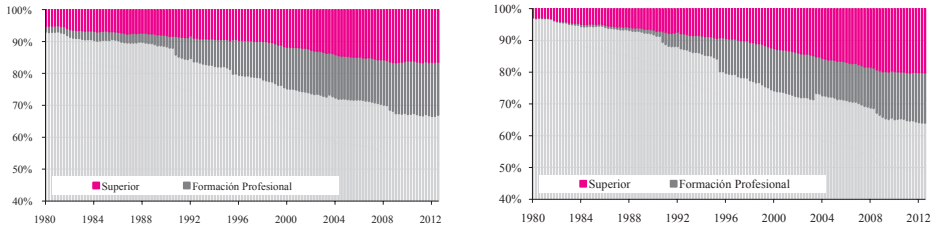
vemos como a nivel agregado los salarios crecen al tiempo que sube la tasa de paro (o cae la tasa de empleo). La ausencia de convenios a nivel empresa (menos del 15%), hace que prácticamente no se tengan en cuenta las características particulares de las empresas a la hora de fijar los salarios.

En resumen, el marco de las relaciones laborales en España está caracterizado por una contratación indefinida con un coste de extinción muy elevado, una tasa de temporalidad por encima del 30% y por una negociación colectiva muy rígida que no tiene en cuenta las condiciones particulares de cada empresa a la hora de fijar los salarios. De hecho, la contratación temporal ha sido usada por las empresas como la única vía para obtener la flexibilidad que necesitan para funcionar. Los contratos temporales son mucho más baratos: no conllevan costes de despido y, al escapar de las estrictas reglas de la negociación colectiva, presentan salarios mucho más bajos. Esta contratación temporal tan atractiva hace que prácticamente otras formas de flexibilidad interna de las empresas sean inexistentes (por ejemplo la contratación a tiempo parcial, que no llega al 12% de los empleos).

Para entender completamente el funcionamiento de nuestro mercado de trabajo, es importante tener en cuenta que el alto grado de precariedad laboral (temporalidad y altas tasas de paro) se ha mantenido a pesar del fuerte aumento en la cualificación de la fuerza de trabajo (ver Dolado *et al.* (2000)). Así, en el año 1978 el 77,3% de la población no superaba los estudios primarios y en la actualidad más del 50% tiene al menos bachiller superior.

Como se puede ver en el Gráfico 11, el capital humano de la fuerza de trabajo no ha parado de crecer en las últimas tres décadas gracias a la incorporación al mercado de trabajo de cohortes con un mayor nivel de cualificación (principalmente universitarios) y el retiro de cohortes menos educadas (este proceso ha sido más intenso en el caso de las mujeres).

Gráfico 11: Población total según nivel educativo (% del total). Varones (panel izquierdo) y mujeres (panel derecho).



No obstante, también hay que tener en cuenta que dicha evolución positiva del capital humano de la fuerza laboral desde el inicio de la democracia muestra importantes disfuncionalidades con efectos negativos sobre la productividad. En primer lugar, un alto grado de sobrecualificación (ver Blazquez (2005), entre otros) de la fuerza de trabajo donde según la OCDE el 35% de los trabajadores ocupa un puesto de trabajo para el cual esta sobre cualificado (i.e. desajuste laboral). En segundo lugar, la alta incidencia del empleo temporal, no favorece la acumulación de experiencia y la inversión en capital humano especifico de la empresa. Por último, es destacable el alto porcentaje de abandono escolar (donde un 32% de los jóvenes no alcanza el nivel de secundaria superior) y la existencia de un sistema de formación profesional que no responde a las necesidades de la demanda de trabajo.

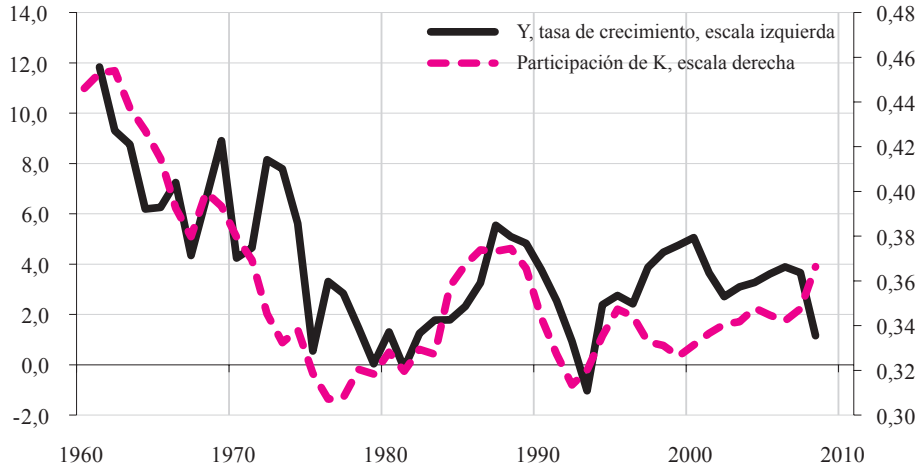
2.5. Precios de los factores y participaciones de los factores

2.5.1. Participación cíclica del factor trabajo

Los Gráficos 12 y 13 ilustran las participaciones de los factores y sus tasas de crecimiento, junto con las tasas de crecimiento del PIB. Es bastante evidente que las participaciones de los factores en España siguen un patrón cíclico hasta la última expansión, tras la cual la ciclicidad cambia de signo (aunque nuestra conjetura es que, cuando dispongamos de los datos de la actual recesión, la ciclicidad –conforme se describe más adelante– reaparecerá de nuevo).

Las correlaciones muestrales, recogidas en el Cuadro 4, confirman esa naturaleza cíclica. Estas oscilaciones regulares contradicen el modelo tradicional y requieren una explicación.

Gráfico 12: Participación del capital y PIB



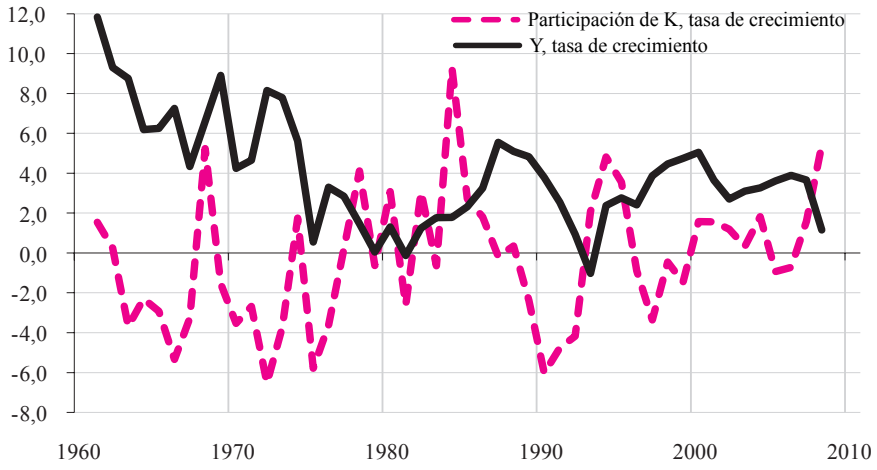
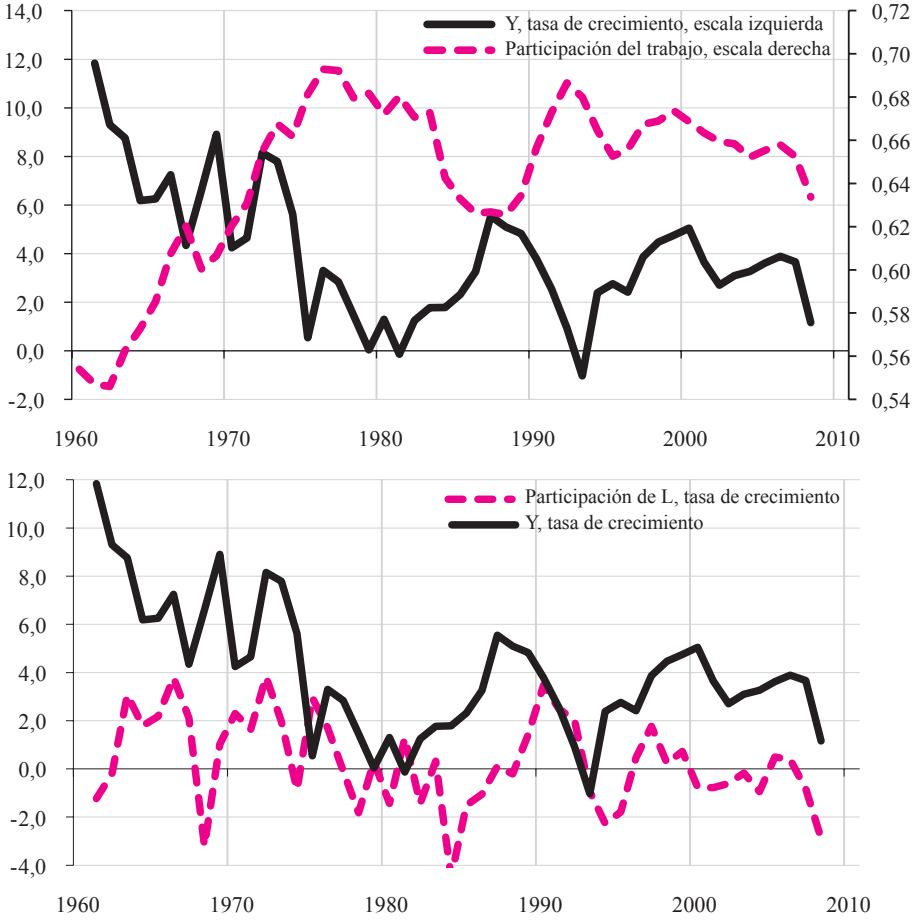


Gráfico 13: Participación del trabajo y PIB



Cuadro 4: Correlaciones entre la tasa de crecimiento del producto y las participaciones de los factores
Periodo 1961-2008

	Δ Y	Participación de L	Participación de K
ΔY	1,00		
Participación de L	-0,75	1,00	
Participación de K	0,75	-1,00	1,00
	ΔY	Δ(Participación de L)	Δ(Participación de K)
ΔY	1,00		
Δ(Participación de L)	0,27	1,00	
Δ(Participación de K)	-0,25	-0,99	1,00

Periodo 1961-1975

	Δ Y	Participación de L	Participación de K
ΔY	1,00		
Participación de L	-0,63	1,00	
Participación de K	0,63	-1,00	1,00
	ΔY	Δ(Participación de L)	Δ(Participación de K)
ΔY	1,00		
Δ(Participación de L)	-0,28	1,00	
Δ(Participación de K)	0,32	-0,98	1,00

Periodo 1976-1995

	Δ Y	Participación de L	Participación de K
ΔY	1,00		
Participación de L	-0,65	1,00	
Participación de K	0,65	-1,00	1,00
	ΔY	Δ(Participación de L)	Δ(Participación de K)
ΔY	1,00		
Δ(Participación de L)	0,21	1,00	
Δ(Participación de K)	-0,20	-1,00	1,00

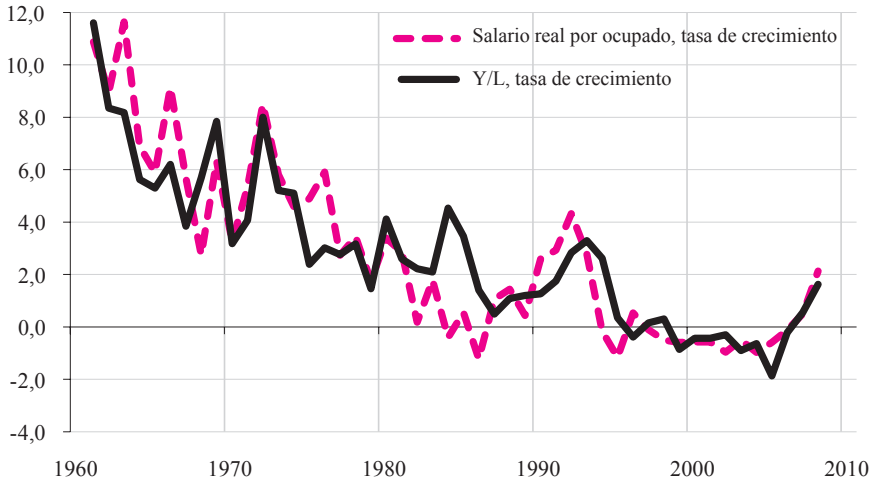
Periodo 1995-2008

	Δ Y	Participación de L	Participación de K
ΔY	1,00		
Participación de L	0,87	1,00	
Participación de K	-0,87	-1,00	1,00
	ΔY	Δ(Participación de L)	Δ(Participación de K)
ΔY	1,00		
Δ(Participación de L)	0,57	1,00	
Δ(Participación de K)	-0,56	-1,00	1,00

2.5.2. Correlación entre los salarios reales y la productividad del trabajo

El Gráfico 14 y el Cuadro 5 confirman que, al menos al nivel más básico, el mercado de trabajo español se comporta "normalmente": en promedio, los salarios reales crecen cuando crece la productividad y viceversa. Con todo, se observa una peculiar anomalía cuando se examina la relación entre el empleo, la productividad del trabajo y los salarios reales. Antes de 1975, las variaciones de los salarios reales estaban básicamente incorrelacionadas con el empleo, pero después de ese año la correlación pasó a ser fuertemente negativa. Una baja correlación entre el salario real agregado y el empleo también se observa en los datos estadounidenses que tienen como frecuencia el ciclo económico y coincide con la predicción del tradicional modelo de ciclo económico de origen real cuando existen contratos de trabajo o la oferta de trabajo es muy elástica (Danthine y Donaldson, 1990, Boldrin y Horvath, 1995). Sin embargo, una correlación negativa como la visible en España a partir de 1975 sólo podría darse en ausencia de cualquier forma de progreso tecnológico conforme las empresas, enfrentadas a una productividad marginal del trabajo decreciente, se mueven a lo largo de su curva de demanda de trabajo estática. En segundo lugar, tal como hemos indicado, la correlación entre el empleo y la productividad del trabajo antes de 1975 es débil pero positiva, mientras que a partir de ese año pasa a ser bastante negativa. Obsérvese, nuevamente, que la mayor parte de los modelos tradicionales (en los que el empleo viene básicamente determinado por la productividad del trabajo) predicen que la correlación debería ser positiva y fuerte. Por tanto, después de 1975, España se convierte en un "país de crecimiento anómalo": cuando el empleo crece, la productividad y los salarios reales no crecen o incluso decrecen.

Gráfico 14: Tasas de crecimiento de los salarios reales y de Y/L



Cuadro 5: Correlaciones entre los salarios reales, la productividad y el empleo (1961-2008)

	Periodo 1961–2008			Periodo 1961–1975			Periodo 1975–2008		
	ΔW	ΔY/L	ΔL	ΔW	ΔY/L	ΔL	ΔW	ΔY/L	ΔL
ΔW	1,00			1,00			1,00		
ΔY/L	0,88	1,00		0,78	1,00		0,63	1,00	
ΔL	-0,39	-0,52	1,00	-0,03	0,15	1,00	-0,59	-0,90	1,00

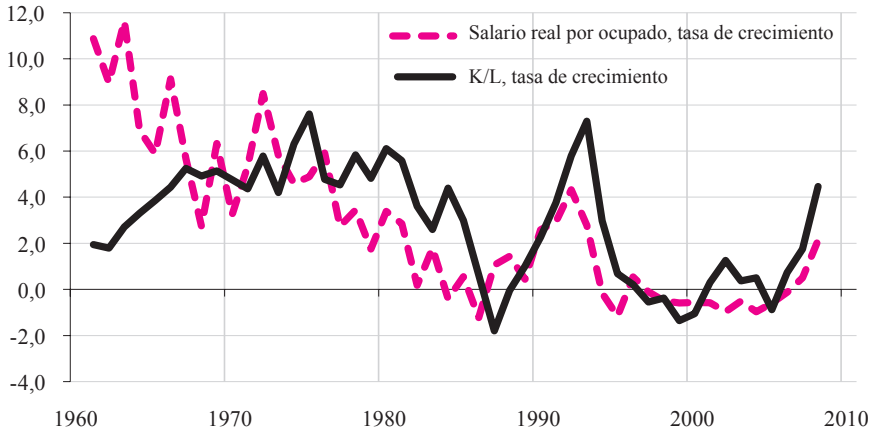
2.5.3. Fluctuaciones conjuntas de la relación K/Y, los precios de los factores y las participaciones de los factores

El Gráfico 15 muestra que la ratio K/L reacciona con fuerza a los precios de los factores, ya que presentan fluctuaciones conjuntas. Éstas son en sentido opuesto hasta 1975 (cuando el salario real crece por debajo de la media, la relación K/L crece por encima de la media) y en el mismo sentido después de esa fecha. Esta evolución

plantea otro enigma: ya hemos señalado que, hasta 1975 y en la mayoría de sus aspectos, las variables agregadas evolucionan de un modo similar al que predice un modelo tradicional de crecimiento. Ese mismo modelo predice que, cuando la relación K/L aumenta, la productividad del trabajo y los salarios reales aumentan, pero esto no parece haber sido así. Recíprocamente, cuando las cifras agregadas españolas contradicen el tradicional modelo de crecimiento en la mayoría de sus aspectos a partir de 1975, esta particular correlación se acomoda al modelo y los salarios reales crecen conjuntamente con la relación K/L. En otras palabras, nuestros problemas aumentan.

Por último, se observa que, durante ambos subperiodos, el empleo crece cuando la participación del factor trabajo decrece, aun cuando la correlación es débil. Como sabemos que el empleo y los salarios reales están negativamente correlacionados en España, esto simplemente significa que (en relación con el crecimiento del producto) el empleo no crece lo suficiente para compensar la caída de los salarios, por lo que la participación del factor trabajo disminuye.

Gráfico 15: Tasas de crecimiento de los salarios reales y de la relación capital-trabajo



2.6. Resumen

Resumimos nuestro amplio análisis de los datos con un listado de hechos:

1. El crecimiento español no ha sido continuo ni equilibrado: se produjo en dos intensas y largas oleadas y dió lugar a amplias oscilaciones de todos las ratios macroeconómicas estándar.
2. Aunque las variables agregadas españoles habían evolucionado –con la notable excepción de la relación entre la intensidad K/L y los salarios reales– conforme predicen los tradicionales modelos de crecimiento antes de 1975, eso ya no ocurre después de ese año.
3. El alcance del cambio puede observarse comparando las correlaciones recogidas en el Cuadro 6 (periodos 1961-1975 y 1976-1994). Una gran parte de las cifras no sólo cambian de magnitud, sino también de signo.
4. El primer ciclo de crecimiento conllevó un pequeño aumento del empleo y un notable incremento de la productividad. En el segundo ocurrió lo contrario: un crecimiento de la productividad extremadamente débil y un crecimiento del empleo históricamente elevado.
5. Las relaciones K/L y K/Y no son constantes ni evolucionan de forma monótona.
6. La desaceleración a largo plazo del crecimiento de la productividad es espectacular: la productividad crece con fuerza hasta 1975, se ralentiza luego aunque continúa siendo positiva hasta 1995, para desaparecer por completo tras ese año. Además, el crecimiento de la productividad, que era procíclico antes de 1975, pasa a ser acíclico o anticíclico después.
7. Las participaciones de los factores distan de ser constantes: sus variaciones son importantes y mantienen una correlación sistemática y fuerte con el crecimiento del PIB.
8. Los salarios reales y la productividad del trabajo están correlacionados positivamente. Sin embargo, aun cuando el empleo y los salarios reales mostraban una correlación

positiva, aunque débil, antes de 1975, esa correlación se torna posteriormente negativa, sobre todo después de 1995 (-0,68) y de 2000 (-0,82).

Cuadro 6: Correlaciones cruzadas

Periodo 1961-2008

	ΔY	$\Delta K/L$	ΔW	ΔL	$\Delta Y/L$	Δ PTF	Participación de L	Δ (Participación de L)
ΔY	1,00							
$\Delta K / L$	-0,20	1,00						
ΔW	0,60	0,51	1,00					
ΔL	0,35	-0,87	-0,39	1,00				
$\Delta Y/L$	0,62	0,54	0,88	-0,52	1,00			
ΔPTF	0,74	0,25	0,79	-0,30	0,92	1,00		
Participación de L	-0,74	0,11	-0,56	-0,06	-0,63	-0,71	1,00	
Δ (Participación de L)	0,27	0,12	0,49	0,11	0,15	0,05	-0,05	1,00

Periodo 1961-1975

	ΔY	$\Delta K/L$	ΔW	ΔL	$\Delta Y/L$	Δ PTF	Participación de L	Δ (Participación de L)
ΔY	1,00							
$\Delta K/L$	-0,73	1,00						
ΔW	0,68	-0,62	1,00					
ΔL	0.47	-0.43	-0.03	1.00				
$\Delta Y/L$	0.94	-0.66	0.78	0.15	1.00			
ΔPTF	0.95	-0.74	0.79	0.21	0.99	1.00		
Participación de L	-0.63	0.88	-0.55	-0.17	-0.64	-0.68	1.00	
Δ (Participación de L)	-0.28	0.21	0.26	-0.13	-0.27	-0.27	0.29	1.00

Periodo 1976-1994

Variables	ΔY	$\Delta K/L$	ΔW	ΔL	$\Delta Y/L$	Δ PTF	Participación de L	Δ (Participación de L)
ΔY	1,00							
$\Delta K/L$	-0,86	1,00						
ΔW	-0,23	0,55	1,00					
ΔL	0,94	-0,92	-0,26	1,00				
$\Delta Y/L$	-0,57	0,75	0,22	-0,82	1,00			
ΔPTF	-0,03	0,06	-0,17	-0,26	0,57	1,00		
Participación de L	-0,65	0,81	0,72	-0,62	0,38	-0,13	1,00	
Δ (Participación de L	0,21	-0,10	0,53	0,37	-0,55	-0,68	0,24	1,00

Periodo 1995-2008

Variables	ΔY	$\Delta K/L$	ΔW	ΔL	$\Delta Y/L$	Δ PTF	Participación de L	Δ (Participación de L)
ΔY	1,00							
$\Delta K/L$	-0,81	1,00						
ΔW	-0,53	0,70	1,00					
ΔL	0,88	-0,92	-0,68	1,00				
$\Delta Y/L$	-0,44	0,74	0,63	-0,82	1,00			
ΔPTF	-0,09	0,22	0,53	-0,30	0,46	1,00		
Participación de L	0,87	-0,87	-0,61	0,80	-0,47	-0,25	1,00	
Δ (Participación de L	0,57	-0,74	-0,31	0,65	-0,54	-0,09	0,71	1,00

3. El Modelo tradicional de crecimiento no funciona

A fin de evaluar el grado en que el tradicional modelo neoclásico de crecimiento a largo plazo se ajusta o no a la experiencia española, llevaremos a cabo un ejercicio de contabilidad del crecimiento en la línea de Kehoe y Prescott (2002). Para ello utilizamos una función de producción agregada Cobb-Douglas estándar

$$Y_t = A_t K_t^{\theta} L_t^{1-\theta} \tag{1}$$

donde Y_t denota el producto, A_t la productividad total de los factores y K_t y L_t los factores capital y trabajo.

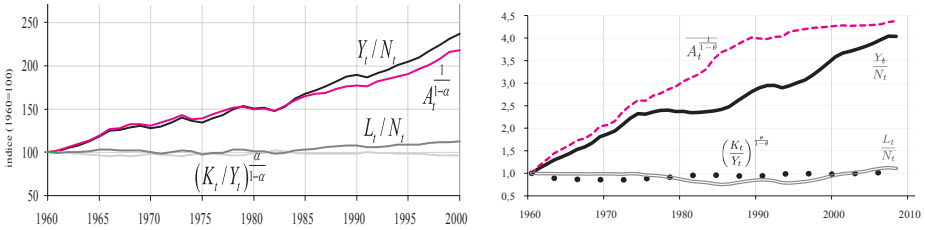
Descomponemos el producto por persona en edad de trabajar del siguiente modo:

$$\frac{Y_t}{N_t} = A_t^{1/(1-\theta)} \left(\frac{K_t}{Y_t} \right)^{\theta/(1-\theta)} \left(\frac{L_t}{N_t} \right) \tag{2}$$

donde N_t denota el número de personas en edad de trabajar. En una senda de crecimiento equilibrado, la relación capital-producto y las horas trabajadas por persona en edad de trabajar son constantes a lo largo del tiempo. Por tanto, el producto por persona en edad de trabajar debería crecer a la misma tasa que la productividad total de los factores.

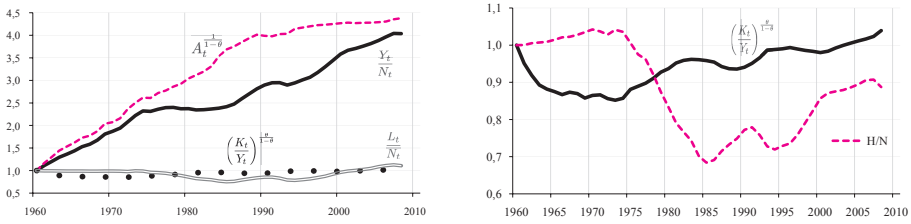
El Gráfico 16 ilustra los resultados de este ejercicio de contabilidad del crecimiento para Estados Unidos (panel izquierdo) y para España (panel derecho, reproducido de nuevo en el Gráfico 17).

Gráfico 16: Contabilidad del crecimiento en Estados Unidos y España



Es evidente que Estados Unidos se mueve prácticamente a lo largo de una senda de crecimiento equilibrado durante todo el periodo considerado, mientras que España se desvía de su senda de crecimiento equilibrado hacia 1975, aproximadamente. Tras ese año, el producto por persona en edad de trabajar en España crece a menor ritmo que la PTF hasta 1986, para acelerarse luego recuperando parte del terreno perdido y, finalmente, converger con la PTF en 2007.

Gráfico 17: Contabilidad del crecimiento en España



Analizando conjuntamente los dos paneles del Gráfico 17, puede verse cómo estas evoluciones divergentes resultan de la combinación de unas trayectorias no monótonas de la PTF y de las horas trabajadas. Durante los veinte primeros años (1975-1994), la tasa de

empleo y las horas trabajadas por ocupado disminuyen, mientras que el crecimiento de la PTF continúa siendo positivo, aunque menor que antes. Esto ocasiona una caída sustancial de Y/N con respecto a la PTF. Sin embargo, tras 1995, la PTF prácticamente se estanca, mientras que el crecimiento del empleo se acelera de nuevo, de forma que el producto por persona en edad de trabajar supera a la productividad total de los factores en 2007, que es el último año para el que disponemos de datos fiables. Ya hemos subrayado anteriormente que el modelo no puede explicar las oscilaciones de la relación K/Y, representadas también en el panel derecho. Obsérvese, de nuevo, que la forma de la serie de horas trabajadas por persona en edad de trabajar es casi una imagen refleja de la serie de la relación capital-producto después de 1975.

3.1. ¿Qué clase de modelo podría funcionar?

El modelo tradicional, basado en una fluida sustitución capital-trabajo y en un continuo proceso de crecimiento de la PTF, es incapaz de explicar las numerosas anomalías que hemos observado. La incapacidad de los modelos basados en externalidades es aún mayor: no sólo porque carecen de un tratamiento explícito del empleo y, muchas veces, incluso de la acumulación de capital, sino también porque, en particular, sus predicciones a largo plazo son idénticas a las del tradicional modelo neoclásico. En concreto, estos modelos predicen participaciones constantes de los factores, una relación K/Y constante o decreciente (debido a los rendimientos crecientes), una productividad del trabajo creciente con el empleo, y así sucesivamente.

Para empezar, al menos, a captar las anomalías identificadas en nuestro análisis empírico, necesitamos un modelo donde:

A. Exista crecimiento, pero a un ritmo que no sea constante. Un modelo de crecimiento endógeno donde el crecimiento sea cíclico.

B. El crecimiento del producto y del empleo lleve aparejado un acusado incremento del coste laboral y de la participación del trabajo en la primera oleada y nada de eso en la segunda. Las recesiones conllevarían cambios en el signo de las variables. Esto requiere un modelo donde los cambios en las condiciones del mercado de trabajo afectan al crecimiento de la productividad del trabajo y al crecimiento de los salarios.
C. El cambio tecnológico pueda ralentizarse y detenerse endógenamente. Cuando existe cambio tecnológico, la productividad del trabajo y los salarios crecen; cuando aquél se detiene, éstos dejan de crecer.
D. El cambio tecnológico tenga lugar cuando el trabajo es escaso y caro; pero en mucha menor o en ninguna medida cuando el trabajo es barato y abundante.

4. Una variante del modelo de crecimiento neoclásico

Ilustramos aquí nuestro marco analítico básico bajo los supuestos de agente representativo, mercados completos y dos empresas agregadas que producen bienes de capital y bienes de consumo, respectivamente. No cabe duda de que supuestos como el agente representativo o los mercados completos no reflejan la situación de la economía española de los últimos treinta años, o incluso de antes. Del mismo modo, reducir todo el sistema productivo a un par de empresas representativas que producen dos bienes agregados, consumo y capital, podría trivializar muchos aspectos del desarrollo económico español. Aun así, estas simplificaciones deberían permitirnos centrar nuestra atención en las principales fuerzas operativas e ilustrar en qué sentido un modelo neoclásico modificado puede ayudarnos a entender la experiencia de crecimiento española. Versiones más generales de este modelo se encuentran en Boldrin (2009) y Boldrin y Peralta Alva (2010), mientras que la versión original se remonta a Boldrin y Levine (2002).

4.1. Preferencias

Existe un continuo de agentes idénticos, cuyas preferencias se representan mediante

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left[u(C_t) + v(1 - L_t) \right].$$

Las funciones de utilidad $u(C_t)$ y $v(1-L_t)$ son monótonas crecientes, estrictamente cóncavas, continuamente diferenciables y toman valores reales.

4.2. Tecnología

La producción tiene lugar en dos sectores diferentes, $s = a, b$, ambos compuestos de empresas homogéneas. Seguidamente, describimos los dos sectores.

Las empresas del primer sector utilizan sus *tecnologías activas* para producir *consumo agregado*, C_t, mediante trabajo, L, y capacidad productiva, Π, con arreglo a una función de producción neoclásica $G(\Pi, L)$. En cada periodo, partiendo de una determinada capacidad productiva, estas empresas contratan trabajo en un mercado competitivo, producen y venden su producto y compran los bienes de inversión que determinan su futura capacidad productiva. Esto tiene lugar por dos vías: mediante un aumento del stock de capital que incorpora tecnologías ya activas, o mediante una *reestructuración*, es decir, la adopción de una tecnología aún no activa, incorporada en un nuevo stock de capital. Una vez que la empresa introduce una nueva tecnología[6], denominamos esa tecnología como *activa*. Como España es un país relativamente pequeño que opera dentro de la frontera tecnológica mundial, omitimos el problema de la invención y la innovación: existen tecnologías nuevas y más avanzadas en el exterior. Para

6. O un bien de capital, ya que éste incorpora aquélla: los dos términos son sinónimos. En cambio, con la expresión "capacidad productiva" nos referimos a la agregación de la totalidad de bienes de capital-tecnologías existentes.

reestructurarse, las empresas sólo necesitan comprar los bienes de capital que incorporan las nuevas técnicas y pagar los adicionales costes de adopción.

Las empresas del segundo sector también utilizan trabajo y capacidad productiva para producir *inversión agregada*, I_t, nuevamente con arreglo a una función de producción neoclásica $H(\Pi, L)$. Aparte de la notación, todo funciona igual que en el sector de bienes de consumo.

La dotación total de tiempo de ocio-trabajo es igual a la unidad en todos los periodos. Existen numerosos bienes de capital, K_t^j, al igual que tecnologías, $j = 0, 1, 2, \ldots$. Omitiendo la dimensión temporal, existen tres bienes homogéneos (consumo, inversión y trabajo) y una infinita cifra contable de bienes de capital de tecnología específica. Los precios en valor presente se denotan, respectivamente, mediante $\left\{p_t^a\right\}_{t=0}^{\infty}$ para el bien de consumo (de cada periodo), $\left\{p_t^b\right\}_{t=0}^{\infty}$ para el bien de inversión (de cada periodo), $\left\{\square_t\right\}_{t=0}^{\infty}$ para el factor trabajo (de cada periodo), y $\left\{q_t^j\right\}_{t,j=0}^{\infty}$ para los bienes de capital (de cada periodo y de cada tecnología específica). Fijamos $p_0^a = 1$ como numerario.

4.2.1. Sector de bienes de consumo

Producción: Las empresas tienen acceso a un número contable de tecnologías, indexadas mediante el superíndice $j = 0, 1, \ldots$. Decimos que una tecnología j está *activa* en el periodo t si $K_t^j > 0$, es decir, la empresa (representativa) de este sector posee una cantidad positiva de stock de capital de tipo j. Denotamos mediante $J_t = \{\underline{j}_t, \ldots, \overline{j}_t\}$ el conjunto de todas las tecnologías activas en el periodo t. Podemos imaginar estas tecnologías como plantas productivas, cada una con rendimientos constantes de escala.

Utilizando la planta $j \in J_t$, la empresa representativa obtiene el producto

$$Y^j = \min\{K^j, \alpha^j L^j\},$$

donde K^j y L^j son capital y trabajo, y α^j es un parámetro de productividad del trabajo.

Agregando para todas las plantas, obtenemos

$$Y = \sum_{j \in J_t} Y^j,$$

Definamos el producto comercializable en el mercado del sector a como

$$C = A(Y)^{\theta},$$

donde A es un parámetro de productividad específico del sector, mientras que $\theta \in (0,1)$ capta los rendimientos decrecientes inducidos por los límites a las capacidades en el ámbito de la empresa. Es importante resaltar que C es comercializable en el mercado, mientras que Y^j y Y no lo son[7].

Seguidamente, explicamos la productividad del trabajo. Supongamos que cada tecnología j lleva aparejada un parámetro de productividad media del trabajo α^j, donde $\alpha > 1$ y j es un exponente. Por tanto, el progreso tecnológico es, en promedio, ahorrador de trabajo pues $\alpha^j > \alpha^{j-1}$. La elección de las tecnologías es endógena y se realiza en el ámbito de la empresa: cada empresa conoce α^j cuando adopta la tecnología j.

Al comienzo del periodo t, debido a decisiones de inversión previas, la empresa representativa posee un vector de stocks de capital $K_t = \{K_t^{\underline{j}_t}, ..., K_t^{\overline{j}_t}\}$, con $\underline{j}_t \leq \overline{j}_t$. Esto permite la definición de *capacidad productiva potencial*

7. Por tanto, los rendimientos son decrecientes en capital y trabajo en el ámbito de la empresa representativa (sector) pero no en el ámbito de la planta. Los parámetros A y θ resumen factores específicos de la empresa, conciliando el modelo con los rendimientos constantes de escala en la totalidad de factores productivos.

$$\Pi_t = A\left[\sum_{j\in J_t} K_t^{,j}\right]^{\theta},$$

y *empleo potencial*

$$\Lambda_t = \sum_{j\in J_t} \frac{K_t^{,j}}{\alpha_t^j},$$

en el periodo t.

Por último, sea $\varphi_t^j \in [0,1]$ el *grado de utilización de la capacidad* de la tecnología j en el periodo t,

$$\varphi_t^j = \frac{\alpha_t^j L_t^j}{K_t^{,j}}.$$

La productividad marginal del trabajo en el ámbito de la planta es

$$\frac{\partial Y_t^j}{\partial L_t^j} = \alpha_t^j, \text{ para } \varphi_t^j < 1, \text{ y cero en caso contrario.}$$

Como la producción total del bien de consumo es

$$C_t = A\left[\sum_{j\in J_t} \alpha^j L^j\right]^{\theta},$$

la productividad marginal de una unidad de trabajo en el sector de consumo, cuando se aplica en la planta j, es

$$\frac{\partial C_t}{\partial L_t^j} = \theta A\alpha_t^j\left[\sum_{j\in J_t} (\alpha_t^j L^j)\right]^{\theta-1}, \text{ para } \varphi_t^j < 1, \text{ y cero en caso contrario.}$$

Expansión de la capacidad productiva: Una empresa que inicia el periodo t con una capacidad productiva igual a $K_t = \{K_t^{\underline{j}_t}, ..., K_t^{\bar{j}_t}\}$ y desecha las cantidades $S_t = \{S_t^{\underline{j}_t}, ..., S_t^{\bar{j}_t}\}$, termina, si no realiza ninguna inversión, con una capacidad productiva de $(1-\mu)K_t - S_t$,

que debe leerse como notación vectorial. La producción del sector de inversión es homogénea pero se especializa una vez que se le aplica una tecnología específica. Sea I_t^j la cantidad de bienes de inversión asignada a una tecnología activa $j \in J_t$. Entonces, fijamos

$$K_{t+1}^j = (1-\mu)K_t^j + I_t^j - S_t^j.$$

Sea $I_t = \sum_{j \in J_t} I_t^j$; obsérvese que esta suma tiene sentido porque las nuevas máquinas son idénticas antes de ser aplicadas a una tecnología. Suponemos que las decisiones de inversión o desinversión se realizan al final del periodo, es decir, una vez que ha tenido lugar la producción. Como $\alpha > 1$, en esta sencilla versión, la única tecnología activa con inversión bruta positiva será la *mejor tecnología disponible* $\bar{j}_t$.[8]

Definimos la *tecnología marginal* $\hat{j}_t$, en el periodo t, como la tecnología de menor índice para la que $L_t^j > 0$. Obsérvese que $\hat{j}_t \geq \underline{j}_t$, posiblemente con desigualdad estricta en el caso estocástico. Al final de un periodo, una empresa puede comprar bienes de inversión para reestructurarse, es decir, introducir la *nueva tecnología* $\bar{j}_t + 1$. Sea D_t la cuantía total asignada a esa finalidad; suponemos que

$$K_{t+1}^{\bar{j}_t+1} = (\zeta)^{\bar{j}_t+1} \cdot D_t,$$

con $\zeta < 1/\alpha$, es decir, es más costoso introducir una nueva tecnología que acumular alguna de las antiguas. Esto implica que la reestructuración no tiene lugar de forma automática: las nuevas tecnologías se introducen en una senda de equilibrio sólo si su efecto ahorrador de trabajo es suficientemente intenso, es decir, si el coste del trabajo es suficientemente alto para justificar el coste adicional, como se discute más adelante.

8. En la versión estocástica, una tecnología es la mejor disponible sólo en un sentido de valor esperado y la inversión positiva en tecnologías activas distintas de la mejor es un resultado de equilibrio cuando las perturbaciones presentan un cierto grado de persistencia.

4.2.2. Sector de bienes de inversión

Producción: La estructura del segundo sector es paralela a la del primero. De nuevo, sea $J_t = \{\underline{j}_t, ..., \overline{j}_t\}$ el conjunto de todas las tecnologías activas en el periodo t para la empresa representativa de este sector. Utilizando la tecnología $j \in J_t$, una empresa obtiene una producción

$$Y^{\cdot,j} = \min\{K^j, \beta^j L^j\},$$

donde β^j es el parámetro de productividad del trabajo y el resto de la notación es el mismo que antes. Desde una perspectiva teórica, tanto $\alpha > \beta > 1$ como $1 < \alpha < \beta$ son admisibles; los datos de las últimas décadas parecen indicar que la segunda secuencia de desigualdades es la real.

La *capacidad productiva potencial* es

$$\Pi_t = B\left[\sum_{j \in J_t} K_t^j\right]^{\theta}.$$

y el *empleo potencial* es

$$\Lambda_t = \sum_{j \in J_t} \frac{K_t^j}{\beta_t^j}.$$

El resto de variables se definen por analogía con el primer sector; en particular, la *productividad marginal del trabajo* es

$$\frac{\partial Y_t^j}{\partial L_t^j} = \beta_t^j, \text{ para } \varphi_t^j < 1, \text{ y cero en caso contrario.}$$

y la producción total es

$$Y_t = \sum_{j \in J_t} Y^{\cdot,j} = B\left[\sum_{j \in J_t} \beta_t^j L_t^j\right]^{\theta} = I_t + D_t,$$

donde I_t y D_t se obtienen mediante la agregación de la demanda de las empresas de ambos sectores.

Expansión de la capacidad productiva: El stock de capital evoluciona con arreglo al siguiente proceso

$$K_{t+1}^{j} = (1-\mu)K_t^j + I_t^j - S_t^j.$$

La *mejor tecnología disponible* y la *tecnología marginal* también se definen de manera idéntica a las de las empresas del sector de bienes de consumo, y una *nueva tecnología* puede obtenerse con arreglo a

$$K_{t+1}^{\bar{j}_t+1} = (\zeta)^{\bar{j}_t+1} \cdot D_t.$$

Los índices $j = 0,1,...$ hacen referencia a las mismas tecnologías en ambos sectores, lo que permite que las máquinas desechadas en un sector puedan comercializarse en el conjunto de la economía.

4.3. Noción de equilibrio

La noción de equilibrio es convencional. En cada periodo, dada la capacidad productiva, las empresas maximizan su valor de mercado mediante la contratación de factor trabajo y la venta de su producción en mercados competitivos. Dada la riqueza inicial, el agente representativo recibe las retribuciones de los factores y toma decisiones intertemporales de consumo-ahorro. A continuación, las empresas maximizan su valor esperado invirtiendo en tecnologías activas, o en nuevas tecnologías, para el siguiente periodo.

4.3.1. El problema de empresas y hogares

A partir de una riqueza inicial $K_0 = (K_{0,a}, K_{0,b})$, el agente representativo maximiza la utilidad esperada intertemporal bajo la

habitual secuencia de restricciones presupuestarias en las que los gastos de consumo más la adquisición de stocks de nuevo capital se financian mediante el valor del antiguo stock de capital, los beneficios del periodo y la renta laboral del periodo.

Los empresas de cualquier sector comienzan cada periodo con una capacidad K_t^s y una productividad del trabajo σ_t, donde, de ahora en adelante, $\sigma = \alpha$ cuando $s = a$ y $\sigma = \beta$ cuando $s = b$; por analogía, también utilizaremos S en lugar de A ó B, confiando en que no haya confusión con el término de desecho S_t^j que siempre es específico de una tecnología y de un periodo. El problema de la empresa consiste, primero, en maximizar los beneficios del periodo mediante la elección del nivel de utilización de la capacidad en el presente y, segundo, en maximizar su valor de mercado mediante la elección de su capacidad productiva de mañana.

Para $s = a, b$, el problema de optimización estática de la empresa es

$$\max_{\{L_t^j\}} \pi_t^s = p_t^s S\left[\sum_{j\in J_t} \sigma_t^j L_t^j\right]^{\theta} - w_t \sum_{j\in J_t} L_t^j,$$

$$\text{sujeto a: } \sigma_t^j L_t^j \le K_t^j.$$

El problema de optimización intertemporal es, en cada sector separado,

$$\max_{\{K_{t+1}^j\}} V_{t+1} = \sum_{j\in J_{t+1}} \left[q_{t+1}^j K_{t+1}^j - p_t^b [I_t^j + D_t^j] + q_t^j S_t^j\right]$$

sujeto a

$$K_{t+1}^j = (1-\mu)K_t^j + I_t^j - S_t^j,\ j \in J_t$$

y

$$K_{t+1}^j = (\zeta)^j \cdot D_t^j,\ j \in \{J_{t+1} \setminus J_t\}.$$

4.3.2. Vaciado del mercado

Las producciones de cada sector se corresponden, respectivamente, con el consumo agregado y la inversión agregada. En el modelo de referencia, suponemos que cada bien de capital es específico de una tecnología. Por tanto, los procesos de acumulación anteriormente expuestos son suficientes, junto con la definición de la capacidad productiva potencial, para caracterizar el vaciado de los mercados de máquinas. El equilibrio del mercado de consumo significa que la demanda total de consumo de los hogares es igual a la producción de ese sector.

La demanda agregada de trabajo es $L_t = L_t^a + L_t^b \leq 1$, donde

$$L_t^s = \sum_{j \in J_t} \frac{\varphi_t^j K_t^j}{\sigma_t^j}, s = a, b, \sigma = \alpha, \beta.$$

5. Propiedades del equilibrio

Seguidamente, ilustramos el comportamiento dinámico de los principales agregados económicos en el equilibrio competitivo. La conducta maximizadora del beneficio de las empresas nos permite observar con gran claridad tanto la dinámica cíclica de los procesos de innovación y crecimiento, como el peculiar papel que desempeña el coste laboral en la determinación del perfil temporal y la naturaleza de las innovaciones.

5.1. Empleo y retribución de los factores

Dada la capacidad productiva $K_t = \{K_t^{\underline{j}}, ..., K_t^{\bar{j}_t}\}$, el precio del producto p_t^s, y el salario w_t, la empresa representativa fija

$$0 < L_t^j \leq \frac{K_t^j}{\sigma_t^j}, \text{si } \theta S \sigma^j \left[\sum_{j \in J_t} \sigma^j L^j \right]^{\theta - 1} \geq \frac{w_t}{p_t^s}$$

$L_t^j = 0$, en caso contrario.

La oferta de trabajo, L_t, se obtiene a partir de la habitual condición de primer orden estática que iguala la desutilidad del trabajo al salario real w_t/p_t^a multiplicado por la utilidad marginal del consumo en el periodo. El vaciado del mercado de trabajo, conforme a lo que ya sabemos, exige

$$L_t = \sum_{s=a,b} \left[\sum_{j \in J_t} \frac{\varphi_t^j K_{t,s}^j}{\sigma_t^j} \right].$$

Este conjunto de condiciones implica que, para cada sector y para cada periodo, existe una *planta marginal* $\hat{j}_t^s$ para la cual $0 < \varphi_t^{s,j} \leq 1$. De hecho, es fácil ver que, para cada sector s,

$$L_{t,s}^j = \frac{K_{t,s}^j}{\sigma_t^j}, \text{ es decir, } \varphi_t^{s,j} = 1,$$

se cumplirá en todas las plantas en las que la productividad marginal del trabajo sea superior a w_t/p_t^s, donde s es el sector donde opera la empresa. Esto significa que, como la capacidad instalada de cada planta es finita y las funciones implicadas son continuas, existirá una planta $\hat{j}$ tal que

$$\varphi_t^{s,j} = L_{t,s}^j = 0, \text{ en todas las plantas } j < \hat{j}.$$

Obsérvese que, en principio, podríamos tener $\hat{j} = \min_j \{J_t\}$ $= \min_j \{\underline{j}_t, ..., \overline{j}_t\}$ y $\varphi_t^{s,j} = 1$, para todas las tecnologías y todas las empresas de ambos sectores. Esto será así cuando la oferta de trabajo sea especialmente abundante y, por tanto, barata, en relación con la capacidad instalada. En términos más generales, tenemos que en cada periodo $t = 0, 1, 2, \ldots$, y en cada sector $s = a, b$, existe una planta marginal, $\hat{j}$ tal que

$$\theta S \sigma_t^{\hat{j}} \left[\sum_{j \in J_t} \sigma_t^j L_{t,s}^j \right]^{\theta - 1} = \frac{w_t}{p_t^s}.$$

Para todas las otras plantas $j \in J_t$, para las cuales $L_t^{s,j} > 0$, se cumple, en cambio, lo siguiente

$$\theta S \sigma_t^j \left[\sum_{j \in J_t} \sigma_t^j L_{t,s}^j \right]^{\theta - 1} > \frac{w_t}{p_t^s}, \text{ y } \varphi_t^j = 1.$$

Esta proposición nos recuerda que también existe "explotación del trabajo" en los tradicionales modelos neoclásicos de producción. Dentro de cada empresa, casi todos los trabajadores (es decir, todos excepto el trabajador marginal en la planta marginal) son "explotados", en el sentido de que reciben un salario inferior a su productividad marginal. La (suma total de) la diferencia entre la productividad del trabajo y los salarios, para el conjunto de trabajadores ocupados en un sector, es igual al excedente bruto de explotación de ese sector, es decir, a la renta bruta del capital.

5.2. Relaciones entre los precios de equilibrio

El precio de las nuevas máquinas en el periodo t es común a todas las empresas y tecnologías: es igual al precio del producto, p_t^b, del sector de bienes de inversión. Lo mismo ocurre en el caso del precio, p_t^a, del consumo, que es proporcional a la utilidad marginal descontada del consumidor representativo, $\delta^t(C_t)$. Esta última igualdad se deriva a partir de las tradicionales condiciones de primer orden de maximización de la utilidad del consumidor, que igualan la utilidad marginal (descontada) del consumo, en cada fecha futura, al valor presente del precio del consumo en esa misma fecha. Como en este modelo no existe incertidumbre agregada, los consumidores fijan sus niveles de consumo en cada periodo futuro para satisfacer esa proporcionalidad, donde el factor de proporcionalidad viene dado por la utilidad marginal de la riqueza del agente representativo; una derivación más completa puede verse en Boldrin y Levine (2002).

El capital instalado es "específico de una tecnología" (en otras palabras, el modelo es "*putty-clay*"); por tanto, cada máquina

existente tiene su propio precio, q_t^j. Suponemos que las máquinas son específicas de una tecnología, pero no de un sector: en cada periodo, cualquier empresa puede vender cualquier cantidad de su stock de capital instalado a otras empresas, que es lo que recogen los términos de desecho S_t^j en la ecuación que describe el proceso de acumulación de K_{t+1}^j anteriormente enunciada. Aquí examinamos las relaciones de equilibrio entre esos precios (recuérdese que son precios en valor presente), conforme determina la maximización del beneficio de cada empresa.

Siempre que $I_t^j > 0$, el coste de invertir en la máquina j hoy debe ser igual al valor de mercado (esperado) de la máquina mañana

$$q_{t+1}^j = p_t^b \text{ , si } I_t^j > 0, \text{ y}$$
$$q_{t+1}^j < p_t^b, \text{ si } I_t^j = 0,$$

lo que significa que la Q de Tobin es siempre menor o igual a uno en este modelo. Por tanto, la inversión puede ser simultáneamente positiva para más de una tecnología siempre que el precio de las máquinas se ajuste en consonancia y se satisfaga la restricción de no negatividad $q_{t+1}^j \geq 0$. Como se cumple que $\alpha > 1$ y $\beta > 1$, en condiciones de certidumbre, tenemos $I_t^j = 0$ para todo $j = 1, ..., \hat{j}_t - 1$, y $I_t^{\hat{j}_t} \geq 0$.

Seguidamente, supongamos que se introduce una nueva máquina, es decir, $D_t > 0$. Como la tecnología de innovación es $K_{t+1}^{\bar{j}_t+1} = (\zeta)^{\bar{j}_t+1} \cdot D_t$, el beneficio cero implica

$$q_{t+1}^{\bar{j}_t+1} = \frac{p_t^b}{(\zeta)^{\bar{j}_t+1}}.$$

Esto significa que, para que $D_t > 0$ y $I_t^{\hat{j}_t} > 0$ se cumplan simultáneamente, debe ser cierto lo siguiente

$$(\zeta)^{\bar{j}_t+1} q_{t+1}^{\bar{j}_t+1} = q_{t+1}^{\bar{j}_t}.$$

5.3. Decisiones de inversión y de producción

En ausencia de perturbaciones de productividad, como las nuevas tecnologías son más eficientes que las antiguas, la inversión de cada sector se concentra únicamente en la tecnología de más reciente adopción. El modelo, por tanto, predice que el crecimiento tiene lugar conforme al siguiente patrón. Dentro de cada sector, en cada periodo se desecha el capital que incorpora antiguas tecnologías y se invierte en el capital que incorpora las más recientes, junto con todos los nuevos bienes de inversión. Cuando este proceso se ha completado, si no existe innovación adicional, todo el trabajo se emplea en el tipo de capital más productivo. Llegados a este punto, la renta sólo puede aumentar por dos vías: por un aumento de la oferta de trabajo que reduce el salario real, haciendo más rentables las antiguas tecnologías, o bien por la adopción de una nueva tecnología, cuando el precio del factor trabajo es suficientemente alto.

Esta última opción se aprecia con más claridad en un entorno laboral estacionario, donde el proceso de acumulación del capital conlleva tanto un aumento de la productividad y del coste del trabajo, como una reducción de los beneficios suficientemente importante para hacer rentable la inversión en nuevas tecnologías ahorradoras de trabajo. Obsérvese que el impacto inicial de la adopción de una nueva tecnología implica una reducción del empleo, ya que se necesitan menos trabajadores, en las nuevas plantas, para producir la misma cantidad de producto. Una vez superado el periodo recesivo de adopción, el proceso de crecimiento comienza a mover de nuevo la economía hacia un nuevo estado estacionario transitorio con unos mayores niveles de productividad y consumo.

De este razonamiento se sigue que el empleo es procíclico, ya que crece con la capacidad productiva, pero su tasa de crecimiento depende de la velocidad a la que crezcan los salarios reales. Cuando los salarios reales crecen rápidamente con la demanda de trabajo, como en la primera expansión española, el empleo no aumenta

mucho y tiene lugar una rápida y frecuente adopción de nuevas tecnologías ahorradoras de trabajo. Esto genera un crecimiento del producto per cápita y de la productividad, pero no un gran aumento del empleo. Cuando los datos miden correctamente las máquinas, también conlleva un aumento de la relación K/L. Cuando los salarios reales no crecen deprisa, entonces el empleo aumenta mucho pero no la productividad del trabajo ni la PTF, ya que las nuevas tecnologías no se adoptan o se adoptan con mucha mayor lentitud.

Para una mayor clarificación del funcionamiento interno del modelo, utilizamos un caso muy simplificado en el que permitimos que los rendimientos de escala sean constantes (es decir, $\theta = 1$). Esto implica que la maximización del beneficio en el ámbito de la empresa es equivalente a la condición de beneficio cero –ya no existe el factor "gerencial", por lo que todas las rentas se las atribuye el propietario de los stocks de capital–.

En este mundo simplificado, la producción en cada sector y tecnología es $Y^{s,j} = \min\{K^{s,j}, \sigma^j L^{s,j}\}$, y la condición de beneficio cero para la tecnología j implica

$$p_t^s = q_t^j + \frac{w_t}{\sigma^j}$$

para $j = \hat{j}_t, ..., \bar{j}_t$. Como consecuencia de la maximización de la utilidad, también tenemos

$$p_t^a = \delta^t u'(C_t).$$

Cuando se utilizan dos tecnologías para producir el mismo bien durante el mismo periodo, los precios de sus bienes de capital deben ajustarse para generar beneficios cero, de ahí que:

$$q_t^j = \left[p_t^s - \frac{w_t}{\sigma^j} \right] > \left[p_t^s - \frac{w_t}{\sigma^{j-1}} \right] = q_t^{j-1}$$

se cumple para $j = \hat{j}_t, ..., \bar{j}_t$. Es evidente que para algunos $j \in \{\underline{j}_t, ..., \bar{j}_t\}$, tendremos $\sigma^j p_t^s < w_t$, para $s = a$, ó $s = b$, o ambos. En los dos primeros casos, la tecnología j no se utiliza en el sector a (b) durante el periodo t, mientras que en el tercero, $q_t^j = 0$, y no se utiliza en ningún sector. Cuando esto ocurre en el modelo determinista, la tecnología se desecha (en realidad, se abandona) y nunca retorna. Expresado en fórmula, la tecnología j será desechada del sector s tan pronto como

$$w_t \geq \sigma^j p_t^s.$$

A partir de la condición de beneficios cero para la tecnología $\bar{j}_t$ en el periodo t, concluimos que, *cuando* $I_t^{\bar{j}_t} > 0$

$$q_{t+1}^{\bar{j}_t} = q_t^{\bar{j}_t} + \frac{w_t}{\beta^{\bar{j}_t}},$$

que nos ofrece el proceso de primer orden que siguen los precios de las mejores máquinas instaladas.

Aunque esta conclusión podría no ser totalmente evidente, este análisis implica que, conforme tiene lugar el proceso de acumulación de las tecnologías más nuevas, el trabajo finalmente se desplaza desde las antiguas tecnologías hacia la más nueva. Como la oferta de trabajo es limitada y la utilidad marginal del ocio es creciente en el empleo (o aumenta el poder de negociación de los sindicatos), el salario debe finalmente aumentar y los beneficios, que habían venido creciendo inicialmente, caer. Como las tecnologías son de coeficientes fijos, esto genera los movimientos procíclicos y anticíclicos, respectivamente, de las participaciones de los factores capital y trabajo en el valor añadido.

5.3.1. Condiciones para la adopción de nuevas tecnologías

Como solamente $I_t^{\bar{j}_t} > 0$, basta comparar los costes y beneficios de la inversión en la mejor tecnología disponible $\bar{j}_t$ con la de la

inversión en la nueva tecnología $\bar{j}_t+1$. Esta última es más rentable que aquélla si, tanto para $\sigma=\alpha$ como para $\sigma=\beta$,

$$\frac{w_{t+1}}{p_t^b}>\frac{\sigma^{\bar{j}_t^s+1}}{\sigma-1}\frac{1-(\zeta)^{\bar{j}_t^s+1}}{(\zeta)^{\bar{j}_t^s+1}}.$$

Esta desigualdad ya nos ofrece la intuición general: es conveniente innovar cuando el trabajo pasa a ser (mejor dicho, se espera que pase a ser) "suficientemente caro". Si hacemos el supuesto simplificador de que $\zeta=1-\varepsilon$ (para un ε extremadamente pequeño: recuérdese que, en general, suponemos que ζ es menor que 1), la anterior desigualdad se simplifica, convirtiéndose en

$$\frac{w_{t+1}}{p_t^b}>\left(\frac{\sigma}{\zeta}\right)^{\bar{j}_t^s+1}\frac{1-(1-\varepsilon)^{\bar{j}_t^s+1}}{\sigma-1}$$

Obsérvese lo que esta última expresión implica: sólo cuando el trabajo pasa a ser suficientemente caro, se adoptan nuevas tecnologías en el margen intensivo. Siempre que el trabajo siga siendo barato, la acumulación continúa en el margen extensivo: se acumulan más unidades de antiguo capital, el empleo crece, la producción crece, pero la productividad y los salarios permanecen constantes. En este mundo, es el coste creciente del trabajo el que ocasiona las recesiones y un descenso de la participación del factor trabajo en la renta. De hecho, las tecnologías ahorradoras de trabajo se adoptan después de las recesiones o en mitad de ellas, es decir, cuando el empleo está en su máximo cíclico o cerca de él y los salarios son altos. En la medida en que este proceso de innovación y despido de trabajadores tiene lugar de forma simultánea en la mayoría de las empresas, ello conlleva una caída súbita del empleo, una reducción de los salarios y un posterior aumento de la rentabilidad. El descenso del empleo y de los salarios coincide con una caída de la tasa de crecimiento del producto conforme se desecha capacidad y se utilizan nuevos recursos para adoptar las nuevas tecnologías.

6. ¿Qué hechos podemos y no podemos explicar?

A la luz de este modelo, ofrecemos nuestra interpretación de las principales características del proceso de crecimiento español.

1. El crecimiento fue el resultado de la adopción de nuevas tecnologías hasta 1975 y durante la primera oleada de crecimiento de la España democrática; después de 1994, ha obedecido básicamente a una expansión de antigua capacidad productiva.
2. El mercado de trabajo español cambió en 1975. Los salarios se hicieron rígidos a la baja y ya no respondían a cambios en los niveles de empleo y desempleo. Esta situación encareció el crecimiento en el margen intensivo, lo que mantuvo reducido el empleo y generó incentivos para la adopción de tecnologías ahorradoras de trabajo.
3. El primer ciclo de crecimiento llegó a su fin como consecuencia de un rápido crecimiento del coste del trabajo: la mayor parte de la oferta de trabajo estaba sindicada y el creciente coste laboral compensaba con creces las ganancias de productividad.
4. Durante el siguiente ciclo de crecimiento, una elevada oferta de trabajo no sindicada surgió de forma progresiva a medida que los contratos temporales se generalizaban y numerosos inmigrantes llegaban a partir de 2000. Esto evitó que el coste del trabajo creciera con el empleo, como había ocurrido en el pasado. Por tanto, el empleo creció pero no los salarios, conforme la innovación se ralentizaba. Las empresas españolas cosecharon beneficios mediante la contratación de trabajo barato, en ausencia de ganancias de productividad.
5. Hasta 1994, tiene lugar un crecimiento de la productividad conforme los crecientes costes laborales motivan la adopción de técnicas productivas más eficientes. Después de 1994, el mercado de trabajo español pasa a ser "más barato" en el margen, así que la productividad se estanca en una serie de sectores. Un análisis sectorial, no incluido en el presente trabajo, muestra la existencia de ganancias de productividad en los sectores abiertos a la competencia internacional y en los que no puede

utilizarse trabajo inmigrante o barato, mientras que en los sectores no abiertos a la competencia internacional o en los que puede utilizarse trabajo barato, o ambas cosas, se observa un estancamiento de la productividad del trabajo y de la PTF.

6. Las participaciones de los factores oscilan en los datos, como predice el modelo. El efecto cuantitativo depende del grado de "rigidez" de la oferta de trabajo y de la velocidad con la que un aumento del empleo incrementa los salarios reales. En particular –después de 1995 y, sobre todo, después de 2000–, cuando la oferta de trabajo deja de ser vinculante al salario vigente, la participación del trabajo no aumenta e incluso desciende ligeramente pese a un rápido crecimiento del empleo.
7. Los salarios reales y la productividad del trabajo están positivamente correlacionados en el modelo, al menos a largo plazo. Sin embargo, la magnitud de la correlación depende de la rigidez de la oferta de trabajo, que podría elevar los salarios a mayor o menor velocidad que la productividad.

6.1. Implicaciones de política económica

Las implicaciones de política económica derivadas de nuestro análisis son extremadamente sencillas, aunque drásticas. Un mercado de trabajo competitivo, homogéneo, flexible y que funcione correctamente es esencial para generar y sostener un proceso de crecimiento equilibrado donde el empleo y la productividad del trabajo crezcan conjuntamente.

Una distorsión en el correcto funcionamiento del mercado de trabajo, como es el alto nivel de sindicación que conlleva una oferta de trabajo extremadamente rígida y unos salarios insensibles a la productividad y a las condiciones del mercado, finalmente conduce al estancamiento de la economía y al escaso crecimiento del empleo.

Por otro lado, un mercado de trabajo dual compuesto por dos clases de trabajadores –los trabajadores con contrato indefinido y

fuertemente sindicados, superprotegidos por la legislación, frente a los trabajadores jóvenes e inmigrantes con contratos temporales totalmente desprotegidos– puede generar crecimiento en el empleo, pero no redunda en la adopción de nuevas tecnologías o en aumentos de la productividad del trabajo. Esto último es especialmente cierto cuando la legislación laboral vigente es tal que los empresarios tienen incentivos a despedir a los empleados desprotegidos al cabo de unos pocos años en el puesto de trabajo, haciendo poco rentables las inversiones en conocimientos y capital humano específicos de la empresa.

Nuestro análisis también sugiere que si bien la inmigración puede ser, y, de hecho, es un fenómeno beneficioso económicamente desde un punto de vista global, la inmigración no regulada que sólo aporta trabajo barato y poco cualificado puede resultar perjudicial. Esto es así porque la oferta de trabajo tiende a crear su propia demanda, y un aumento de población no cualificada ofrece incentivos a invertir en tecnologías antiguas y poco productivas, que solo resultan rentables por la abundancia de trabajo barato, aunque de baja productividad.

La adopción generalizada de tecnologías o el aumento de la productividad del trabajo no se pueden imponer a las empresas mediante la legislación o la intervención del sector público, ya que son el resultado de miles de pequeñas decisiones empresariales tomadas de forma descentralizada. Las políticas del mercado de trabajo pueden y deben crear las condiciones para que esas decisiones se tomen con las menores distorsiones posibles. Así, dado que la adopción de nuevos métodos de producción responde a incentivos económicos y, en particular, al coste del factor trabajo, las intervenciones que lo encarecen artificialmente o lo abaratan anormalmente inducirán un escaso nivel de empleo o bien un bajo crecimiento de la productividad, respectivamente.

Un modelo de desarrollo económico sostenible para España exige una importante reforma del mercado de trabajo.

Referencias

Blanchard, O. J. (1997), "The Medium Run", *Brookings Papers in Economic Activity 28*, 89-158.

Bentolilla S. and J. Jimeno (2002) "La reforma de la Negociación Colectiva en España". En J. Aurioles y E. Manzanera (coords.), *Cuestiones clave de la Economía Española*, Centro de Estudios Andaluces (centrA), 2002.

Blazquez M.(2005) "Youth Labor Market Integration in Spain: Search Time, Job Duration and Skill-Mismatch". *Spanish Economic Review* 7, 191-208.

Bentolila, S. y J. Jimeno (2006) "Spanish unemployment: The End of the Wild Ride?", en M. Werding (ed)., *Structural Unemployment in Western Europe. Reasons and Remedies*, MIT Press, Cambrige, MA.

Boldrin, M. y M. Horvath (1995), "Labor Contracts and Business Cycles". *Journal of Political Economy* 103, 972-1004.

Boldrin, M. y D.K. Levine (2002), "Factor Saving Innovation", *Journal of Economic Theory* 105, 18-41.

Boldrin, M. (2009), "Growth and Cycles, in the Mode of Marx and Schumpeter", *Scottish Journal of Political Economy* 56, 415-492.

Boldrin, M. y A. Peralta Alva (2010), "A Model of the Growth Cycle", manuscrito no publicado, WUStL y Banco de la Reserva Federal de St. Louis.

Caballero, R. y M. Hammour (1998), "Jobless Growth: Appropriability, Factor Substitution and Unemployment", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 48, 51-94.

Cooley, T.F. y E.C. Prescott (1995), "Economic Growth and Business Cycles" en T. F. Cooley (ed.), *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, Princeton.

Danthine, J-P. y Donaldson J.B. (1990), "Efficiency Wages and the Business Cycle Puzzle", *European Economic Review* 34, 1275-1301.

Dolado, J. J., F. Felgueroso and J.F. Jimeno (2000): "La Inserción Laboral de los Titulados Universitarios en España", *Papeles de Economía Española*, 86, 78-98.

Izquierdo M., Moral E. and A. Urtasun (2003) "El sistema de negociación colectiva en España: un análisis con datos individuales de convenios", Documento Ocasional nº 0302, Servicio de Estudios, Banco de España.

Timothy J. K. y E. C. Prescott (2002), "Great Depressions of the Twentieth Century," *Review of Economic Dynamics* 5, 1-18.

Rios-Rull, J.V. y R. Santaeulalia-Llopis (2008), "Redistributive Shocks and Productivity Shocks", manuscrito no publicado, University of Minnesota y Washington University in St. Louis.

Young, A.T. (2004), "Labor's Share Fluctuations, Biased Technical Change, and the Business Cycle". *Review of Economic Dynamic*s 7, 916-931.

A. Apéndice de datos

Cuadro A.1: PIB, PIB per cápita y población

	PIB (a precios de mercado constantes de 2000, millones)	PIB (tasa de crecimiento)	Población (miles)	Población (miles)	PIB per cápita (precios constantes de 2000)	PIB per cápita (tasa de crecimiento)
1978	353416		36873		9548	
1979	353564	0,04	37201	0,89	9467	-0,84
1980	358162	1,3	37439	0,64	9530	0,66
1981	357684	-0,13	37741	0,81	9441	-0,93
1982	362142	1,25	37943	0,54	9508	0,71
1983	368557	1,77	38122	0,47	9630	1,29
1984	375129	1,78	38279	0,41	9762	1,37
1985	383837	2,32	38419	0,37	9952	1,95
1986	396327	3,25	38536	0,3	10245	2,94
1987	418311	5,55	38631	0,25	10787	5,29
1988	439621	5,09	38716	0,22	11311	4,86
1989	460844	4,83	38791	0,2	11834	4,62
1990	478279	3,78	38850	0,15	12263	3,63
1991	490443	2,54	38939	0,23	12546	2,31
1992	495006	0,93	39068	0,33	12634	0,7
1993	489901	-1,03	39189	0,31	12476	-1,25
1994	501575	2,38	39295	0,27	12751	2,2
1995	515405	2,76	39387	0,23	13085	2,62
1996	527862	2,42	39478	0,23	13371	2,18
1997	548284	3,87	39582	0,26	13851	3,6
1998	572782	4,47	39721	0,35	14420	4,1
1999	599966	4,75	39926	0,52	15026	4,21
2000	630263	5,05	40263	0,84	15653	4,17
2001	653255	3,65	40720	1,14	16042	2,48
2002	670920	2,7	41314	1,46	16240	1,23
2003	691695	3,1	42005	1,67	16467	1,4
2004	714291	3,27	42692	1,64	16731	1,6
2005	740108	3,61	43398	1,65	17054	1,93
2006	768890	3,89	44116	1,66	17448	2,31
2007	797052	3,66	44879	1,73	17762	1,8
2008	806288	1,16	45593	1,59	17684	-0,44

Cuadro A.2: España: población

			Población en edad de trabajar (15-64)					
	Población Total	(%)	Total (miles)	(%)	Mujeres (miles)	%	Hombres (miles)	%
1979	37201	0,9	23312	1,3	11771	1,2	11541	1,4
1980	37439	0,6	23590	1,2	11898	1,1	11692	1,3
1981	37741	0,8	23866	1,2	12024	1,1	11842	1,3
1982	37943	0,5	24133	1,1	12145	1,0	11988	1,2
1983	38122	0,5	24392	1,1	12263	1,0	12129	1,2
1984	38279	0,4	24637	1,0	12375	0,9	12262	1,1
1985	38419	0,4	24865	0,9	12481	0,9	12384	1,0
1986	38536	0,3	25076	0,8	12579	0,8	12497	0,9
1987	38631	0,2	25273	0,8	12672	0,7	12601	0,8
1988	38716	0,2	25466	0,8	12763	0,7	12703	0,8
1989	38791	0,2	25659	0,8	12855	0,7	12804	0,8
1990	38850	0,2	25849	0,7	12946	0,7	12903	0,8
1991	38939	0,2	26058	0,8	13046	0,8	13012	0,8
1992	39068	0,3	26281	0,9	13151	0,8	13130	0,9
1993	39189	0,3	26482	0,8	13246	0,7	13236	0,8
1994	39295	0,3	26658	0,7	13327	0,6	13331	0,7
1995	39387	0,2	26807	0,6	13395	0,5	13412	0,6
1996	39478	0,2	26930	0,5	13451	0,4	13479	0,5
1997	39582	0,3	27037	0,4	13500	0,4	13537	0,4
1998	39721	0,4	27151	0,4	13553	0,4	13598	0,5
1999	39926	0,5	27297	0,5	13622	0,5	13675	0,6
2000	40263	0,8	27540	0,9	13732	0,8	13808	1,0
2001	40720	1,1	27877	1,2	13883	1,1	13994	1,3
2002	41314	1,5	28312	1,6	14081	1,4	14231	1,7
2003	42005	1,7	28811	1,8	14311	1,6	14500	1,9
2004	42692	1,6	29310	1,7	14540	1,6	14770	1,9
2005	43398	1,7	29839	1,8	14776	1,6	15063	2,0
2006	44116	1,7	30318	1,6	14992	1,5	15326	1,7
2007	44879	1,7	30873	1,8	15241	1,7	15632	2,0
2008	45593	1,6	31321	1,5	15466	1,5	15855	1,4

Gráficos

Cuentas Nacionales

Gráfico A.1. Consumo

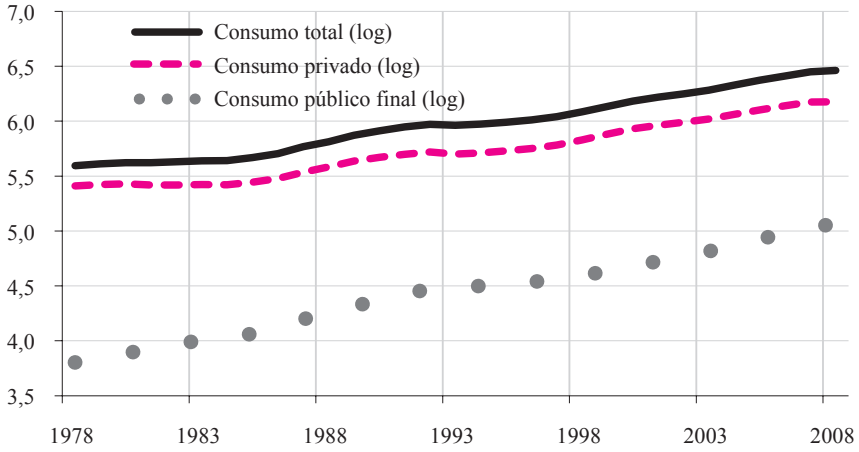


Gráfico A.2. Formación bruta de capital

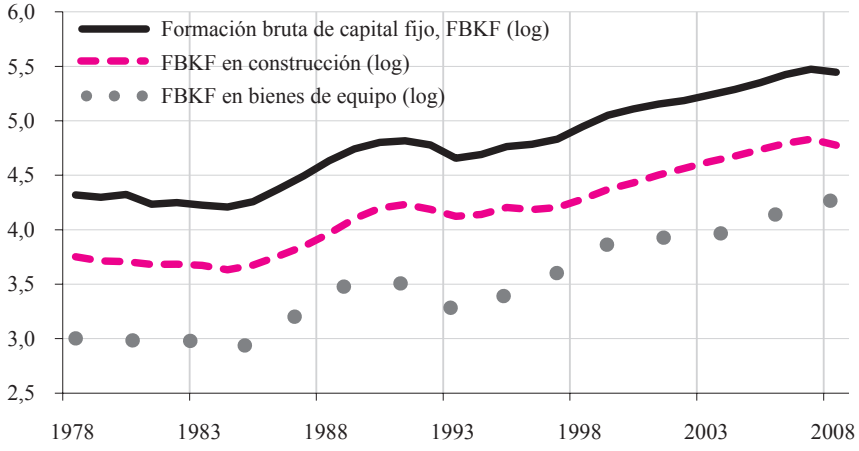


Gráfico A.3. Inversión pública

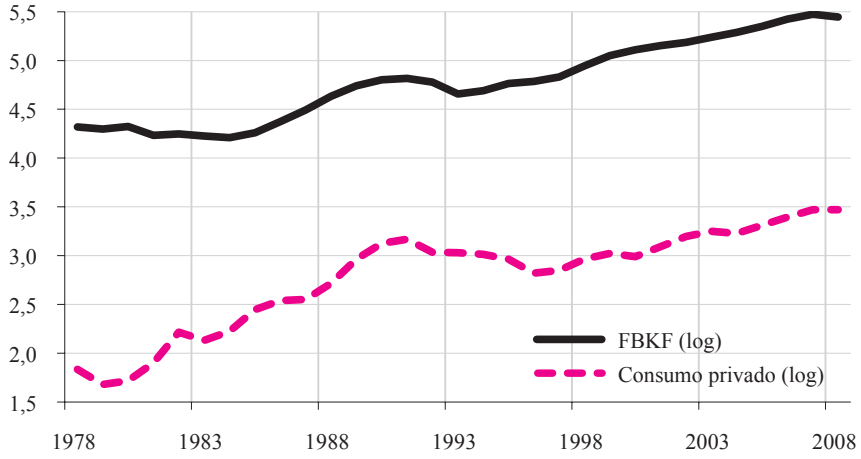


Gráfico A.4. Deuda pública y déficit público

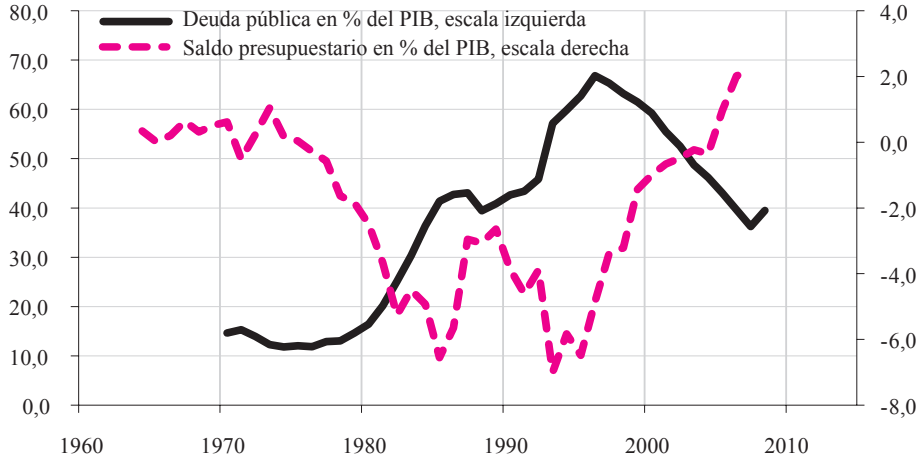


Gráfico A.5. Exportaciones e importaciones

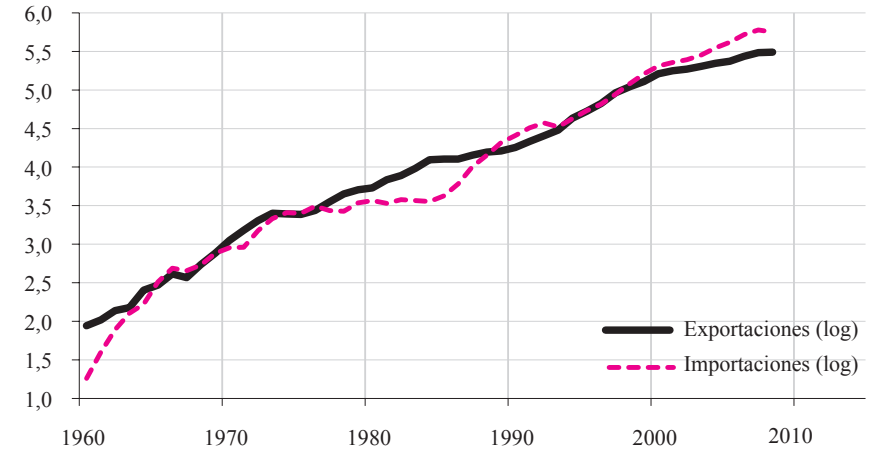


Gráfico A.6. Déficit comercial (en % del PIB)

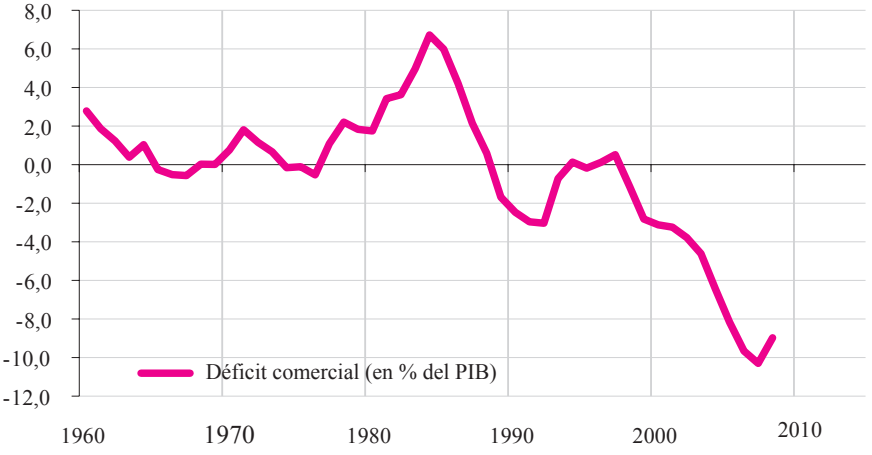


Gráfico A.7. Tasa de crecimiento del empleo (EPA) (%)

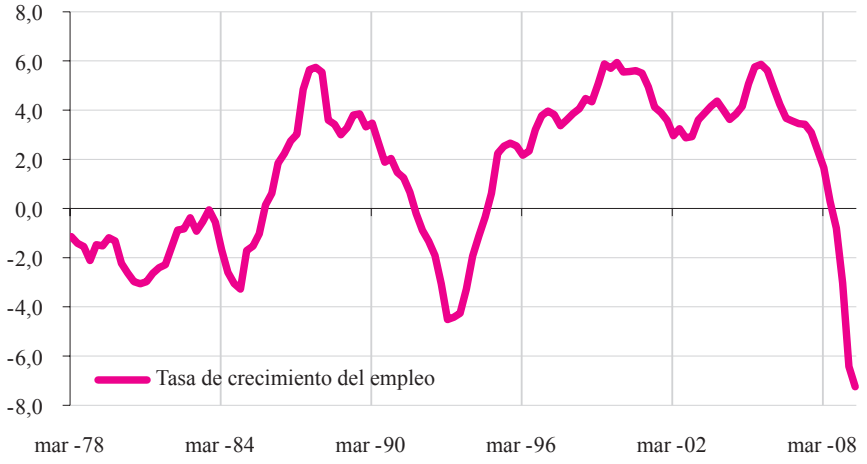


Gráfico A.8. Horas totales por trabajador

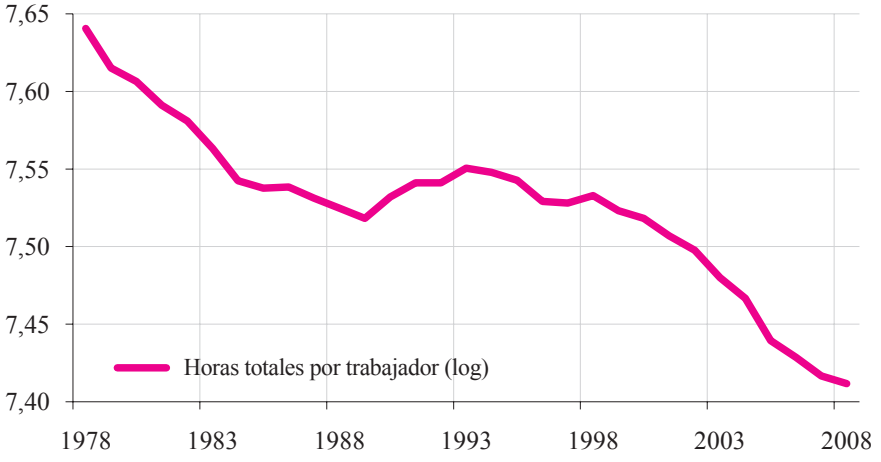


Gráfico A.9. Empleo, por género

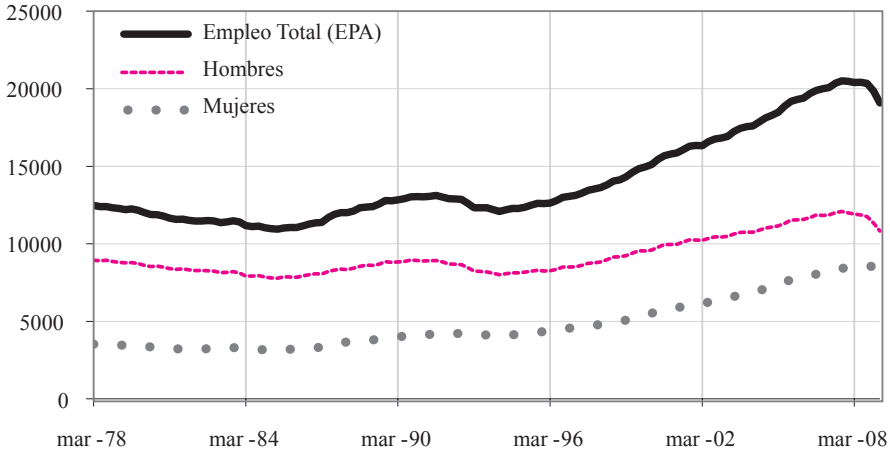
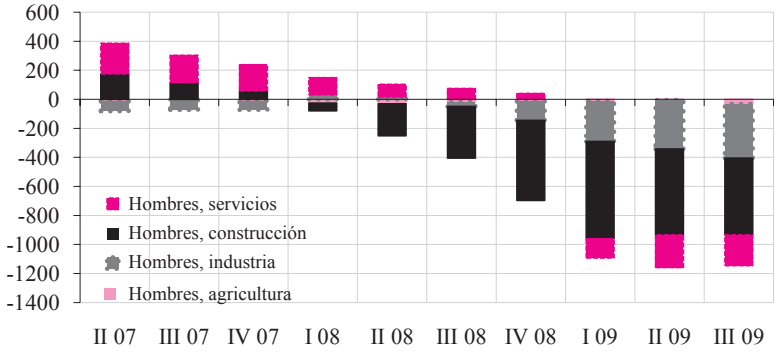


Gráfico A.10. Empleo, por género y sector (crecimiento anual, número de trabajadores)



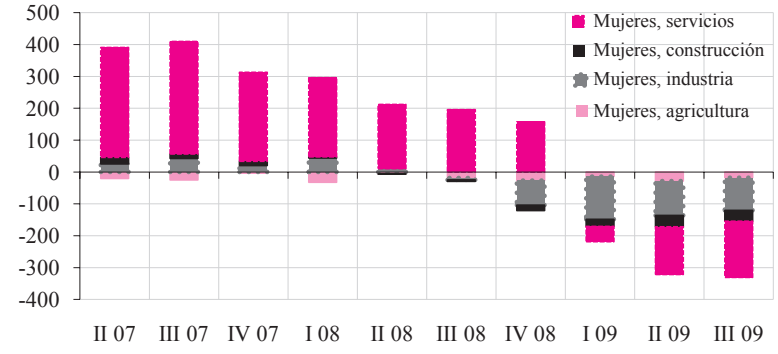


Gráfico A.11. Desempleo, por género
(crecimiento anual, número de trabajadores)

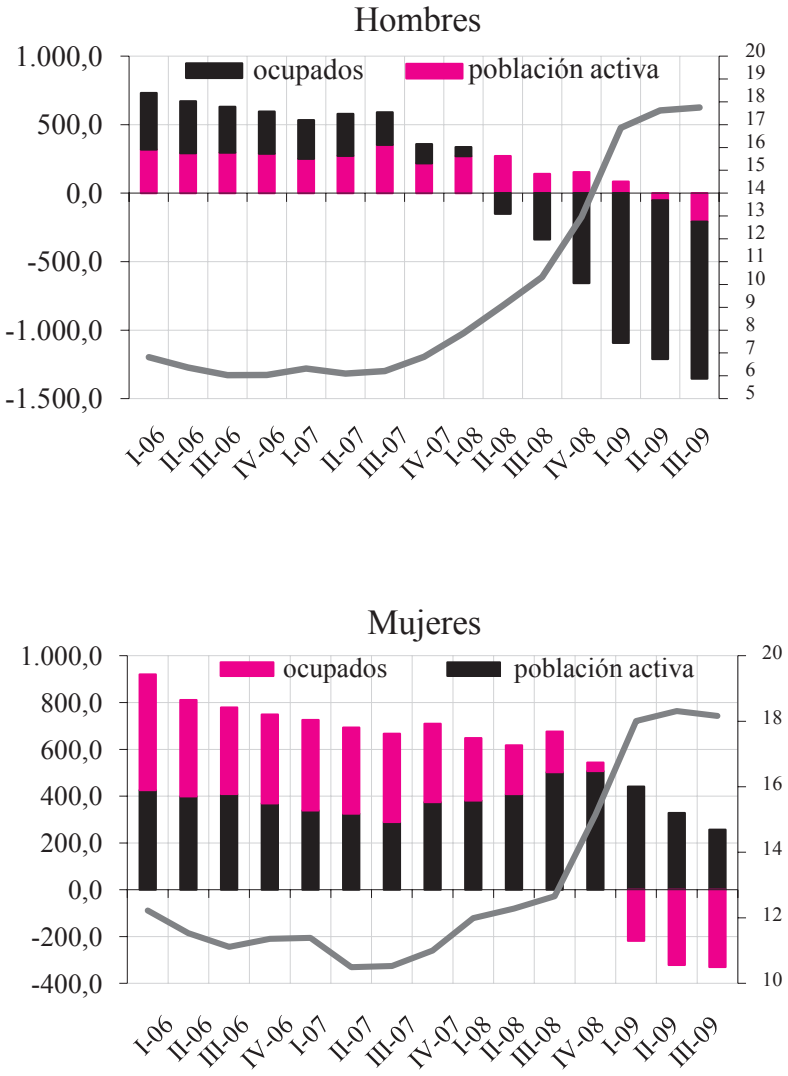


Gráfico A.12. Empleo, por sector

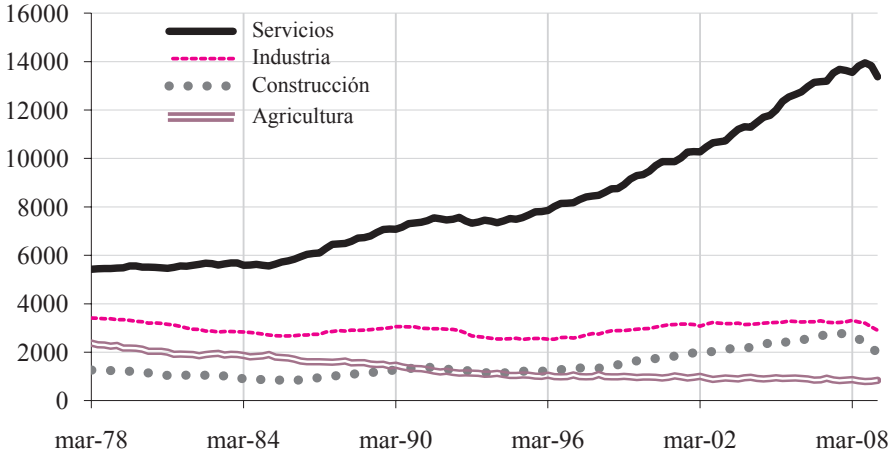


Gráfico A.13. Empleo, por nacionalidad

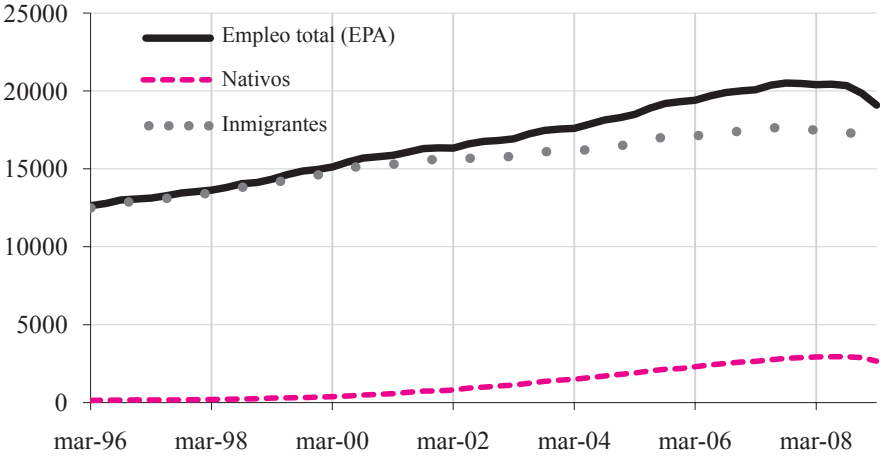


Gráfico A.14. Tasas de empleo (%)

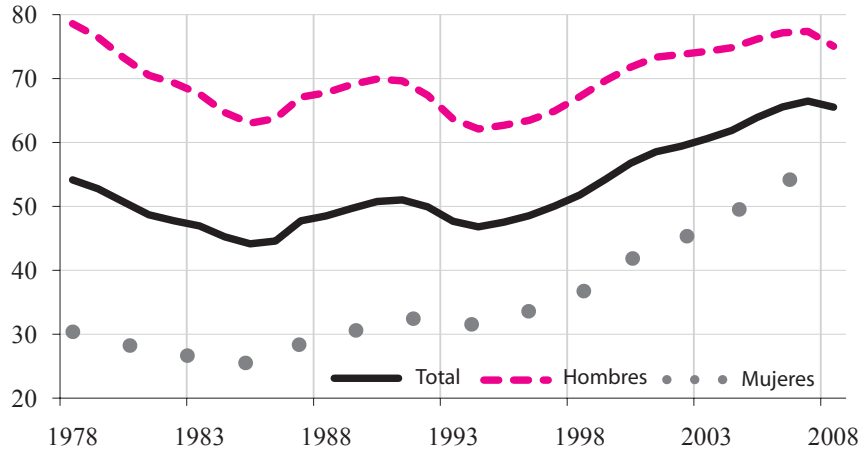


Gráfico A.15. Tasas de desempleo (%)

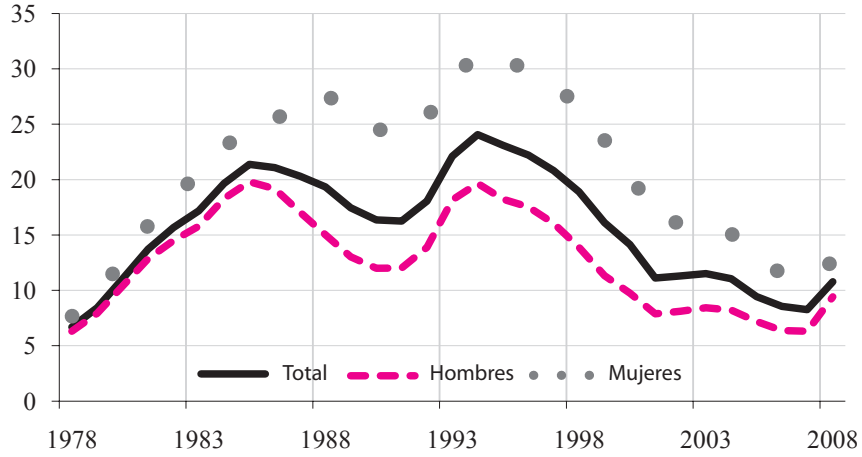


Gráfico A.16. Tasas de actividad (%)

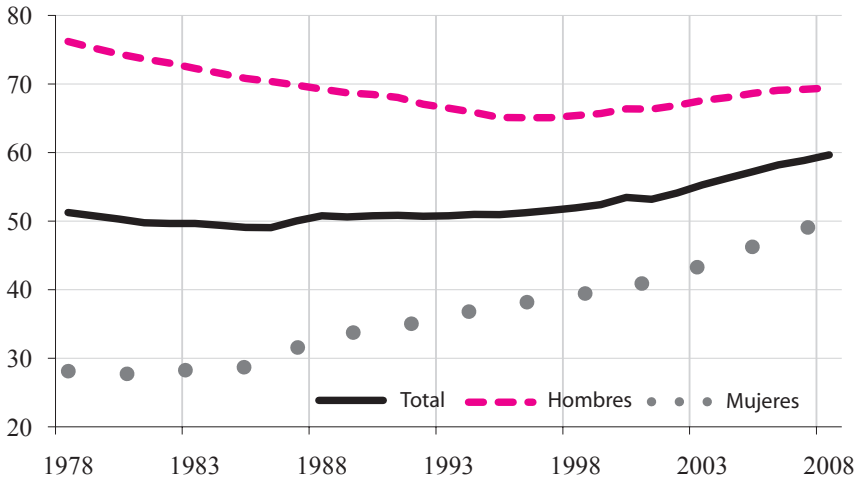
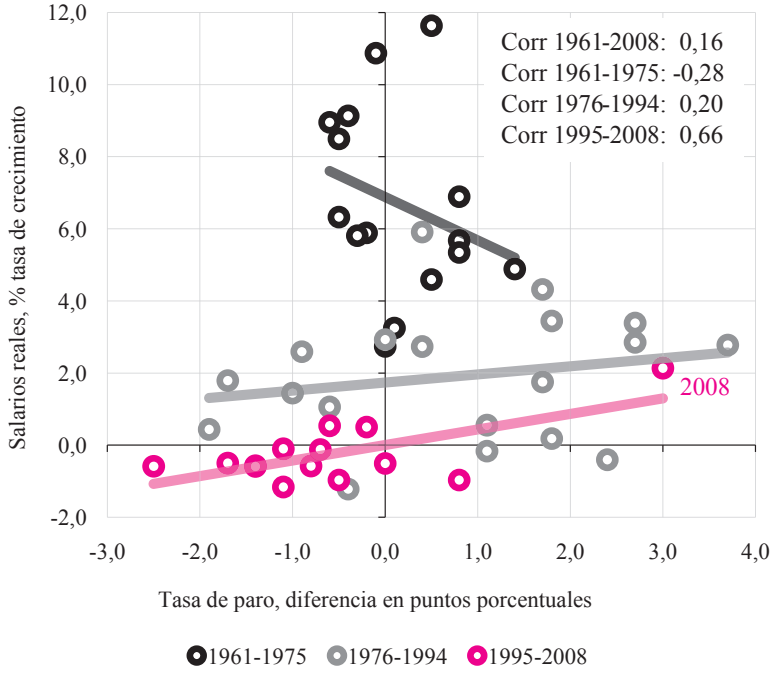
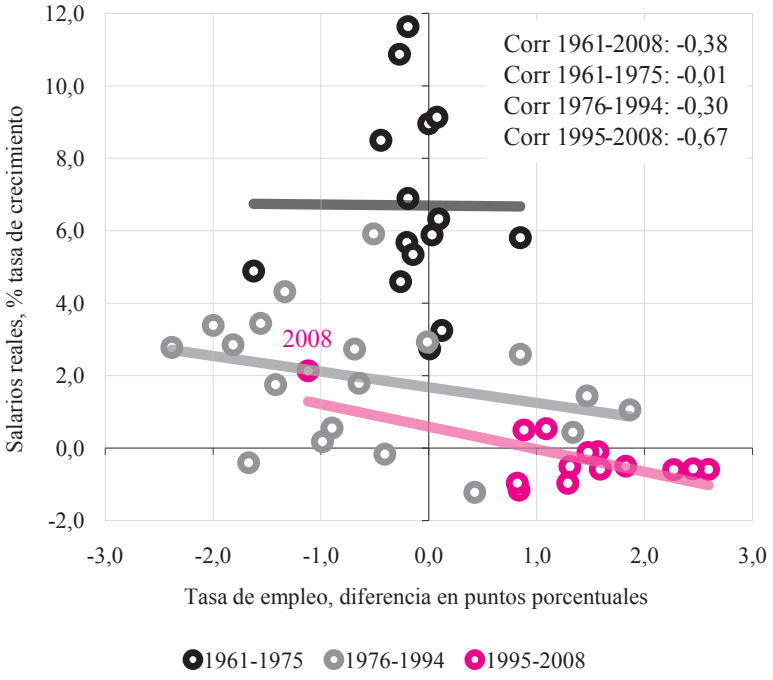


Gráfico A.17. Crecimiento de los salarios reales y variación de la tasa de paro y de empleo (diferencia en puntos porcentuales)





Función de producción

Gráfico A.18. Tasas de crecimiento del empleo, capital y PIB (%)

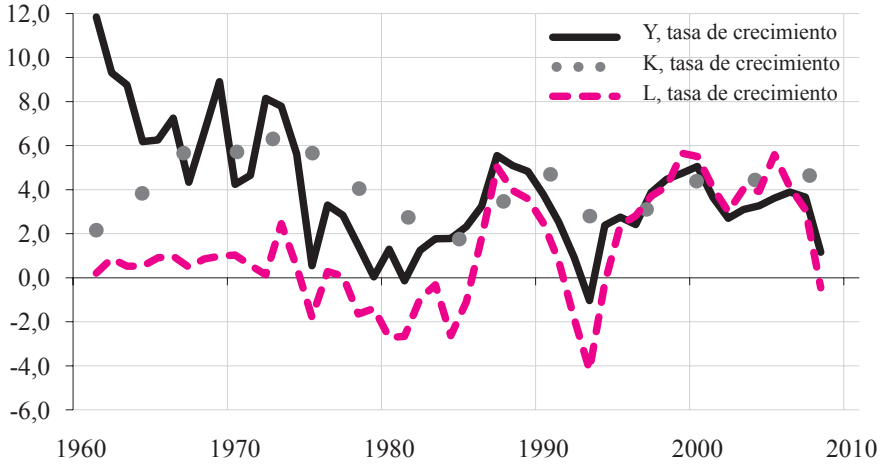


Gráfico A.19. Capital por trabajador

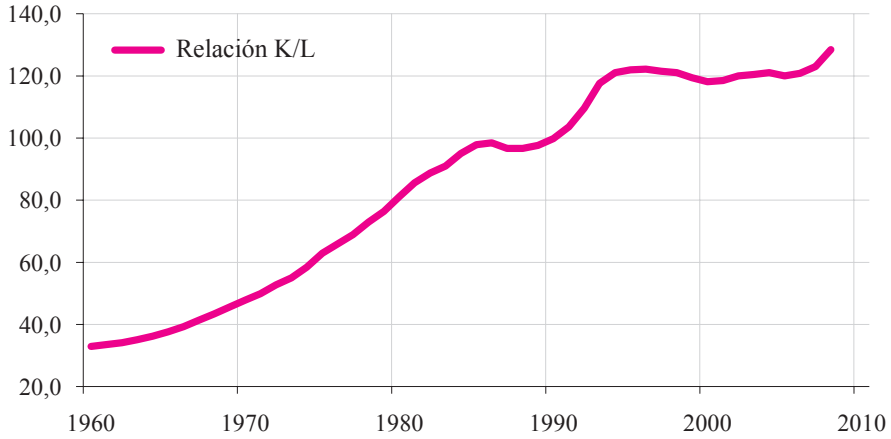


Gráfico A.20. Capital/Producto, por sector

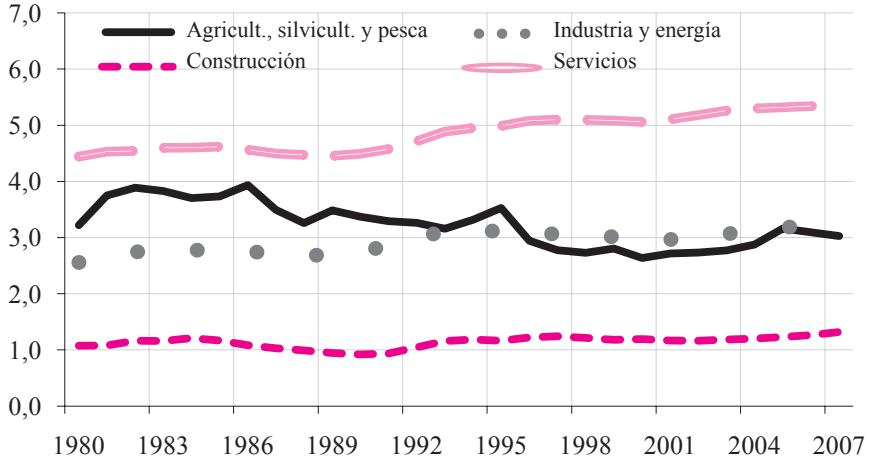
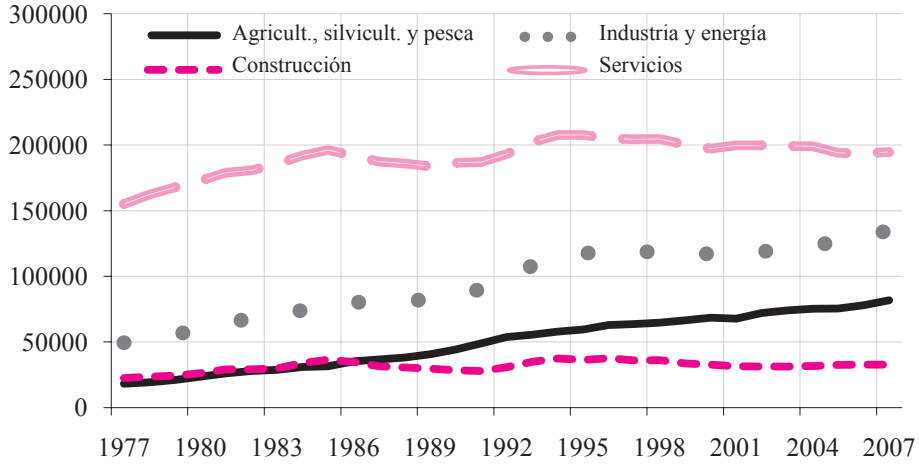


Gráfico A.21. Capital/Empleo, por sector



Precios

Gráfico A.22. Precios relativos de bienes de equipo y bienes de consumo duradero

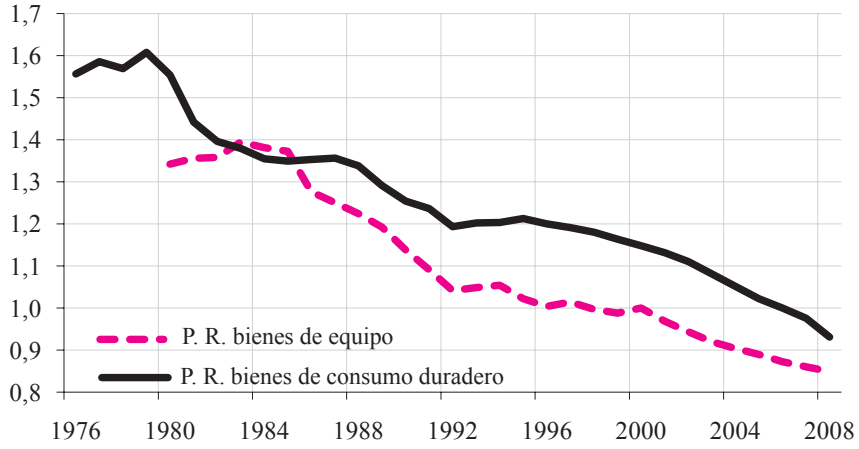


Gráfico A.23. IPC y Deflactor del PIB (%)

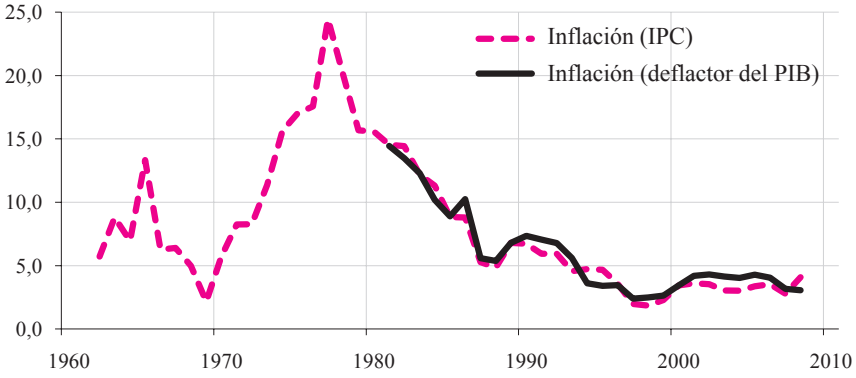


Gráfico A.24. Precios relativos: Bienes comerciables y no comerciables

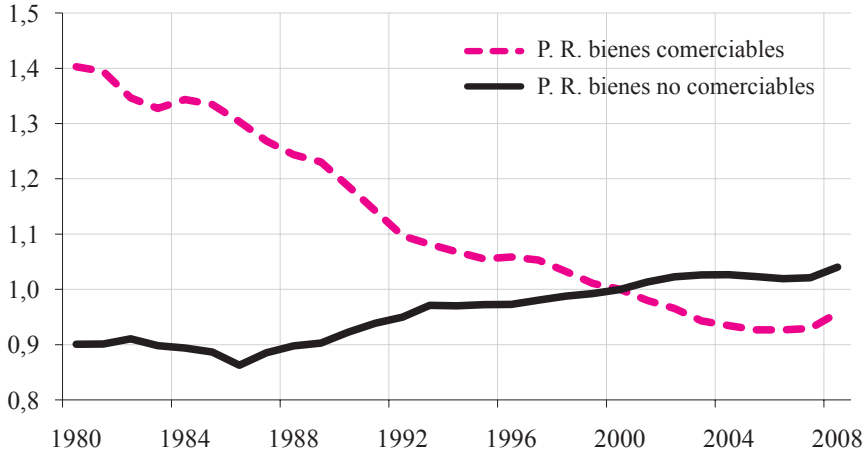


Gráfico A.25. Tipo de interés real (%)

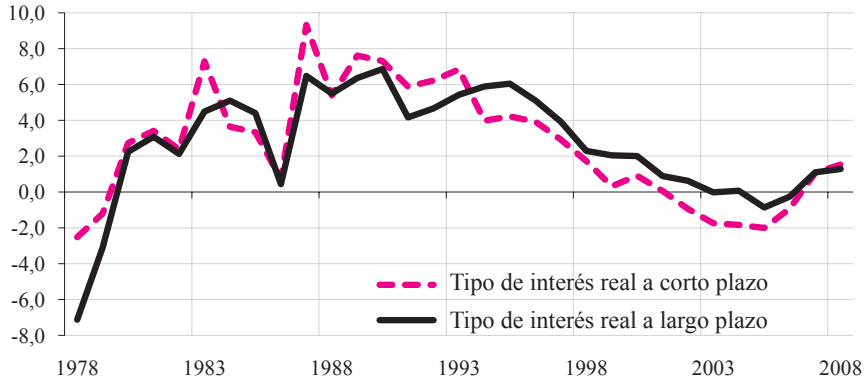
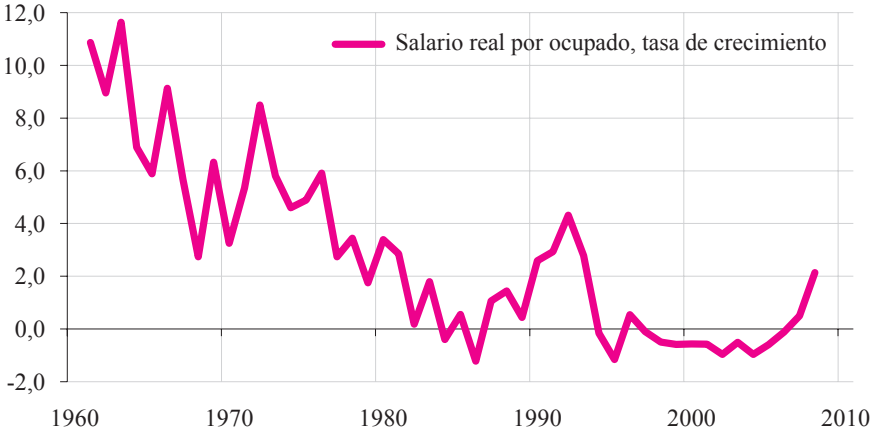


Gráfico A.26. Tasa de crecimiento del salario real (%)



Definiciones de los datos

Producto: PIB real a precios constantes de 2000. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Stock de capital: Stock neto de capital a precios constantes de 2000; total de la economía (utilizando el deflactor nacional). Fuente: Comisión Europea (AMECO). Stock de capital por sector: Stock neto de capital a precios constantes de 2000. Fuente: Fundación BBVA-IVIE. PTF: Productividad total de los factores, 2000=100. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Participación del trabajo: Cociente entre la remuneración de asalariados y el PIB a precios de mercado, menos los impuestos ligados a la producción e importación y subvenciones, menos el excedente bruto de explotación y las rentas mixtas de hogares e ISFLSH, más el consumo de capital fijo de los hogares. Fuente: Comisión Europea (AMECO) e Instituto Nacional de Estadística (INE). Participación del capital: 1 – participación del trabajo. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Consumo total: Consumo total a precios constantes de 2000. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Consumo privado: Gasto de consumo privado final a precios de 2000. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Consumo público final: Gasto de consumo final de las Administraciones Públicas a precios de 2000. Fuente: Comisión Europea (AMECO). FBK: Formación bruta de capital a precios de 2000, total de la economía. Fuente: Comisión Europea (AMECO). FBKF en construcción: Formación bruta de capital fijo en la construcción a precios de 2000. Fuente: Comisión Europea (AMECO). FBKF en bienes de equipo: Formación bruta de capital fijo en bienes de equipo a precios de 2000. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Inversión Pública: Cociente entre la formación bruta de capital fijo pública y el PIB real. Fuente: Comisión Europea (AMECO) y Banco de España.

Deuda pública: Deuda bruta consolidada de las Administraciones Públicas: procedimiento de déficit excesivo (basado en SEC 1995) y anterior definición, en porcentaje del PIB. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Saldo presupuestario público: Saldo presupuestario

en porcentaje del PIB. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Exportaciones: Exportaciones de bienes y servicios a precios de 2000. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Importaciones: Importaciones de bienes y servicios a precios de 2000. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Déficit Comercial: Exportaciones menos importaciones, en proporción del PIB. Fuente: Comisión Europea (AMECO).

Población: Población total. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Población en edad de trabajar: Población entre 15-64 años. Fuente: Comisión Europea (AMECO) y OCDE. Empleo: Empleo civil. Fuente: Comisión Europea (AMECO) e Instituto Nacional de Estadística (INE). Desempleo: Desempleo total. Fuente: Comisión Europea (AMECO), Instituto Nacional de Estadística (INE) y OCDE. Horas trabajadas: Número total de horas trabajadas. Fuente: Comisión Europea (AMECO).

P.R. bienes de equipo: Precio relativo, cociente entre el deflactor de bienes de equipo y el deflactor del PIB. Fuente: Comisión Europea (AMECO). P.R. bienes de consumo duradero: Precio relativo, cociente entre el índice de precios de los bienes de consumo duradero y el índice de precios de consumo. Fuente: Comisión Europea (AMECO). P.R. bienes comerciables: Cociente entre el deflactor del valor añadido bruto de la industria y el deflactor del PIB. Fuente: Comisión Europea (AMECO). P.R. bienes no comerciables: Cociente entre el deflactor del valor añadido bruto de los servicios y la construcción y el deflactor del PIB. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Tipo de interés real a corto plazo: Tipo interbancario a 3 meses. Fuente: Comisión Europea (AMECO). Tipo de interés real a largo plazo: 1979-1987 (deuda pública de 2 a 4 años); 1988-1992 (deuda pública del Estado a más de dos años); a partir de 1993 (obligaciones del Estado a 10 años). Fuente: Comisión Europea (AMECO). Salario real: Remuneración real por asalariado, total de la economía, 2000=100. Fuente: Comisión Europea (AMECO).

Comentarios

Rodolfo E. Manuelli
Washington University in St. Louis

1. Introducción

En este artículo, Boldrin, Conde-Ruíz y Díaz-Gimenez (BCD, de ahora en adelante) discuten la reciente experiencia de crecimiento española y presentan un nuevo marco teórico para interpretar la evidencia. Estos autores han realizado un impresionante trabajo de documentación de los cambios registrados en la distribución conjunta de las series temporales de diversas variables macroeconómicas españolas, culminado en un útil y compacto resumen de los mismos. La segunda parte del artículo discute un innovador modelo teórico que es capaz de replicar, en ciertas dimensiones, la evolución económica de España. El marco utilizado se desvía del modelo neoclásico básico en su cuidadosa modelización del proceso de innovación y en su flexibilidad para captar el impacto sobre el producto de las fricciones existentes en el mercado de trabajo. Aunque el artículo no desarrolla por completo todas las implicaciones de la teoría, sí apunta algunos canales nuevos que no han sido esenciales en el análisis macroeconómico del crecimiento.

2. ¿Es España especial?

En la primera parte del artículo, BCD describen la evolución de la economía española durante las últimas décadas. Su análisis es minucioso y, al menos desde el punto de vista de un observador foráneo, muy informativo. Aunque resulta imposible en pocas líneas hacer justicia a su rigurosa discusión, creo que algunas de las principales ideas que los autores pretenden que el lector extraiga de su presentación de la experiencia española son las siguientes:

- Los ciclos en España no parecen ajustarse a las predicciones del

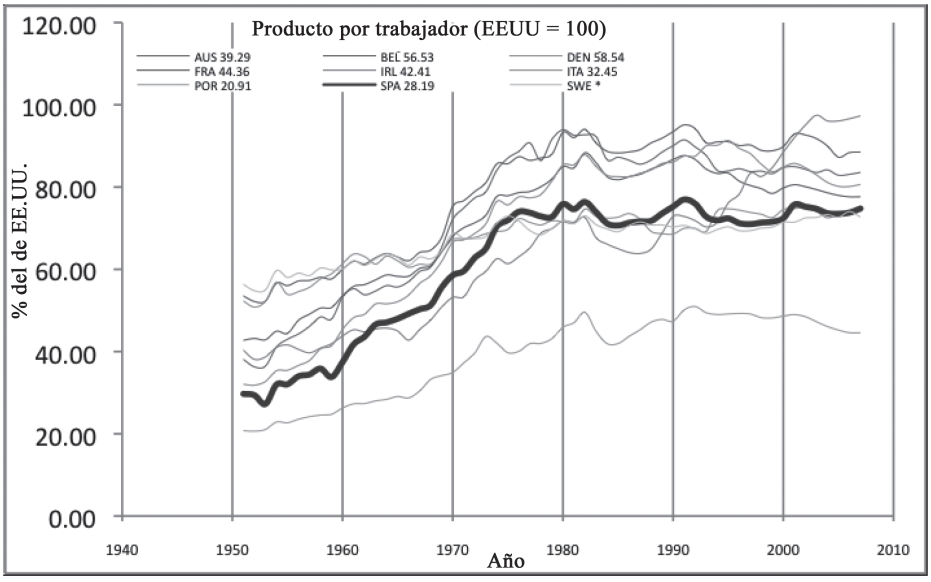
modelo neoclásico tradicional.

- La pauta que venían siguiendo las correlaciones sufrió una ruptura clara a mediados de la década de los setenta.
- La relación entre la PTF –el tradicional "motor de crecimiento" en el modelo neoclásico– y otras variables macroeconómicas ha sido inestable durante las cuatro últimas décadas. Además, el crecimiento de la productividad fue elevado durante el periodo inicial e inexistente en los diez últimos años.

Los autores concluyen que España está lejos de una senda de crecimiento equilibrado. Además, identifican dos ciclos largos y de amplitud relativamente elevada que muestran resultados muy dispares en términos de la evolución del empleo. Asimismo, documentan cambios significativos de la productividad aparente (tasas de crecimiento elevadas durante el periodo inicial, positivas pero menores hasta 1995 y prácticamente nulas desde entonces), así como de las correlaciones entre la PTF y ciertas variables macroeconómicas. Su conclusión tentativa es que "España es diferente".

No soy un experto en series temporales macroeconómicas y, por tanto, no me considero cualificado para valorar las opiniones de los autores sobre los cambios en el patrón de correlaciones y sobre la existencia de rupturas claras en las series temporales. Sin embargo, he llevado a cabo un contraste de bajo contenido tecnológico de la conclusión de BCD de que España es diferente (¿de qué?) mediante el examen de una determinada serie "corregida de tendencia" del producto por trabajador en España y en otros países europeos. En lugar de utilizar una tendencia suave, he empleado como deflactor el producto por trabajador en Estados Unidos –un país cuya descripción podría ajustarse más al modelo de crecimiento neoclásico–. El Gráfico 1 presenta las series temporales del producto por trabajador de un grupo de países europeos en relación con el de Estados Unidos.

Gráfico 1: Producto por trabajador (EE.UU. = 100)



El gráfico ilustra varios aspectos relevantes:

1. Casi todos los países europeos se venían "acercando" a EEUU hasta mediados o finales de la década de los setenta. Tras esa fecha, la tendencia es mucho más plana. Si ignoramos el hecho de que la variable analizada es el producto relativo, la evidencia es consistente con un modelo que suponga la convergencia de los países europeos –durante un proceso que duró treinta años– hacia un estado estacionario alcanzado a finales de los años setenta. Además, la convergencia (y la senda de crecimiento equilibrado) no es suave, dada la existencia de fluctuaciones.
2. Pese a que la evolución del producto por trabajador relativo de los distintos países no es uniforme, las series temporales individuales presentan un interesante grado de correlación. De hecho, incluso los "ciclos" parecen ser comunes en muchos países europeos.

Me gustaría extraer dos conclusiones de este gráfico. La primera es que un modelo que prediga un largo periodo de convergencia y

luego un estado estacionario (o una senda de crecimiento equilibrado en relación con la "tendencia" de EEUU) parece estar capacitado para explicar la evidencia existente sobre el producto por trabajador relativo.

La segunda conclusión tentativa es que la evidencia internacional que presento en el gráfico no respalda la idea de que "España es diferente". Existe un grupo de países que incluye a Austria, Bélgica, Francia, Italia y España cuyo producto por trabajador relativo muestra un alto grado de correlación y, al menos después de 1975, presenta ciclos cortos de un tipo bien descrito por el modelo de crecimiento neoclásico.

Creo que un descripción más apropiada de la evidencia agregada sobre la evolución del producto por trabajador relativo sería que, en lo que a España respecta, "Eppur si muove ...proprio come il resto d'Europa".

3. Teoría neoclásica y crecimiento de la productividad

El artículo documenta la evolución de la PTF y hace el esfuerzo de relacionar las variaciones de su tasa de crecimiento con "acontecimientos" relevantes. Su conclusión es que la evolución de la productividad es desconcertante desde la perspectiva del modelo neoclásico. En mi opinión, el análisis de BCD se circunscribe en gran medida a las predicciones del modelo neoclásico a lo largo de una senda de crecimiento equilibrado. Esta estrategia es habitual y su justificación básica se encuentra en el trabajo de King y Rebelo (1993). Estos dos autores mostraron que, para valores razonables de los parámetros, la convergencia en el modelo de crecimiento neoclásico es muy rápida y, por tanto, que un análisis esencialmente circunscrito al comportamiento de estado estacionario resulta una buena aproximación.

Sin embargo, esta conclusión depende de un modelo de crecimiento neoclásico muy especial, en el que se ignora el capital humano, o alternativamente, donde se supone que el capital

humano es similar al capital físico y puede transmitirse a la siguiente generación de una familia de vida infinita. En un trabajo conjunto con Ananth Seshadri (véase Manuelli y Seshadri (2009)), he desarrollado un modelo neoclásico tradicional en el que los individuos eligen acumular capital humano mediante una tecnología a la Ben-Porath. El supuesto clave del modelo es que aun cuando los individuos sean altruistas hacia sus hijos, su capital humano "desaparece" cuando mueren (es decir, no hay externalidades).

En el modelo, los individuos eligen la asignación de tiempo para maximizar el valor actual descontado de su renta. Si identificamos el periodo de escolarización con el tiempo en el que un individuo se especializa en la acumulación de capital humano (es decir, no trabaja), el modelo ofrece predicciones sobre la elección individual del periodo de escolarización y del capital humano a lo largo del tiempo. Denotemos mediante $h^e(a,t)$ la cantidad efectiva de capital humano ofrecida en el mercado por un individuo de edad a en el momento t. El capital humano agregado en el momento t viene dado por

$$H^e(t) = \int_{6+s(t)}^{R} h^e(a,t)\eta(a)da,$$

donde $s(t)$ es el número de años de escolarización de la cohorte con el mínimo periodo de escolarización, R es la edad de jubilación y $\eta(a)$ es la densidad de la distribución por edades de la población. Este modelo implica que, ante una perturbación aislada –por ejemplo, un aumento del salario–, el capital humano agregado variará lentamente. La razón es sencilla: los individuos próximos a la jubilación tienen muy escasos incentivos a alterar su conducta, mientras que los agentes jóvenes revalúan su decisión de inversión. Por tanto, los cambios inducidos por una perturbación aislada pueden tardar una generación en afectar a la oferta de capital humano.

Con el fin de ilustrar cómo este modelo puede inducir correlaciones espurias entre la PTF y las variables endógenas, vamos

a descomponer el capital humano agregado en un componente de "cantidad" (que asociamos con los años de escolarización) y un componente de "calidad" (que asociamos con el nivel de capital humano por año de escolarización). En símbolos, esta descomposición se corresponde con

$$H^e(t) = H_q(t) H_0^m e^{\phi \bar{s}(t)},$$

donde $\bar{s}(t)$ es el numero medio de años de escolarización de la población activa y ϕ es una medida del rendimiento de la educación. Aquí, $H_q(t)$ capta las variaciones del capital humano debidas a cambios en la calidad de la escolarización, así como a la formación en el trabajo.

También resulta conveniente definir una medida más convencional –y mucho más fácil de cuantificar– que denominaremos capital humano "minceriano". Esta medida viene dada por

$$H^m(t) = H_0^m e^{\phi \bar{s}(t)},$$

donde es evidente que ϕ suele asociarse a las estimaciones del coeficiente de escolarización en una regresión de la renta sobre la escolarización (y otras variables). Consideremos el caso de una función de producción Cobb-Douglas. El producto efectivo es

$$Y(t) = z(t) K(t)^{\alpha} (H^e(t))^{1-\alpha}.$$

Utilizando la medida minceriana de capital humano, la PTF aparente es

$$\hat{z}(t) = z(t)(H_q(t))^{1-\alpha},$$

y su tasa de crecimiento satisface

$$\gamma_{\hat{z}} = \gamma_z + (1-\alpha)\gamma_{H_q}.$$

Cuando la cantidad y la calidad no se identifican de forma separada, los cambios endógenos de la calidad, es decir, γ_{H_q}, se interpretarán incorrectamente como cambios exógenos de la PTF.

Desde un punto de vista práctico, la cuestión clave es si un modelo "razonable" puede generar un largo periodo de convergencia, además de diferencias significativas entre la PTF aparente y la real. Manuelli y Seshadri (2009) utilizan una versión calibrada del modelo para analizar el impacto de una perturbación aislada de la PTF. Pese a que su objetivo es comprender episodios de crecimiento, sus resultados son útiles para ilustrar mis reservas en torno a la interpretación de las correlaciones observadas en los datos entre la PTF y las variables macroeconómicas.

Los Gráficos 2 y 3 presentan las series temporales generadas por el modelo en respuesta a una perturbación aislada que afecta al nivel de *z*.

Gráfico 2: Dinámica de transición: Perturbación de PTF

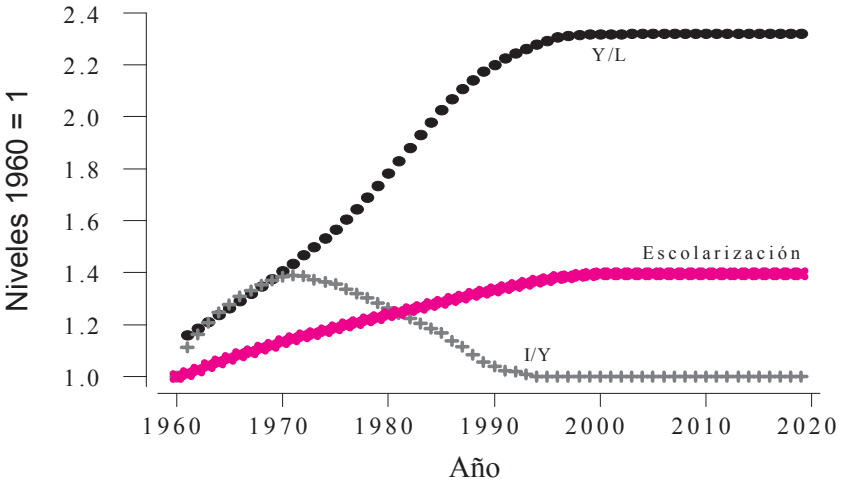
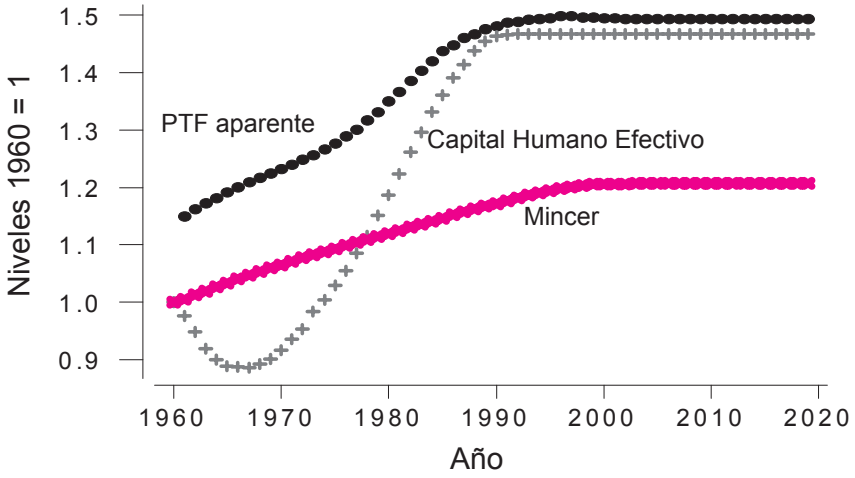


Gráfico 3: Capital humano efectivo, capital humano minceriano y PTF aparente



El primer rasgo interesante (véase el Gráfico 2) tiene que ver con la velocidad de convergencia: el modelo tarda unos treinta años en converger al estado estacionario, aun cuando el tipo de interés apenas cambia. El segundo resultado relevante es la serie temporal estimada de la PTF Aparente que ilustra el Gráfico 3. El método convencional estima (de forma incorrecta) un proceso lentamente creciente para la PTF y concluye que se tarda 30 años en alcanzar su nuevo nivel. En este modelo, la PTF medida a la manera convencional (pero no la PTF real) está positivamente correlacionada con el producto por trabajador, presenta una correlación inestable con la ratio inversión/producto (depende de si se mide al comienzo o al final del periodo) y está positivamente correlacionada con los años de escolarización. Ninguna de estas correlaciones tiene una interpretación causal.

Los efectos que capta este modelo únicamente son relevantes en horizontes dilatados, pero ésos son exactamente los horizontes que parecen tener interés en el caso español. En resumen, esta perspectiva me induce a la cautela y a no confiar demasiado en las correlaciones entre la PTF y las series temporales macroeconómicas.

4. Adopción de tecnologías

El artículo presenta una visión innovadora del proceso de crecimiento basada en las ideas originalmente desarrolladas por Boldrin y Levine (1992). El elemento clave es el efecto que el crecimiento salarial tiene sobre la adopción de tecnologías y la participación del factor trabajo en la renta observada en los datos. El modelo es determinista pero creo que ideas semejantes implican que las fluctuaciones de la productividad (a causa de perturbaciones reales o de política) o en el proceso de formación del salario de equilibrio pueden inducir variaciones en la tasa de adopción de nuevas tecnologías y, por tanto, en la naturaleza cíclica del crecimiento.

Para ilustrar esta idea, consideremos una versión del modelo de adopción de McDonald y Siegel (1986). Con el fin de simplificar la presentación, supondré que la tecnología existente sólo puede actualizarse una vez. La tecnología vigente produce z unidades de producto utilizando una máquina y una unidad de trabajo (salario w). Existe otra tecnología que produce γz unidades de producto utilizando θ unidades de trabajo, con $\gamma > 1$ y $\theta < 1$. Por tanto, la tecnología alternativa (que aún no ha sido adoptada) es más productiva y ahorradora de trabajo. Sin embargo, para adoptar esta tecnología, la empresa debe comprar una nueva máquina a un precio p. Supongamos que los salarios evolucionan con arreglo a

$$dw_t = \mu w_t dt + \sigma w_t dZ_t,$$

donde Z_t es un proceso browniano convencional. Una empresa que opera con la tecnología vigente obtiene un flujo de beneficios igual a $z - w_t$. Si decide actualizar su tecnología, los beneficios son $\gamma z - \theta w_t$. Supongamos que la empresa maximiza el valor actual descontado (a una tasa r) esperado de los beneficios. En este marco simplificado, la única decisión económica que debe tomar la empresa es si (y cuándo) actualizar su tecnología. Es sencillo demostrar que la estrategia óptima consiste en adoptar la tecnología más productiva cuando el salario alcanza por vez primera un cierto nivel, w^*.

El umbral salarial óptimo w^*, viene dado por

$$w^* = \frac{\lambda}{\lambda - 1} \frac{r - \mu}{r} \frac{rp - (\gamma - 1)z}{1 - \theta},$$

donde

$$r - \mu\lambda = \frac{\sigma^2}{2}\lambda(\lambda - 1), \ \ y\ \lambda > 1.$$

Si la economía arranca con $w_0 < w^*$, entonces el modelo predice que pasará algún tiempo (hasta que w_t alcance w^*) hasta que tenga lugar una actualización. Además, cuanto mayor es el valor de w^*, menos frecuentes son los episodios de actualización. Incluso un sencillo modelo como éste tiene interesantes implicaciones sobre el proceso de adopción de nuevas tecnologías (y sobre los ciclos que le acompañan):

- Los periodos de crecimiento salarial lento (es decir, periodos de bajo μ) están asociados a valores bajos de w^* y, por tanto, a ciclos poco numerosos y muy distantes entre sí. La mayor parte del crecimiento registrado (si existe) tiene lugar a través de la inversión en la vieja tecnología.
- En cambio, las actualizaciones (y los ciclos) pasan a ser más frecuentes en periodos de alto crecimiento salarial.
- En el momento de una actualización, se produce una caída de la participación del factor trabajo en la renta. Para observar esto, téngase en cuenta que la participación del trabajo con la vieja tecnología es $\alpha_L = w/z$, mientras que con la nueva tecnología es $\alpha_L^{'} = (\theta/\gamma)\alpha_L < \alpha_L$.
- Además de las implicaciones sobre el efecto de las tendencias salariales (que imitan las observadas en el modelo presentado por BCD), las fluctuaciones de la tasa de crecimiento de los salarios (es decir, los aumentos de σ^2) retrasan la adopción de las nuevas tecnologías. La intuición es simple: en una economía con una mayor varianza, la probabilidad de observar un salario muy por debajo de la tendencia es más alta, por lo que el valor de la opción de esperar también es más alto. En este contexto, las empresas deciden óptimamente esperar.

> Así pues, esta versión alternativa (pero aún muy sencilla) sugiere que para comprender los ciclos y los cambios en la participación del factor trabajo en la renta, no sólo debemos prestar atención a las tendencias, ya que las fluctuaciones también son importantes.

Aun cuando el modelo que he descrito es de equilibrio parcial, creo que la intuición que aporta sobre los resultados se extiende a un marco más general. Al igual que en BCD, la fuerza que induce la adopción de nuevas tecnologías es el aumento (en este caso por razones no modelizadas) del coste del trabajo. No obstante, el modelo también implica que incluso cambios transitorios de la variabilidad del proceso de formación de salarios pueden dar lugar a variaciones de la velocidad de adopción.

5. Conclusiones

Déjenme concluir haciendo hincapié en lo mucho que he disfrutado la gira de BCD por la economía española y su provocativa interpretación de las fuerzas motrices que la impulsan. Pese a estar en desacuerdo con algunas de sus conclusiones, sus argumentos han enriquecido mi propia perspectiva. Creo que la visión de estos autores obligará a los estudiosos de la economía española a reconsiderar la lente que utilizan en sus análisis.

Referencias

Boldrin, M. y D. Levine, (2002), "Factor Saving Innovation", *Journal of Economic Theory* 105, 18-41.

King, R. G. y S. Rebelo, (1993), "Transitional Dynamics and Economic Growth in the Neoclassical Model", *American Economic Review* 83, 908-931.

Manuelli, R. y A. Seshadri, (2009), "Neoclassical Miracles", manuscrito no publicado.

McDonald, R. y D. Siegel, (1986), "The Value of Waiting to Invest" *Quarterly Journal of Economics*, 101, 707-728.

El papel de la construcción en el auge y la caída de los precios de la vivienda en España[1]

Carlos Garriga
Banco de la Reserva Federal de St. Louis

1. Introducción

En las dos últimas décadas, se han producido importantes variaciones de los valores inmobiliarios y del nivel de actividad económica en numerosas economías avanzadas. Estos auges no sólo se han caracterizado por una rápida subida de los precios de la vivienda, sino también por un aumento del porcentaje de familias que son propietarias de la vivienda en la que habitan. La magnitud de esas variaciones es significativa. Como sugiere el Cuadro 1, la mayoría de los países pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) también registraron subidas porcentuales de dos dígitos de los precios de la vivienda durante un periodo prolongado. En España, los precios de la vivienda han mostrado una de las mayores tasas de crecimiento

1. El autor agradece las discusiones mantenidas con Samuel Bentolila, José García Montalvo, Rody Manuelli, Robert F. Martin, Adrian Peralta-Alva y Don Schlagenhauf. Los comentarios editoriales de Judith Ahlers tambien han resultado útiles. La investigación ha recibido financiación de la National Science Foundation (proyecto No. SES-0649374) y del Ministerio de Ciencia y Tecnología español (proyecto No. SEJ2006-02879). Las opiniones aquí expresadas no reflejan necesariamente las del Banco de la Reserva Federal de St. Louis ni las del Sistema de la Reserva Federal.

acumulado de los países de la OCDE durante los últimos cinco años y, en realidad, a lo largo de un horizonte temporal más dilatado. Los aumentos de los precios de la vivienda han coincidido con incrementos simultáneos de la tasa de vivienda en propiedad. En algunos países, como España, Grecia, Italia, Francia y Suecia, estos incrementos superan los 800 puntos básicos.

Cuadro 1: Precios de la vivienda y tasas de vivienda propiedad en la OCDE

	Precios de la vivienda	Tasa de vivienda en propiedad (%)		
País	%Δ1997-2007	1996	2003	Diferencia
España	13,9	76	85,3	9,3
Grecia		70	83,6	13,6
Italia	6,3	67	75,5	8,5
Bélgica	9,9	65	72,9	7,9
Luxemburgo	n.d.	66	70,8	4,8
Reino Unido	15,2	67	70,6	3,6
Estados Unidos	13,3	65	68,0	3,0
Dinamarca	9,0	50	65,0	15
Francia	10,6	54	62,7	8,7
Suecia	9,7	43	59,9	16,9

Fuente de datos de la tasa de vivienda en propiedad: División de Medio Ambiente y Asentamientos Humanos de la Comisión Económica de las Naciones Unidas para Europa (UNECE), Base de datos de vivienda, 2003.

Fuente de datos de la apreciación nominal de los precios de la vivienda: "Checking the Engine," *The Economist*, 7 de junio de 2007.

Esta evolución reciente de los precios de la vivienda ha suscitado mucha preocupación. ¿En qué medida estas fluctuaciones de los precios de la vivienda guardan coherencia con sus determinantes fundamentales? En países como Estados Unidos, parte de la escalada alcista vino alentada por importantes innovaciones en la financiación a la compra de vivienda, que incluyen la introducción de nuevos productos hipotecarios, una reducción de los costes de prestación de servicios hipotecarios y una expansión del crédito hipotecario de alto riesgo y de la titulización privada. Por ejemplo, instrumentos como préstamos concatenados (*piggyback)* e hipotecas a tipo de interés variable representaron el 12,5 por ciento del crédito hipotecario originado en 2004 y el 32,1 por ciento en 2006. Chambers, Garriga y Schlagenhauf (2009a, 2009b) utilizan un modelo cuantitativo para explorar los efectos de la innovación en la financiación a la compra de vivienda y de los cambios en la estructura demográfica sobre el auge inmobiliario estadounidense. Sus resultados sugieren que esas innovaciones explican en torno a dos tercios del aumento de la tasa de vivienda en propiedad, mientras que la demografía explica el tercio restante. En fechas más recientes, Bernanke (2010) ha discutido las mismas cuestiones, asignando una importancia semejante a las innovaciones hipotecarias.

En España, los factores explicativos podrían ser algo distintos. Durante la última década, la economía española ha experimentado importantes cambios estructurales. Algunos de estos cambios podrían haber contribuido notablemente a la escalada de los precios de la vivienda. En primer lugar, la economía española ha asistido a importantes cambios demográficos. La población total aumentó en alrededor del 18 por ciento y la población activa un 25 por ciento. La mayor parte de ese crecimiento (el 98 por ciento) obedeció a flujos de inmigración procedentes de Europa Oriental, América Latina y el Norte de África. En segundo lugar, la integración en la Unión Económica y Monetaria fue un factor clave en la reducción del coste del endeudamiento. En los mercados inmobiliarios españoles, los tipos hipotecarios disminuyeron de forma acusada durante ese periodo (es decir, los tipos hipotecarios nominales eran de un 12 por ciento en 1995 y de un 5 por ciento en 2007, tras haber descendido

al 3,5 por ciento en 2005). La caída de los tipos hipotecarios se vio alentada por un abultado déficit por cuenta corriente, que aumentó del 0 al 10 por ciento del Producto Interior Bruto (PIB). Este déficit ha permitido financiar el consumo y el endeudamiento sin necesidad de depender del ahorro interno. Martínez-Pagés y Maza (2003) obtienen que la renta y los tipos de interés nominales son factores explicativos fundamentales. Otro factor importante ha sido la liberalización del suelo urbanizable. En 2003, el Gobierno aprobó liberalizar el sector inmobiliario. El resultado fue un aumento del 28 por ciento del suelo disponible para la construcción.

La escalada de los precios de la vivienda también podría haber obedecido a otros factores de índole no fundamental, como son la especulación alentada por la alta rentabilidad del sector, la modificación del tamaño de las familias o la compra de viviendas por parte de jubilados del norte de Europa y del Reino Unido. Aunque todos estos factores podrían ser relevantes, en este trabajo limitamos nuestra atención al papel desempeñado por los factores fundamentales y no por factores de aspecto especulativo.

El objetivo principal del trabajo consiste en el desarrollo de una teoría cuantitativa que explique la variación del nivel de los precios de la vivienda de 1995 a 2007 en España. Algunos elementos necesarios deben formalizarse para poder entender la fuerte subida de los precios de la vivienda en España. En el presente trabajo, se argumenta que un elemento clave es la evolución del precio del suelo y su contribución al valor del capital inmobiliario. Pese a la desregulación del uso del suelo, la mayor parte del aumento del valor del capital inmobiliario residencial puede atribuirse al precio de ese suelo. Éste es un motor clave en la estrategia de modelización. Con este marco formal, también es posible (1) determinar la importancia relativa de los diferentes factores explicativos y (2) realizar ciertos ejercicios hipotéticos para determinar la magnitud de la escalada de los precios de la vivienda y del auge de la inversión residencial si estos factores hubieran sido distintos. Además, el modelo puede utilizarse para predecir futuras variaciones de los precios de la vivienda cuando la economía se vea sometida a cambios

en las mismas variables fundamentales (es decir, mayores tipos hipotecarios, caídas del empleo y menor productividad). El modelo considera dos sectores productivos. Un sector produce bienes de consumo y el otro produce inversión en vivienda. Los servicios ofrecidos por la vivienda se generan mediante la combinación de edificios y suelo. La versión cuantitativa del modelo considera una pequeña economía abierta para acomodar los flujos de capital. El Apéndice presenta algunas extensiones del modelo que contemplan la aplicación de una política de vivienda[2].

El modelo básico puede racionalizar un 84 por ciento del aumento del valor en términos reales del parque de viviendas y el 82 por ciento del aumento del valor en términos reales del suelo en respuesta al cambio de las variables fundamentales (demografía, liberalización del uso del suelo y menores tipos de interés). En un ejercicio de descomposición, la contribución de cada factor a la subida de los valores de 2007 con respecto a los 1995 asigna en torno al 33 por ciento a la inmigración y a los bajos tipos de interés, respectivamente, y un 7 por ciento a la eliminación de las regulaciones sobre el suelo. Para entender la contribución de cada factor es necesario realizar un análisis de descomposición que ignora la interacción entre distintos factores. Dicho análisis es esencial para comprender la importancia de cada factor en la escalada de los precios inmobiliarios. Por ejemplo, el modelo sugiere que los efectos conjuntos de un reducido tipo hipotecario y de la demografía son mayores que sus efectos por separado. Estos resultados están en sintonía con las estimaciones empíricas de González y Ortega (2009). Estos autores encuentran que la inmigración puede explicar alrededor de un tercio del auge inmobiliario, tanto en términos de subidas de precios como de incremento de las nuevas construcciones.

2. López-García (2004) estudió el impacto de la política de vivienda sobre los precios de la vivienda en España. Las predicciones del modelo sugieren que la eliminación de las deducciones impositivas a la compra de vivienda en el impuesto sobre la renta de las personas físicas conllevaría una caída sustancial del precio real de la vivienda y del parque de viviendas. Sin embargo, los resultados cuantitativos dependen de los supuestos sobre la naturaleza del precio del suelo.

El modelo también se utiliza para realizar algunos experimentos hipotéticos. Por ejemplo, el modelo predice que una caída de los tipos hipotecarios del 9 por ciento al 6 por ciento debería haber generado una subida de los precios de la vivienda un 20 por ciento inferior a la prevista con arreglo a las variables fundamentales y un 32 por ciento menor que la observada en los datos reales. Este experimento sugiere que los déficit por cuenta corriente que alentaron la caída de los tipos hipotecarios contribuyeron notablemente a la escalada de precios inmobiliarios. Sin ese flujo de fondos, la magnitud del aumento de los precios de la vivienda habría sido mucho menor.

La mayoría de los expertos parece coincidir en que los precios de la vivienda en España necesitan un reajuste a la baja para alinearse con la renta. El modelo puede predecir los efectos a largo plazo de cambios en las variables fundamentales sobre los precios de la vivienda y el valor del capital inmobiliario, y sugiere que el efecto combinado de unos mayores tipos hipotecarios, un descenso del empleo y una menor productividad podrían tener efectos significativos sobre el valor del capital inmobiliario. Algunas predicciones conservadoras sugieren caídas de entre el 24 y el 29 por ciento. El reajuste en curso de los precios de la vivienda en España aún está lejos de esas magnitudes. Sin embargo, no está claro si los vigentes valores serán sostenibles a largo plazo.

No es éste es el primer estudio que considera los efectos del suelo o de la demografía sobre los precios de la vivienda. Diversos trabajos previos destacan la importancia potencial de la vertiente de oferta del mercado para entender las fluctuaciones de los precios inmobiliarios. Por ejemplo, Kiyotaki, Michaelides y Nikolov (2008) desarrollan un modelo de equilibrio general cuantitativo para estudiar la interacción entre los precios de la vivienda y la producción agregada. En su economía, se utiliza tierra y capital para construir inmuebles residenciales y comerciales. Estos autores obtienen que, cuando la participación de la tierra en el valor de los inmuebles es importante, los precios de la vivienda reaccionan más ante un cambio exógeno en la productividad esperada o en el tipo de interés mundial, ocasionando una fuerte redistribución entre

los compradores netos y los vendedores netos de vivienda. Davis y Heathcote (2006) documentan que las dinámicas de los precios del suelo urbanizable y de los edificios residenciales son sustancialmente distintas. Estos autores hallan que, en términos reales, el índice de precios del suelo urbanizable casi se triplicó entre 1975 y 2005, mientras que el precio de los edificios sólo aumentó un 24 por ciento en términos reales. Green, Malpezzi y Mayo (2005) encuentran que las regulaciones de la oferta de viviendas son un factor clave para explicar las diferencias en las elasticidades de oferta de vivienda entre distintas áreas metropolitanas estadounidenses. Van Nieuwerburgh y Weill (2006) afirman que el aumento de la dispersión regional de los precios de la vivienda puede generarse cuantitativamente a partir de un incremento de la dispersión de las rentas en presencia de restricciones en los planeamientos urbanísticos.

En principio, los cambios en la estructura demográfica pueden tener importantes efectos sobre la demanda de vivienda y, en última instancia, sobre los precios inmobiliarios. En un trabajo clásico, Mankiw y Weil (1989) exploran la conexión entre la explosión de la natalidad en Estados Unidos y los precios de la vivienda. Estos autores sostienen que una explosión demográfica genera un efecto de nivel sobre la demanda porque un mayor número de individuos demanda viviendas, pero asimismo presenta un efecto de composición porque también importa cuál es el grupo de individuos que compra las viviendas (es decir, individuos jóvenes o de mediana edad). Sus resultados sugieren que los efectos de nivel deberían elevar los precios a corto plazo, pero, a medida que las cohortes nacidas durante la explosión de natalidad (*baby boomers*) se jubilan, debería esperarse una caída de los precios de la vivienda como consecuencia de una demanda insuficiente para comprar todo el parque de viviendas de los individuos jubilados. Aunque este argumento es atractivo, sus predicciones con respecto al mercado de la vivienda estadounidense y la generación del *baby boom* (1978-85) acabaron siendo incorrectas. Estos autores previeron un impacto sustancial de los *baby boomers* sobre el mercado de la vivienda, pero su efecto sobre la tasa de vivienda en propiedad y los precios inmobiliarios fue en realidad muy reducido, claramente inferior al

previsto por estos economistas. No obstante, el modelo que aquí se presenta sugiere una contribución diferente de la demografía a la escalada de los precios de la vivienda.

2. Evidencia empírica

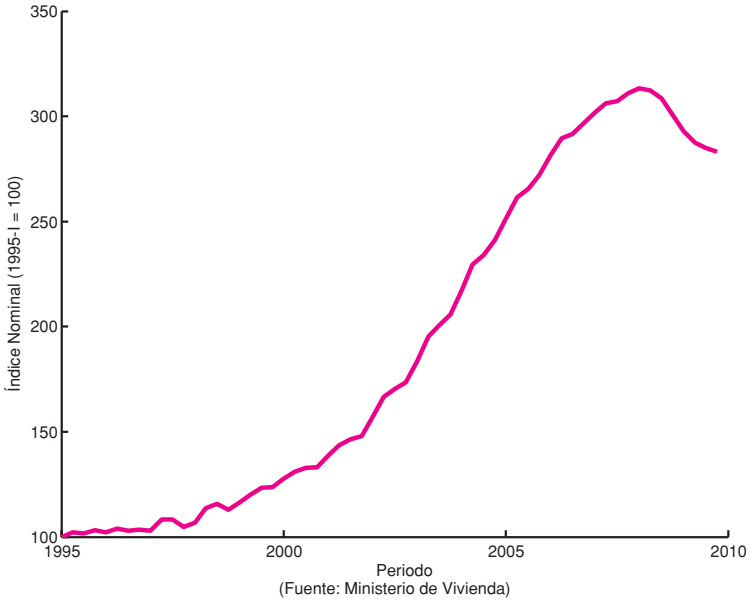
Esta Sección describe la evolución de las principales variables de los mercados de la vivienda en la economía española. Las series de precios de la vivienda y de nueva construcción residencial proceden del Ministerio de la Vivienda de España (www.mviv.es.) Los datos de precios de la vivienda tienen periodicidad trimestral. Miden el precio nominal por metro cuadrado e incluyen las ventas de viviendas nuevas y usadas. Las cifras de nueva construcción residencial incluyen el número total de viviendas terminadas cada año. El Gráfico 1a ilustra un impresionante aumento de los precios de la vivienda y de la inversión residencial.

Entre 1998 y 2008, el índice de precios por metro cuadrado de la vivienda en España se triplicó con creces (345 por ciento) en términos nominales, duplicándose en términos reales (221 por ciento)[3]. Este rápido aumento implica una subida anual media del 11,5 por ciento en términos nominales y de alrededor del 6,3 por ciento en términos reales. Estas magnitudes son elevadas tanto en términos nominales como reales, particularmente en perspectiva histórica. La escalada de los precios de la vivienda en España deja pequeña a la registrada en Estados Unidos. En el caso de la economía estadounidense, las estimaciones de los diferentes índices de precios sugieren que la apreciación nominal anual osciló entre el 4,2 y el 6,1 por ciento (véanse los índices de precios de la vivienda Freddie Mac Conventional Mortgage Home (www.freddiemac.com/finance/cmhpi/) y Case-Shiller (www.standardandpoors.com)). Resulta evidente que se trata de diferentes órdenes de magnitud.

3. Este dato agregado presenta cierta dispersión porque algunas áreas costeras, como Andalucía (243%), Cataluña (214%) y Valencia (227%), registraron mayores subidas que regiones del interior, como Castilla y León (138%) y Madrid (178%). No discutimos aquí la naturaleza de la dispersión de precios, pero el modelo podría ampliarse para incluir el efecto sobre los precios de las instalaciones de las zonas costeras.

Gráfico 1a: Precio de la vivienda e inversión residencial en España (1995-2009)

a. Precio de la vivienda



b. Inversión residencial

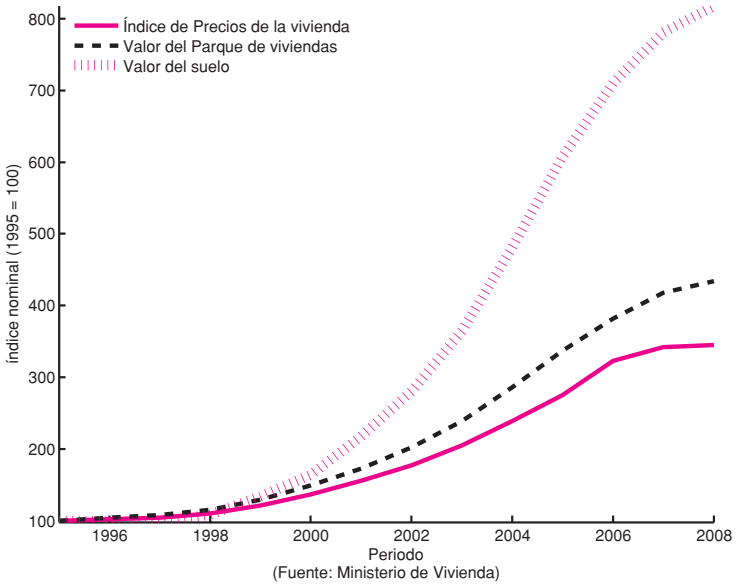
La escalada de los precios de la vivienda en España es aún más sorprendente dada la gran expansión de la actividad constructora residencial durante el periodo. El número de nuevas viviendas construidas se duplicó entre 1998 y 2007 y la participación de la construcción de viviendas en el Producto Interior Bruto (PIB) español aumentó en 4 puntos porcentuales, ascendiendo al 10,7 por ciento en 2008. Por ejemplo, la participación de la inversión en vivienda sobre el PIB aumentó del 4 al 6 por ciento en Estados Unidos durante el mismo periodo (véase Fisher y Quayyum, 2006).

Entre 1995 y 2007, la subida del precio por metro cuadrado y el crecimiento del parque de viviendas multiplicó el valor de ese parque por 4,3 en términos nominales y por 2,78 en términos reales. Este aumento responde principalmente a un importante componente del valor del capital inmobiliario: el precio del suelo. En el caso de España, Uriel *et al.* (2009) muestran que la participación del suelo en los precios de la vivienda aumentó del 25 por ciento en 1995 al 46 por ciento en 2008. Estos autores sostienen que, durante ese periodo, el 84 por ciento de la subida de los precios de la vivienda puede atribuirse al coste del suelo. El Gráfico 1b resume la evolución del valor del parque de viviendas, el valor de los edificios, el valor del suelo y el índice de precios de la vivienda en términos reales.

El Gráfico sugiere que el aumento del valor del capital inmobiliario residencial es mayor que el incremento del índice de precios de la vivienda. La diferencia radica en la expansión del parque de viviendas resultante del crecimiento de la inversión residencial en porcentaje del PIB. Uriel *et al.* (2009) estimaron que el valor del suelo se multiplicó por 8,2 en términos nominales y por 5,25 en términos reales. El incremento del valor del suelo es tanto más sorprendente, habida cuenta de que la liberalización del uso del suelo introducida por el Gobierno elevó en torno a un 30 por ciento la superficie urbanizable. La evolución de estas dos variables se resume en el Gráfico 2.

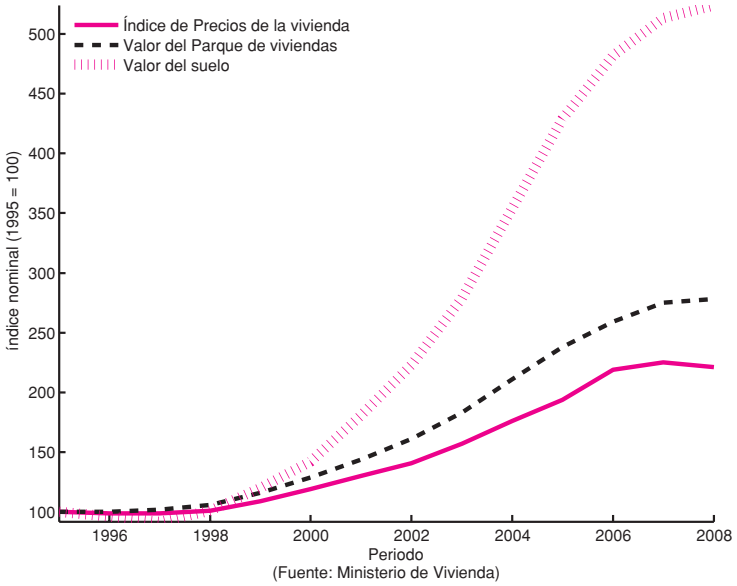
Gráfico 1.b: Componentes del valor del capital inmobiliario residencial en España (1995-2009)

Precios nominales



(Fuente: Ministerio de Vivienda)

Precios reales

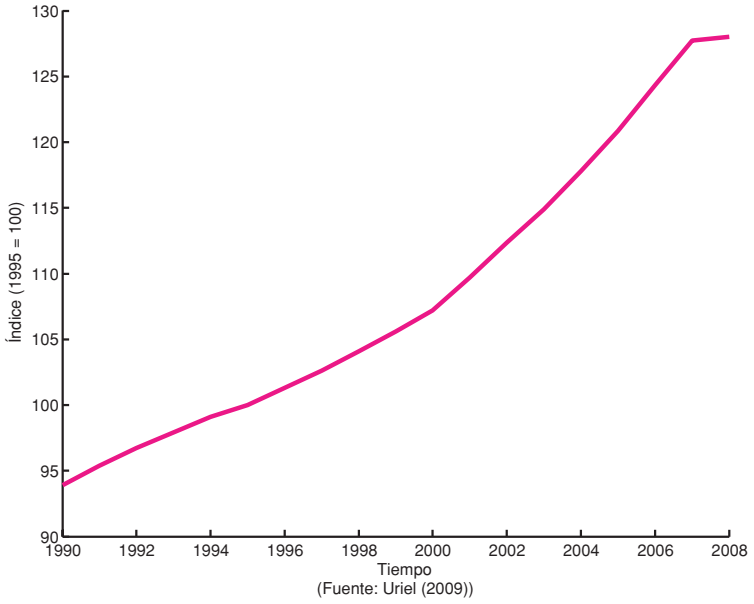


(Fuente: Ministerio de Vivienda)

Gráfico 2: El Papel del suelo en la escalada de los precios de la vivienda en España (1995-2009)

a. Aumento del valor del suelo

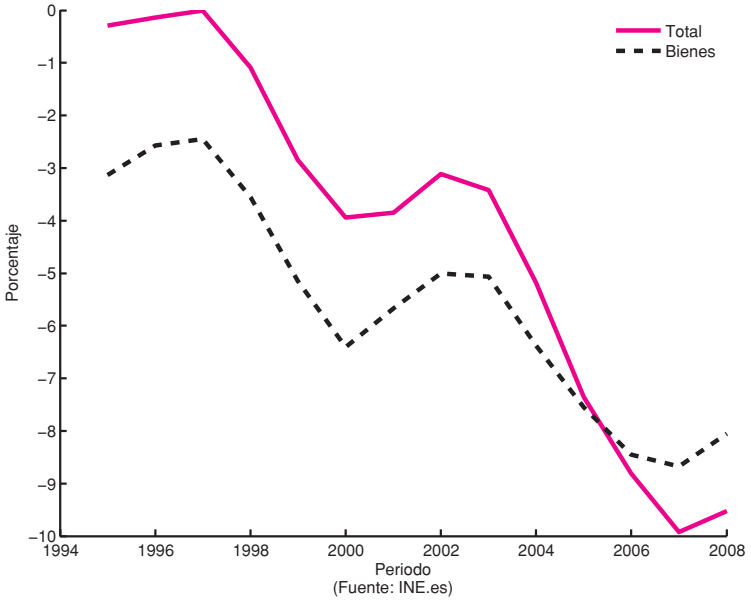
b. Suelo urbanizable



Dos importantes factores relacionados con la financiación a la compra de vivienda alentaron la escalada inmobiliaria. En España, el mercado de la vivienda es muy sensible a los tipos de interés hipotecarios. Esos tipos son bastante relevantes ya que más del 80 por ciento de los propietarios utiliza créditos hipotecarios a tipo variable para financiar la compra de vivienda. Comparativamente, esa cifra es muy superior al 15 por ciento observado en la economía estadounidense. Según el Banco de España, los tipos hipotecarios medios en la economía española han disminuido paulatinamente desde un 17 por ciento en 1991 hasta un 3,5 por ciento en torno a 2004-05, tras pasar por un 10 por ciento en 1996. Un destacado factor coadyuvante a la reducción de los tipos de interés ha sido la integración de España en la Unión Económica y Monetaria. Sin embargo, la crisis financiera internacional iniciada durante el verano de 2007 afectó a las condiciones de acceso al crédito en todas las economías desarrolladas. En España, esta situación se reflejó en una subida de los tipos hipotecarios a niveles cercanos al 6 por ciento en 2009, lo que representa un acontecimiento especialmente relevante dado que la mayoría de los créditos hipotecarios son a tipo variable.

La expansión de la financiación a la compra de vivienda se ha cimentado en unos elevados déficit por cuenta corriente en porcentaje del PIB (véase el Gráfico 3). Esos déficit han permitido financiar el consumo y la compra de viviendas sin necesidad de depender del ahorro interno.

Gráfico 3: Déficit por cuenta corriente en porcentaje del PIB (1995-2009)

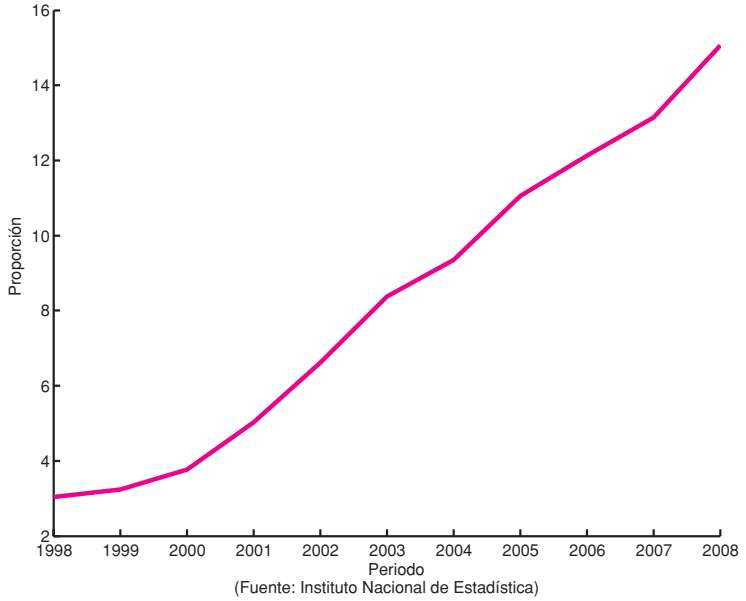


Los menores tipos de interés y los flujos de capital recibidos pueden explicarse por la liberalización del mercado hipotecario. Por ejemplo, el porcentaje que representa la deuda hipotecaria viva sobre el PIB creció desde el 14 por ciento en 1990 hasta más del 61 por ciento en 2007, tras pasar por un 20 por ciento en 2000. La cifra correspondiente a 2007 se asemeja más a la tasa de endeudamiento agregada de la economía estadounidense, situada en torno al 97 por ciento del PIB.

Esos notables cambios en las condiciones de financiación a la compra de vivienda han venido acompañados de importantes modificaciones por el lado de la demanda. Durante la última década, la economía española ha recibido considerables flujos de inmigrantes, que han afectado especialmente a la población activa. En términos absolutos, la población no nativa aumentó de 1,2 a 6 millones de personas en sólo 10 años. Este cambio es muy significativo, dado que la cifra total de residentes nativos únicamente ha crecido de 38,7 a 40,1 millones en el mismo periodo. La importancia relativa de la población no nativa queda resumida en el Gráfico 4.

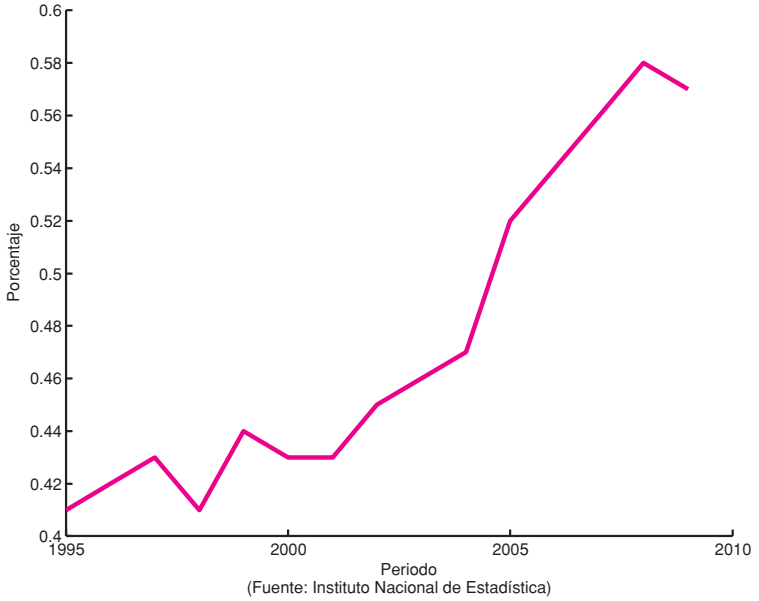
Gráfico 4: Cambios demográficos en España

a. Flujos de inmigración



(Fuente: Instituto Nacional de Estadística)

b. Población activa



(Fuente: Instituto Nacional de Estadística)

En la última década, la proporción que representan los inmigrantes sobre la población total aumentó del 3 al 15 por ciento. La inmigración explica la mayor parte del incremento de la población total. El flujo de inmigrantes ha tenido un notable efecto en el mercado de trabajo. En particular, la población total en edad de trabajar ha crecido del 26,7 al 31,3 por ciento; sin embargo, el 98 por ciento de ese crecimiento es atribuible a los inmigrantes. La magnitud de los flujos de inmigración puede ser importante para conciliar el simultáneo incremento de los precios de la vivienda y de la inversión residencial durante este periodo. La adición de nuevos trabajadores elevó la demanda de bienes relacionados con la vivienda y proporcionó más trabajadores para la edificación de nuevas construcciones. El efecto conjunto fue un aumento de la proporción de trabajadores activos sobre la población total desde un 41 por ciento hasta un 56 por ciento en 2008 —un aumento del 37 por ciento del tamaño de la población activa—. El efecto sobre la población activa del cambio de la estructura poblacional se resume en el panel inferior del Gráfico 4. Como resultado, la reasignación de recursos desde la producción de bienes de consumo a la edificación de viviendas podría ser un factor explicativo del auge inmobiliario.

3. La economía

La elección del modelo responde básicamente al objetivo de conciliar la variación en los niveles de precios de la vivienda con la expansión de la inversión residencial. El modelo cuenta con dos sectores. El primero produce bienes de consumo a partir de una tecnología lineal donde el trabajo es el único factor, mientras que el otro sector produce inversión residencial. Los servicios ofrecidos por la vivienda se generan mediante la combinación de edificios y suelo. La formulación básica contempla una economía cerrada. Este supuesto se relaja posteriormente para acomodar los flujos de capital y discutir extensiones adicionales.

1. Fluctuaciones de los precios de la vivienda e inversión residencial

En esta sección, se desarrolla un sencillo modelo de equilibrio para determinar los precios de la vivienda. El modelo ofrece ciertas

intuiciones básicas y resulta útil para entender dos ideas. La primera es la conexión entre los tipos de interés y los precios de la vivienda, mientras que la segunda refleja las dificultades existentes para conciliar el simultáneo auge de los precios de la vivienda (el ciclo de auge y caída) y de la inversión residencial (las variaciones de la oferta de vivienda). El modelo tiene sus limitaciones pero permite ilustrar estas ideas básicas.

Considérese una economía donde existen dos oportunidades de inversión. Los individuos pueden invertir recursos en una tecnología sin riesgo (es decir, en una cuenta de ahorro o depósito bancario) obteniendo una rentabilidad denotada por r o bien en vivienda. Esta segunda inversión exige la compra de una vivienda, que genera un flujo de renta en términos de servicios de vivienda R, donde R representa el valor de mercado de vender o alquilar una unidad de espacio (por ejemplo, un m^2). La vivienda se puede vender en el mercado al siguiente periodo sin incurrir en ningún coste de transacción. En ausencia de fricciones, la tasa de rentabilidad de ambas inversiones (banco y vivienda) debe ser la misma. Formalmente:

$$1+r_t = R(1+r_t)+\frac{p_{t+1}}{p_t}, \qquad (1)$$

donde p_t es el precio de compra y p_{t+1} es el precio de venta. Esta expresión establece que la tasa de rentabilidad de invertir hoy un euro (€1) obtener mañana $€1\times(1+r_t)$ euros debe ser equivalente a comprar una vivienda hoy, recibir cierta renta por el alquiler de la vivienda que puede depositarse en el banco, $R(1+r_t)$, y luego vender la vivienda mañana. La venta de la vivienda genera una ganancia (pérdida) de capital que depende de la diferencia entre el precio de compra, p_t, y el precio de venta, p_{t+1}. La rentabilidad de comprar la vivienda tiene dos componentes: el flujo de servicios derivado de la propiedad y las ganancias (pérdidas) de capital. La expresión precedente puede utilizarse para determinar el precio a pagar hoy por unidad de vivienda. Formalmente,

$$p_t = \underbrace{R_t}_{\text{coste de uso}} + \underbrace{\frac{p_{t+1}}{1+r_{t+1}}}_{\text{valor de reventa}} \tag{2}$$

Esta nueva expresión descompone el precio pagado por una unidad de vivienda (este concepto difiere de la tasa de rentabilidad) en dos sumandos: el precio del alquiler y el valor esperado descontado de la reventa de mañana. Esta expresión ignora la presencia de burbujas en la ecuación de formación de precios —que harían que el precio se desviase de las variables fundamentales del activo—, de costes de transacción asociados a la compra y venta del inmueble y de cualquier asimetría en el tratamiento fiscal de la vivienda según sea en propiedad o en alquiler. Además, cuando la vivienda se utiliza como garantía, la ecuación de formación de precios deberá también incluir un término adicional que recoge los beneficios y costes que en la restricción de garantías representan los cambios en el valor de la vivienda. Así pues, resulta conveniente ilustrar los determinantes básicos de la valoración de la vivienda. Esta expresión puede iterarse hacia el futuro para calcular el precio en caso de venta en el periodo $t = 2$:

$$p_t = R_t + \frac{R_{t+1}}{1+r_{t+1}} + \frac{p_{t+2}}{(1+r_{t+1})(1+r_{t+2})}, \tag{3}$$

y puede utilizarse el mismo procedimiento para determinar el precio actual para diferentes estrategias de compra, mantenimiento y venta. Dos resultados pasan a ser obvios, a saber, que cuanto más tiempo se mantiene el inmueble, más se debería estar dispuesto a pagar por él; y que si se espera un descenso del precio de reventa, el precio actual debería ser más bajo. La expresión recoge la mayoría de los elementos básicos que determinan los precios de la vivienda: el valor del flujo de alquileres, la revalorización esperada y la tasa de descuento (es decir, el coste de oportunidad de las inversiones alternativas). Supongamos un caso especial: cuando la vivienda se considera como un bono perpetuo (cuando la tasa de crecimiento de la renta de alquiler es cero, $g = 0$). En este caso, la ecuación de

formación de precios puede expresarse como

$$p = \frac{R(1+r)}{r-g} \approx \frac{R}{r}. \qquad (4)$$

Con arreglo a esta expresión, los precios de la vivienda pueden subir (bajar) como resultado de dos factores: una variación de los precios del alquiler y/o de los tipos de interés. Un aumento permanente del valor de mercado de los alquileres debería elevar más que proporcionalmente los precios de la vivienda, $\partial p/\partial R = 1/r > 1$, ya que $r \in (0,1)$. Del mismo modo, una caída del tipo de interés debería generar un aumento de los precios de la vivienda, $\partial p/\partial r = -R/r^2 < 0$.

Una sencilla forma de contrastar el modelo consiste en llevar a cabo una regresión del logaritmo de los precios con respecto al alquiler y a los tipos de interés. Esta regresión presenta varios problemas. En primer lugar, es difícil obtener datos de los alquileres. Además, las viviendas poseen diferentes atributos y características que, a diferencia de lo que se asume en el modelo, no quedan captados por el tamaño de la vivienda. Un segundo problema con este análisis es que las rentas de alquiler no son independientes del tipo de interés. Es probable que las variaciones del tipo de interés modifiquen la asignación intertemporal del consumo, lo que altera el coste de uso implícito. Por tanto, el efecto final sobre los precios de la vivienda depende de la fortaleza relativa de ambos efectos, $p = R(r)/r$. Para entender la determinación conjunta de los precios del alquiler y del tipo de interés es necesario imponer una estructura adicional en la economía.

Supongamos ahora que existe una oferta fija de vivienda, H_t, y cada unidad de vivienda genera un flujo de servicios de vivienda que depende del tamaño de las unidades compradas en ese periodo, $s_t = A_H H_{t+1}$. El individuo valora el consumo de bienes, c_t, y de servicios de vivienda, s_t, y utiliza una función de utilidad, $u(c_t, s_t)$, para ordenar las diferentes cestas de bienes. La función de

utilidad satisface las propiedades habituales $u', -u'' > 0$, así como las condiciones de Inada. Estas propiedades sugieren que disfrutar de más bienes de consumo o de más servicios de vivienda eleva el bienestar del individuo. Sin embargo, cada unidad adicional disfrutada de cualquiera de estos dos bienes presenta rendimientos decrecientes, o sea, contribuciones decrecientes al nivel total de utilidad, u.

En esta economía, el consumidor se enfrenta a una disyuntiva entre bienes de consumo y servicios de vivienda. La decisión óptima iguala la relación marginal de sustitución de estos bienes a su precio relativo, R_t, ya que el precio de los bienes de consumo se ha normalizado en 1. El precio de una unidad de vivienda es una función de las preferencias del consumidor:

$$p_t = \underbrace{\frac{u_2(c_t, s_t)}{u_1(c_t, s_t)}}_{\text{coste de uso} = R_t} + \underbrace{\frac{p_{t+1}}{1 + r_{t+1}}}_{\text{valor futuro}} \tag{5}$$

Con el fin de ilustrar la naturaleza de los cambios en el nivel de precios de la vivienda, resulta conveniente realizar algunos supuestos adicionales sobre el modelo. Supongamos que las preferencias vienen caracterizadas por la función de utilidad $u = [c^\rho + \gamma s^\rho]^{1/\rho}$, donde $\gamma > 0$ y $\rho \in (-\infty, 1]$. En una economía de agente representativo sin capital, el nivel óptimo de consumo viene determinado por la renta laboral $c = wN$. En este caso, la ecuación de formación de precios pasa a ser

$$p \approx \frac{\gamma}{r}\left[\frac{wN}{A_H H}\right]^{1-\rho}. \tag{6}$$

La fórmula relaciona los precios de la vivienda con sus determinantes fundamentales y no con burbujas. Con arreglo a la expresión (6), los precios de la vivienda deberían aumentar (disminuir) con los salarios, el empleo (o las horas trabajadas), un

cambio en la importancia relativa de los servicios de vivienda en la función de utilidad o un descenso de los tipos de interés. Por tanto, cada factor puede ser un importante factor explicativo del auge y caída de los precios de la vivienda. Por ejemplo, la evolución en forma de U de las rentas del trabajo y de los tipos hipotecarios entre 1998 y 2009 estaría en consonancia con el ciclo de auge y caída de los precios inmobiliarios observado en la economía española.

Una notable dificultad en el marco de un modelo basado en variables económicas fundamentales consiste en racionalizar el simultáneo aumento de los precios de la vivienda y de la inversión residencial. La ecuación (6) sugiere que un aumento del parque de viviendas, H, debería reducir los precios de la vivienda, p. Cuando se produce una inversión residencial de signo positivo, los precios y las cantidades se mueven en direcciones opuestas. Un exceso de oferta puede ser un importante factor explicativo de la caída de los precios inmobiliarios; la dificultad radica en explicar la escalada de precios mientras la oferta está creciendo. Para conciliar variaciones de los precios de la vivienda con cambios considerables en la inversión residencial, se hace necesario introducir un factor fijo adicional: el suelo. En presencia de suelo, una vivienda pasa a ser un bien compuesto que depende del precio del edificio, qH, y del valor de mercado de ese suelo, vL. En la siguiente sección se desarrolla una economía más compleja con la finalidad de explorar el papel de la inversión residencial en el ciclo de auge y caída de los precios de la vivienda en España.

2. Economía cerrada

El tamaño de la población total de la economía en un momento dado del tiempo es N_t. Como el objetivo del trabajo es explicar la variación del índice de precios de la vivienda entre 1998 y 2009, resulta conveniente normalizar la población del periodo de tiempo inicial, $t = 0$, a la unidad, $N_0 = 1$, y suponer que el volumen de

población total permanece constante a largo plazo, $N > N_0$[4]. Siguiendo a Martin (2005), la demografía se introduce en un modelo de agente representativo suponiendo que la dotación de tiempo varía con el transcurso del tiempo, $N_t^w \in (0, N_t]$. Esta variable puede interpretarse como una dotación que varía a lo largo del tiempo o bien como el número de individuos de la población total que están dispuestos a trabajar. Un cambio en la dotación o en la fracción de individuos que pueden trabajar es equivalente a un cambio en la población activa a consecuencia de la demografía. En particular, el flujo de inmigrantes se modelizará como un aumento conjunto de la población total, ΔN_t, y de la dotación de tiempo, ΔN_t^w.

Al igual que en la sección precedente, las preferencias individuales se definen mediante una función de utilidad separable en el tiempo, $u(c_t, s_t)$. La secuencia de utilidades se descuenta a la tasa $\beta \in (0,1)$. Además de los bienes de consumo y los servicios de vivienda, el consumidor representativo elige una secuencia de edificios o capital inmobiliario residencial H_{t+1}, de tenencia de bonos, B_{t+1}, y de tenencia de suelo, L_{t+1}. En el modelo, una vivienda es un objeto complejo. Los servicios de vivienda se producen con arreglo a una tecnología $s_t = g(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1})$, que combina la estructura física (o edificio) y el suelo sobre el que se asienta ese edificio. La tecnología presenta rendimientos constantes de escala y satisface $g_i' > 0$, $g_i'' < 0$, pero $g_{ij}'' > 0$. El término $\chi_t \in (0,1)$ es una forma reducida de captar la presencia de regulaciones sobre el suelo que pueden limitar la utilización del stock existente de suelo a lo largo del tiempo[5]. Con esta especificación del modelo, las viviendas tienen dos dimensiones. Una es el tamaño de la casa o espacio habitable. El otro elemento es el tamaño del solar (o suelo) donde se asientan los edificios. El

4. Como el stock de suelo es fijo, suponer un volumen de población a largo plazo constante elimina el problema de que la proporción de suelo por persona converja a cero. La finalidad de este trabajo es comprender la variación de los precios de la vivienda entre dos periodos de tiempo diferentes, y no definir las propiedades de estado estacionario de una economía con un factor fijo.

5. Este parámetro se determina fuera del modelo y, por tanto, el consumidor lo toma como dado.

cociente entre los edificios y el suelo, H/L, puede interpretarse como la densidad[6]. Formalmente, el consumidor representativo escoge las variables relevantes $\{c_t, s_t, H_{t+1}, L_{t+1}, B_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$ para todos los individuos de la economía, N_t. Las variables agregadas se calculan multiplicando las variable per cápita por el número de individuos, $C_t = N_t c_t$ **y** $S_t = N_t s_t$**.** Formalmente,

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, s_t) N_t,$$

$$\begin{aligned} s.a. \qquad & N_t c_t + B_{t+1} + q_t H_{t+1} + v_t (L_{t+1} - L_t) = w_t N_t^w + ... \\ & (1 + r_t) B + q_t (1 - \delta) H_t + R_t (g(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) - s_t N_t), \\ & H_0, L_0, B_0 \geq 0 \end{aligned} \qquad (7)$$

donde q_t es el precio de los edificios, v_t es el precio del suelo, w_t representa el salario por hora, r_t es la tasa de rentabilidad de los bonos y R_t es el precio de alquiler de la vivienda. Algunos rasgos característicos del consumidor requieren una explicación adicional. La presente especificación permite la compraventa de suelo, L_{t+1}, y mercados de vivienda en alquiler. En equilibrio, no existe intercambio en ningún mercado, pero su formalización determina los precios de equilibrio implícitos necesarios para determinar el valor del parque de viviendas. En concreto, la formalización del mercado de servicios de alquiler explicita el coste de oportunidad de la vivienda en propiedad. Cuando la producción de servicios de vivienda de un hogar representativo se iguala a su nivel de consumo de servicios de vivienda, el término $R_t(g(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) - s_t)$ desaparece de la restricción presupuestaria. Además, la renta del trabajo se expresa como el producto del número total de horas trabajadas por

6. Formalmente, una "vivienda" se define en el modelo como una combinación de edificios, H_{t+1}, y suelo, L_{t+1}, que produce una cantidad dada de servicios de vivienda. En aras de una interpretación sencilla, la noción de vivienda se normaliza a una sola unidad de servicios de vivienda, $s_t = 1$. Esta noción puede interpretarse como el precio por metro cuadrado. El precio de una vivienda puede calcularse resolviendo $g(H, L) = 1$ de forma tal que $p = qH + vL$. El precio de cualquier combinación de edificios y suelo puede determinarse mediante la expresión anterior.

el salario de mercado, pero este término puede expresarse como la renta laboral obtenida en cada sector, $w_t N_t^w = \sum_i w_{it} N_{ct}$ para $i = h, c$.

Las condiciones de primer orden del problema del consumidor se derivan en el Apéndice, pero las condiciones de optimalidad resultantes se caracterizan por expresiones que determinan el precio del alquiler y el tipo de interés como funciones de las asignaciones:

$$R_t = \frac{u_2(c_t, s_t)}{u_1(c_t, s_t)}, \qquad \forall t, \tag{8}$$

$$\frac{1}{(1+r_{t+1})} = \frac{\beta u_1(c_{t+1}, s_{t+1})}{u_1(c_t, s_t)}, \qquad \forall t, \tag{9}$$

La ecuación (8) establece que el precio del alquiler viene determinado por el cociente entre las utilidades marginales de los servicios de vivienda y los bienes de consumo. Como es habitual, el tipo de interés se determina como el cociente entre las utilidades marginales del consumo en los periodos t y $t+1$. El modelo predice ausencia de arbitraje entre las oportunidades de inversión en suelo y en capital inmobiliario residencial o edificios. Formalmente, la tasa de rentabilidad de ambos tipos de inversiones debe ser la misma:

$$\frac{q_{t+1}(1-\delta)}{q_t - R_t g_1(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1})} = \frac{v_{t+1}}{v_t - R_t g_2(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1})}. \tag{10}$$

Esta expresión es coherente con las ideas desarrolladas en la Sección precedente. Cabe señalar que la tasa de rentabilidad debe ajustarse con arreglo al valor de mercado de la contribución de cada factor en la producción de servicios de vivienda. Haciendo uso del tipo de interés implícito (y endógeno), resulta posible calcular de forma recursiva el valor del capital inmobiliario residencial y del suelo:

$$q_t = R_t g_1(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) + \frac{q_{t+1}(1-\delta)}{1+r_{t+1}}, \tag{11}$$

y

$$v_t = R_t g_2(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) + \frac{v_{t+1}}{1+r_{t+1}}. \tag{12}$$

Estas expresiones establecen que el coste actual de comprar una unidad de edificios (suelo) es igual a la rentabilidad contemporánea de los servicios de vivienda derivada del capital inmobiliario residencial (del suelo) valorados a precios de mercado, más el valor descontado del precio de venta al periodo siguiente. En el caso de los edificios, es necesario restar el coste de depreciación de esa particular unidad. La expresión formal de los precios se detalla en el Apéndice.

La producción de bienes de consumo y de viviendas es endógena en el modelo. Existen dos tipos de empresas diferentes en esta economía. El primer tipo es una empresa representativa que utiliza una tecnología lineal para producir bienes de consumo, $c_t^s = A_{ct} N_{ct}$. El problema de optimización de la empresa viene caracterizado por

$$\max_{N_{ct}} A_{ct} N_{ct} - w_{ct} N_{ct},$$

donde el precio de los bienes de consumo se normaliza a 1. El supuesto de rendimientos constantes de escala implica un beneficio cero en equilibrio y un precio del factor trabajo igual a su coste marginal

$$w_{ct} = A_{ct}. \tag{13}$$

El otro tipo de empresa produce inversión en vivienda, $x_t = A_{ht} N_{ht}$. Esta inversión se combina con el capital inmobiliario residencial existente no depreciado para producir el nuevo volumen de edificios. Esta tecnología está sujeta a restricciones de irreversibilidad, $x \geq 0$. El valor de mercado de la inversión en vivienda se determina por p_{ht}. Entonces, el problema de optimización viene dado por

$$\max_{(N_{ht}, x_t) \in R_+} p_{ht} x_t - w_{ht} N_{ht},$$

$$s.a. \qquad x_t = A_{ht} N_{ht},$$

donde el precio de equilibrio de los nuevos edificios viene dado por

$$w_{ht} = p_{ht} A_{ht}. \tag{14}$$

El problema de asignación de tiempo del consumidor, $N_t = N_{ct} + N_{ht}$, implica $w_{ct} = w_{ht}$. Para que esta condición se satisfaga, el precio de los nuevos edificios debe ser igual a

$$p_{ht} = \frac{A_{ct}}{A_{ht}}. \tag{15}$$

Esta especificación supone que este precio depende de la senda de productividades efectivas de cada sector. En un entorno estacionario, este precio es constante y el salario por hora de ambos sectores se iguala a $w_{ct} = w_{ht} = A_{ct}$. Este resultado permite la redefinición de la noción de renta laboral, $w_t N_t = w_{ct} N_{ct} + w_{ht} N_{ht} = A_{ct} N_t$, al tiempo que simplifica el número de precios que es necesario resolver en equilibrio. Cabe señalar que p_{ht} refleja el coste de producir nuevos edificios. Sin embargo, el precio de una vivienda difiere de ese valor, ya que depende del valor relativo de los edificios y del suelo.

Definición (Equilibrio competitivo): *Dado* $\{A_{ct}, A_{ht}, \chi_t\}_{t=0}^{\infty}$, *un equilibrio consiste en asignaciones* $\{c_t, s_t, B_{t+1}, H_{t+1}, L_{t+1}, N_{ct}\}_{t=0}^{\infty}$, *y precios* $\{q_t, v_t, R_t, r_t, p_{xt}, w_t\}_{t=0}^{\infty}$ *que resuelven i) el problema de optimización de los consumidores, ii) la maximización del beneficio de las empresas que producen bienes de consumo y capital inmobiliario; y iii) el vaciado de todos los mercados: a) Mercados de trabajo:* $N_t \geq N_t^w = N_{ct} + N_{ht}$; *b) Mercados de bienes:* $N_t c_t = A_{ct} N_{ct}$; *c) Mercados de suelo:* $L_{t+1} = L_t = \bar{L}$; *d) Mercado de bonos:* $B_{t+1} = 0$; *e) Mercado de alquiler:* $N_t s_t = g(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1})$; *f) Mercado de edificios:* $H_{t+1} = x_t + (1-\delta) H_t$.

La finalidad del trabajo consiste en entender la variación del nivel de los precios de la vivienda entre 1998 y 2007, así como el ciclo bajista del periodo 2007-09. Por tanto, resulta oportuno definir y caracterizar el estado estacionario de la economía. En este

equilibrio, los precios, las asignaciones y las expectativas sobre las variables futuras son constantes a lo largo del tiempo.

Definición de equilibrio de estado estacionario: *Para un nivel dado de productividades* $\{A_c, A_h\}$, *un equilibrio de estado estacionario se caracteriza por asignaciones* $\{c, s, B, H, L, N_c\}$ *y precios* $\{q, v, R, r, p, w\}$ *que satisfacen las condiciones de equilibrio.*

Las condiciones de estado estacionario se utilizan para determinar los niveles de precios de la vivienda. En este caso, el tipo de interés de equilibrio se determina a partir de la tasa de preferencia temporal, $r^* = 1/\beta - 1$. El precio de los alquileres, determinado a partir de las utilidades marginales, es

$$R = u_2(c, s)/u_1(c, s). \tag{16}$$

Los precios de equilibrio del capital inmobiliario residencial y del suelo vienen determinados por

$$q = \frac{(1+r)}{(r+\delta)} R g_1(H, \chi L), \tag{17}$$

y

$$v = \frac{(1+r)}{r} R g_2(H, \chi L). \tag{18}$$

En el estado estacionario, no existe inversión neta en capital inmobiliario. Toda la inversión en vivienda realizada reemplaza a los edificios depreciados,

$$x = \delta H = A_h(N^w - N_c). \tag{19}$$

Esta expresión se utiliza para determinar el volumen de edificios de estado estacionario, $H = A_h(N^w - N_c)/\delta$, como una función de la asignación del empleo entre sectores. La sustitución de esa expresión en la condición de vaciado del mercado de bienes de consumo,

$$A_c N^w - q\delta h = A_h(N^w - N_c), \tag{20}$$

determina el precio de los edificios de estado estacionario

$$q^* = \frac{A_c}{A_h}, \tag{21}$$

como un cociente de los niveles de productividad en cada sector. Para determinar el valor del suelo, v, los precios de los alquileres, R, y el empleo, N_c, es necesario resolver un sistema de ecuaciones no lineales.

3. Economía abierta pequeña

En una economía abierta pequeña, los hogares tienen acceso al endeudamiento en el mercado internacional a través de flujos de capital. Una metodología sencilla para formalizar el acceso al mercado de crédito internacional consiste en suponer que el consumo de bienes es comerciable, mientras que los servicios de vivienda, el capital inmobiliario residencial y el suelo son bienes y factores no comerciables. En este caso, los hogares pueden importar bienes de consumo del exterior mediante su endeudamiento, $D_{t+1} = C_t^* = N_t c_t^*$, donde el término C_t^* representa los bienes importados. En aras de la sencillez, el modelo considera la existencia de flujos de capital con países que comparten la misma moneda (es decir, la Unión Monetaria Europea, UME); por tanto, el tipo de cambio entre España y sus socios se fija en 1, $e^* = 1$. En consecuencia, la condición de vaciado del mercado de bienes de consumo debe ser modificada,

$$N_t c_t = A_{ct} N_{ct} + D_{t+1} - (1 + r_t^*) D_t.$$

En esta clase de economías, cualquier desviación entre el tipo de interés implícito determinado por la tasa de preferencia temporal, β, y el tipo de interés mundial, r_t^*, genera déficit o superávit en permanente aumento. Una manera de resolver este problema, ignorando la posibilidad de una suspensión de pagos, consiste en acotar el nivel de la deuda soberana a largo plazo, $D_{t+1} \leq \phi_t$, y del consumo. El parámetro ϕ fija el nivel de endeudamiento a largo

plazo, que puede determinarse para replicar las cuantías de los déficit por cuenta corriente. La introducción de los flujos de capital y de límites a los déficit por cuenta corriente modifica la decisión intertemporal con respecto al consumo

$$\frac{u_1(c_t, s_t)}{\beta u_1(c_{t+1}, s_{t+1})} \geq (1 + r^*_{t+1}), \qquad \forall t.$$

Esta condición se satisface con signo desigualdad cuando $D_{t+1} = \phi_t$. El caso a largo plazo relevante para la economía española implica déficit por cuenta corriente permanentes, $D = \phi$, de forma que la expresión anterior se transforma en $1/\beta \geq 1 + r^*$. En la economía abierta, la tasa de descuento relevante viene dada por r^*_t; así pues, la ecuación de determinación de precios debe evaluarse al tipo de interés de préstamo y endeudamiento en la UME. Este tipo es el relevante para descontar los flujos futuros en las ecuaciones de determinación de precios.

4. El ciclo de auge y caída de los precios de la vivienda en España

1. Parametrización del modelo: 1995

La evaluación cuantitativa del modelo requiere especificar los valores de los parámetros y las formas funcionales. Éstos se determinan para replicar las propiedades básicas de la economía española antes del auge inmobiliario. Algunos parámetros clave cuentan con una contrapartida directamente observable en los datos. Los restantes parámetros se determinan utilizando un método de momentos exactamente identificado. Una vez que se parametriza la economía, puede utilizarse para evaluar los principales factores explicativos del auge inmobiliario.

Los tres parámetros que se determinan directamente son el tamaño de la población total, $N_{95} = 1$; la proporción de la población

activa sobre la población total, $N_{95}^{w} = 0,41$; y el saldo de la balanza por cuenta corriente. En 1995, la balanza por cuenta corriente de la economía española se encontraba equilibrada. Una sencilla manera de captar la ausencia de déficit consiste en suponer que el tipo de interés mundial coincidía con la tasa de preferencia temporal, $r^{*} = 1/\beta - 1$. Una especificación alternativa sería que España no tenía acceso a los mercados de crédito, $\phi = 0$.

La elección de las formas funcionales es relativamente convencional. La función de utilidad es coherente con una elasticidad-renta unitaria, $\rho = 0$

$$U(c,s) = [\gamma c^{\rho} + (1-\gamma)s^{\rho}]^{1/\rho},$$

donde el término $\gamma \in (0,1)$ representa la ponderación relativa de los bienes de consumo en la utilidad. La producción de servicios de vivienda viene dada por

$$g(H, \chi L) = H^{\alpha}(\chi L)^{1-\alpha}.$$

donde $\alpha \in (0,1)$ representa la ponderación relativa de cada factor.

En el modelo, los edificios se deprecian a una tasa constante δ, y el flujo de utilidades se descuenta a una tasa β. Los parámetros básicos del modelo $(\beta, \delta, \gamma, \alpha)$ se determinan para replicar cuatro datos objetivo. Los objetivos del modelo se definen para que guarden coherencia con sus contrapartidas observables en los datos (es decir, producto, valor del parque de viviendas). Por ejemplo, la definición del PIB en el modelo incluye la producción de bienes de consumo, la inversión en vivienda y el valor de mercado de los servicios de vivienda. Los datos utilizados para determinar los objetivos proceden de tres fuentes. Las cifras de Contabilidad Nacional proceden del Instituto Nacional de Estadística. Las estimaciones del tipo de interés hipotecario real son del Banco de España,

mientras que la proporción que representa el suelo en el valor del parque de viviendas se deriva a partir de las series estimadas por Uriel *et al.* (2009). Los parámetros se determinan para replicar un tipo de interés real del 9 por ciento (12 por ciento nominal menos 3 por ciento de inflación), un cociente entre consumo y producto del 83 por ciento, una contribución del suelo al valor del parque de viviendas del 25 por ciento y un cociente entre el capital inmobiliario residencial y el PIB de 2,05. El Cuadro 2 resume los resultados de la parametrización del modelo.

Cuadro 2: Parametrización del modelo — 1995

Variable	Objetivo	Modelo
Tipo hipotecario real (%)	9	9
Consumo/Producto (%)	83	83
Contribución suelo al parque de viviendas (%)	25	25
Capital inmobiliario/Producto	2,05	2,05
Valores no replicados		
Valor del suelo/Producto	0,66	0,68
Valor del parque de viviendas/Producto	2,71	2,73
	Parámetros	
Tasa de descuento subjetiva (β)		0,91
Ponderación de bienes de consumo (Υ)		0,84
Ponderación del factor edificios (α)		0,67
Tasa de depreciación (δ)		0,08

Los resultados generados por la solución del modelo, junto con las ecuaciones de vaciado del mercado, tienen un margen de error

inferior al 1% en cada variable objetivo. El modelo puede evaluarse en términos de las características del mercado de la vivienda que no hemos tratado de replicar. El modelo predice que el cociente entre el valor del suelo y el producto de la economía es del 68 por ciento, mientras que los datos arrojan un 66 por ciento. Del mismo modo, el cociente entre el valor del parque de viviendas y el producto de la economía es 2,73 en el modelo y 2,71 con arreglo a los datos estadísticos.

2. Factores explicativos y descomposición del auge de los precios de la vivienda: 1995-2007

La finalidad de este trabajo es entender los factores explicativos de un encarecimiento de la vivienda de la magnitud registrada en España. Un modelo capaz de generar subidas de precios de gran magnitud también puede utilizarse para descomponer el impacto cuantitativo de cada variable. Antes de abordar cualquiera de estos aspectos, es importante explorar el cambio experimentado en la magnitud de las variables relevantes del mercado de la vivienda durante ese periodo. El Cuadro 3 resume la variación de los precios de la vivienda y la descomposición del cociente entre el capital inmobiliario residencial y el PIB observadas en los datos.

Las cifras del índice de precios de la vivienda muestran que los precios se duplicaron (triplicaron) con creces en términos reales (nominales). El encarecimiento observado durante ese periodo de 12 años fue del 6,3 por ciento anual en términos reales y del 10 por ciento anual en términos nominales. El valor del parque de viviendas en proporción al PIB era de 2,71 en 1995 y de 4,63 en 2007. Pese al prolongado periodo de crecimiento económico, el ritmo de revalorización del parque de viviendas (suelo más edificios) fue mucho más rápido que el aumento del producto. La variación de ese valor puede descomponerse en la variación del valor de los edificios más la variación del valor del suelo.

$$\frac{p^h}{PIB} = \frac{qH}{PIB} + \frac{vL}{PIB}.$$

Cuadro 3: Cambios de los precios de la vivienda y de los valores inmobiliarios en España: 1995-2007

Variable	1995	2007	Variación 1995 - 2007 Total*	Variación 1995 - 2007 Anualizado (%)
Índice de precios de la vivienda (€/m^2) en términos nominales	601	2.056	1.455	10,0
Índice de precios de la vivienda (€/m^2) en términos reales	601	1.327	726	6,3
Valor del parque de viviendas sobre el PIB (p^h/PIB)	2,71	4,63	171	4,6
Valor de los edificios sobre el PIB (qH/PIB)	2,05	2,51	122	1,7
Valor del suelo sobre el PIB (vL/PIB)	0,66	2,11	318	10,2

*cambio de valores en porcentaje.
Fuente: Uriel *et al.* (2009).

En 1995, la participación de los edificios en el valor total era del 75 por ciento. De forma sorprendente, esta participación se redujo un 28 por ciento, hasta representar únicamente un 54 por ciento del valor total. Lógicamente, aumentó la importancia del suelo en la formación del valor total, que creció del 25 por ciento al 46 por ciento. El suelo no sólo elevó su ponderación en el valor total, sino que registró también un encarecimiento mucho mayor (318 por ciento) que el valor de los edificios (122 por ciento). Estos hechos son importantes porque un modelo que capte una variación considerable del valor del capital inmobiliario debe también ser capaz de explicar coherentemente su composición (suelo y edificios).

Para racionalizar la variación experimentada por el valor del capital inmobiliario en 2007 (punto máximo de la escalada alcista)

se apela a tres cambios fundamentales, a saber, los cambios demográficos, la mayor capacidad de endeudamiento y las mejores condiciones crediticias derivadas de los déficit por cuenta corriente y, por último, la relajación de las restricciones al uso del suelo.

1) Demografía: Los cambios demográficos asociados a la escalada de los precios de la vivienda combina dos elementos: la población total y el tamaño de la población activa en proporción a la población total. En España, la población total aumentó en torno a un 18%, mientras que la población activa lo hacía en un 25 por ciento. La mayor parte de ese crecimiento (98%) obedece a los flujos de inmigración. El efecto conjunto dio lugar a un incremento de la tasa de actividad desde el 41 por ciento inicial hasta el 56 por ciento de la población total en 2008, lo que representa un aumento del tamaño de la población activa del 37 por ciento.

2) Capacidad de endeudamiento y mejores condiciones crediticias: En los últimos años, los propietarios de viviendas en España han tenido acceso a unas condiciones crediticias mucho más favorables. El tipo hipotecario real se redujo de un 9 por ciento hasta un 4 por ciento. Ante la dificultad de determinar el valor exacto de la tasa de descuento en presencia de flujos de capital, el trabajo presenta también estimaciones para diferentes valores de esta tasa. Lo que los datos ponen claramente de manifiesto es que una parte de ese descenso del tipo hipotecario se ha sustentado en un fuerte aumento del déficit por cuenta corriente. Esta variable alcanzó sus valores máximos con posterioridad a 2005, con cifras cercanas al 9 ó 10 por ciento del PIB. Una sencilla manera de captar el descenso de los tipos hipotecarios en una economía abierta consiste en reducir el tipo de interés mundial, r^*, al 4 por ciento. Además de la rebaja del tipo de interés, es necesario incluir una mejora del acceso a los mercados de crédito mediante la fijación del término $\phi > 0$ en valores coherentes con los déficits por cuenta corriente.

3) Relajación de las restricciones al uso del suelo: Durante este periodo, el Gobierno español optó por desregular la venta del suelo existente. El resultado de este proceso de desregulación fue un

aumento de la oferta de suelo (medida en metros cuadrados) del 28 por ciento. El índice de uso del suelo se recogió en Gráfico 2.

El Cuadro 4 resume las predicciones del modelo básico en respuesta a un cambio de las variables fundamentales (estructura demográfica y reducción de las restricciones al uso del suelo) con diferentes supuestos sobre el tipo hipotecario y el coste de los edificios. Las dos primeras columnas representan la variación con respecto a valores de partida normalizados a 100. La última columna recoge la variación de los precios del alquiler con respecto a la economía de partida en 1995.

Cuadro 4: Contribución a los precios de la vivienda: Efectos conjuntos

Experimento	Valor del parque de viviendas (ΔP^h)	Valor suelo sobre producto ($\Delta vL/Y$)	Precio del Alquiler ($\Delta R_{(\%)}$)
Datos: Variación 1995-2007	275	318	-
Modelo (Sin cambios en el coste de los edificios)			
Demografía, Liberalización, r = 4,0%	230	260	-25,0
Demografía, Liberalización, r = 3,5%	246	293	-27,0
Demografía, Liberalización, r = 3,0%	267	337	-29,0
Modelo (Variación 10% del coste de los edificios)			
Demografía, Liberalización, r = 4,0%	253	260	-17,0
Demografía, Liberalización, r = 3,5%	271	293	-19,8
Demografía, Liberalización, r = 3,0%	294	337	-22,4

El Cuadro 4 pone de manifiesto que el modelo realiza diferentes predicciones dependiendo de los supuestos realizados sobre los tipos hipotecarios. En el caso de una estimación conservadora del 4 por ciento, el modelo básico sugiere que el cambio en las variables fundamentales puede racionalizar un 84 por ciento de la revaloración del parque de viviendas (230/275) y un 82 por ciento de la revalorización del suelo en términos de PIB (260/318). Conforme a la intuición derivada del sencillo modelo presentado en la Sección precedente, el aumento de los precios de la vivienda se ve acompañado de una caída del precio de los alquileres o pago de dividendos de la vivienda. Sin esta caída, la subida de los precios de la vivienda habría sido mayor. Por tanto, el modelo es coherente con la idea de que el precio de los alquileres no es independiente de los tipos de interés, ya que éstos modifican el precio relativo entre el consumo presente y futuro. Dada la especificación del modelo, una disminución del consumo implica también un descenso del precio de los alquileres. A menores tipos de interés, mayor es la magnitud de las subidas de precios de la vivienda y el modelo puede racionalizar un 90 por ciento de la revalorización del capital inmobiliario. Asimismo, el modelo capta el hecho de que la mayor parte del aumento de valor del parque de viviendas está relacionado con la subida del valor del suelo. La contribución de este factor puede descomponerse en un incremento del precio, v, que se triplica, y en un aumento del suelo disponible, L, que crece un 30 por ciento. El efecto conjunto, ajustado por el aumento del producto, explica la variación del cociente.

El Cuadro 4 incluye las mismas simulaciones también bajo el supuesto de que el precio relativo de los edificios, $q = A_c/A_h$, aumenta un 10 por ciento. Esta subida de precios podría obedecer al coste de los materiales, al coste por hora del factor trabajo o a cualquier otro factor que eleve el coste de producción ajeno al suelo. La finalidad del ejercicio no es ofrecer una estimación precisa de la variación resultante (si es que la hay), sino entender la forma en que los precios reaccionan ante un cambio como ése. El modelo sugiere que algunos cambios en las variables fundamentales pueden ver amplificados sus efectos en presencia de un aumento del coste de

los edificios. Aunque q sólo aumente un 10 por ciento, el efecto final de esos mayores costes se traduce en un incremento aproximado del valor del capital inmobiliario del 10 por ciento. En caso de un tipo hipotecario del 4 por ciento, el modelo explica un 85 por ciento de la revalorización, en lugar de un 77 por ciento. Otros factores no incluidos en el modelo también podrían ser importantes (es decir, las burbujas, la especulación o los cambios en las preferencias relativas sobre vivienda), pero los resultados sugieren que no debemos abandonar las teorías basadas en la racionalidad.

Con el fin de entender los efectos totales derivados de cambios en las variables fundamentales, es preciso resolver el modelo aislando la contribución de cada factor. Es importante darse cuenta que cada simulación se lleva a cabo bajo el supuesto de que los hogares consideran que el cambio en las variables fundamentales es permanente. Los resultados de la descomposición se resumen en el Cuadro 5.

Cuadro 5: Descomposición por factores de la revalorización de la vivienda

Variación del precio con respecto a la base ($P^h = 100$)	Valor del parque de viviendas (ΔP^h)
Datos: Variación 1995-2007	275
1) Aumento demográfico	143
2) Reducción de los tipos hipotecarios	
r = 4,0%	145
r = 3,5%	155
r = 3,0%	167
3) Reducción de las restricciones al uso del suelo	107
4) Aumento demográfico, reducción de las tipos hipotecarios	
r = 4,0%	209
r = 3,5%	223
r = 3,0%	240

El índice de precios de la vivienda en 1995 se utiliza como base igual a 100. En comparación con el modelo básico, el ejercicio de estos resultados son coherentes con los obtenidos por González y Ortega (2009), autores que hallan un considerable efecto causal de la inmigración tanto sobre precios como sobre cantidades en el mercado de la vivienda. Sus estimaciones sugieren que el flujo de entrada de inmigrantes elevó los precios de la vivienda en torno a un 52% y es responsable del 37% del total de nuevas viviendas construidas durante el periodo. En general, la inmigración puede explicar alrededor de un tercio del auge inmobiliario tanto en términos de precios como de nueva construcción.

Un supuesto del modelo —la existencia de mercados completos— requiere una atención más detallada. Algunos estudios previos sostienen que el auge inmobiliario obedece en parte a innovaciones en la financiación hipotecaria que relajaron la necesidad de hacer frente al pago inicial (la entrada) y redujeron el coste de adquisición de una vivienda. Aunque este trabajo no contempla fricciones financieras, una implicación directa de la utilización de mercados completos es que cualquier hogar que desee adquirir una vivienda y pueda permitírsela, la comprará. En cierto sentido, el paradigma de mercados completos elimina todas las fricciones y maximiza el acceso de la población al mercado de la vivienda. Esto es particularmente importante en un contexto en el que la población total y la población activa aumentan sustancialmente. Esta situación sugiere que, en un modelo con fricciones financieras, aún habría algunos individuos incapaces de financiar la compra de vivienda, por lo que el efecto sobre los precios de la vivienda sería mucho menor.

3. Experimentos hipotéticos: 1995-2007 — ¿Una historia alternativa?

En esta sección se utiliza el modelo para realizar algunos experimentos hipotéticos. En particular, se consideran los efectos de una relajación de las condiciones de acceso al crédito sobre los precios de la vivienda. El ejercicio toma como dados el flujo de inmigrantes y la relajación de las regulaciones sobre el uso del suelo y se pregunta qué habría sucedido con unos tipos de interés del 6 por ciento, en lugar del 4 por ciento observado.

Cuadro 6: Experimentos hipotéticos

Experimento	Valor del parque de viviendas (ΔP^h)	Valor suelo sobre Producto ($\Delta vL/Y$)	Precio del alquiler ($R_{(\%)}$)
Datos: Variación 1995-2007	275	318	-
Demografía, Liberalización del suelo, r = 4,0%	230	260	-23
Demografía, Liberalización del suelo, r = 6,0%	187	182	-15
No demografía, Liberalización del suelo, r = 6,0%	131	182	-19

Los resultados del Cuadro 6 sugieren que el aumento del valor del capital inmobiliario (edificios y suelo) habría sido mucho menor. ¿Cuánto menor? El modelo predice 187 en lugar de 230, lo que significa un 20 por ciento menos. El modelo sugiere que los déficits por cuenta corriente que sustentaron la caída del tipo de interés hipotecario realizaron una importante contribución al auge inmobiliario. Sin ese flujo de fondos, la subida de los precios de la vivienda habría sido de otro orden de magnitud. El modelo también predice que, en ausencia de flujos de inmigración ($\Delta N = \Delta N^w = 0$), el auge inmobiliario habría sido mucho menor. Estos resultados corroboran la idea de que una combinación de reducidos tipos hipotecarios e importantes cambios en la estructura demográfica pueden ser responsables de las fuertes variaciones del nivel de precios de la vivienda.

4. Caída de los precios de la vivienda: 2007-2009

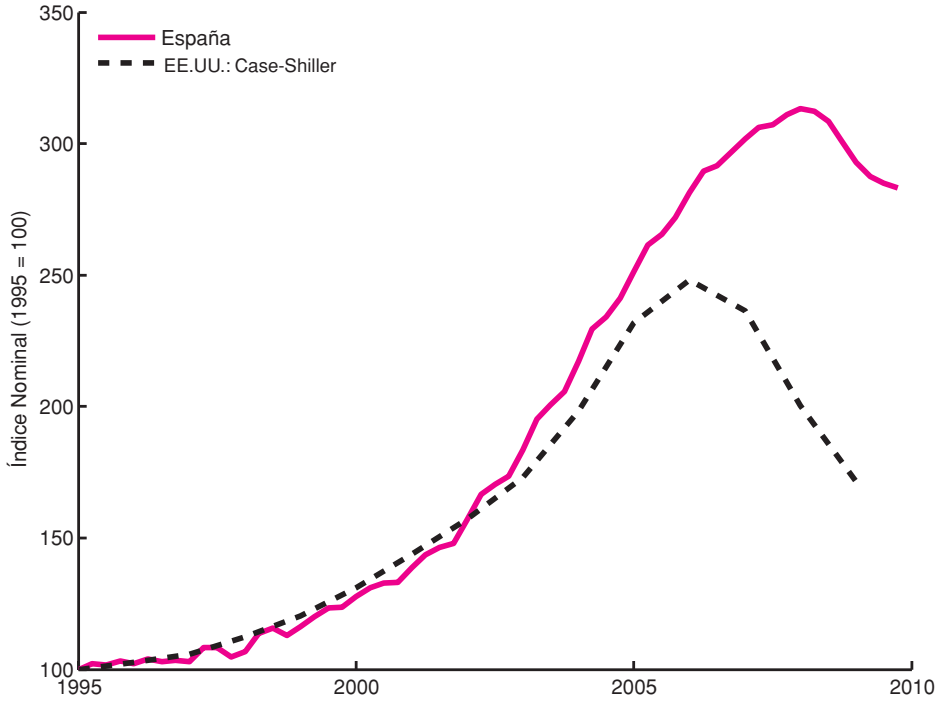
Aunque el modelo es relativamente estilizado, puede utilizarse para realizar predicciones sobre la respuesta a la baja de los precios de la vivienda ante cambios en las variables económicas fundamentales. Puede que sea demasiado pronto para entender

con claridad la naturaleza y los efectos de la crisis financiera en la economía española. Sin embargo, resulta verdaderamente importante comprender la magnitud del ajuste en presencia de un deterioro de las condiciones económicas. Por ejemplo, Martínez-Pagés y Maza (2003) obtuvieron que los precios de la vivienda en España ya se encontraban en 2003 por encima de su nivel de equilibrio a largo plazo. No obstante, su modelo no les permite llevar a cabo una estimación de la futura corrección de esos precios.

Esta sección tiene como finalidad realizar predicciones a partir del modelo. Antes de profundizar más en el análisis, es importante comparar la evolución de los precios de la vivienda en España y en Estados Unidos. Esta comparación es pertinente porque numerosos analistas económicos sostienen que el mercado inmobiliario estadounidense ya ha experimentado un severo ajuste[7]. En el caso de la economía española, no está claro que el mercado de la vivienda haya registrado una corrección significativa. El Gráfico 5 compara la evolución de los precios nominales de la vivienda en España y en Estados Unidos entre 1995 y 2009. Ambos índices toman como base 100 el año 1995.

7. Aún existe algún desacuerdo entre los analistas del mercado. Recientemente, la agencia Moody's revisó al alza sus previsiones de pérdidas en los bonos de titulización de préstamos hipotecarios (RMBS) a tipo de interés variable emitidos entre 2005 y 2007 en Estados Unidos. Esta agencia de calificación prevé ahora tasas de pérdida acumulada del 20%, 41% y 51% en las titulizaciones de 2005, 2006 y 2007, respectivamente. El perfil creciente de las pérdidas obedece en parte a la expectativa de que la superabundancia de inminentes ejecuciones hipotecarias afecte de forma negativa a los precios en el futuro. Como resultado, algunos analistas esperan, por lo general, otro descenso del 10% en el precio de la vivienda en Estados Unidos, lo que implicaría una caída desde máximos a mínimos del 37%.

Gráfico 5 : Precios de la vivienda en España y en Estados Unidos (1995-2009)



(Fuente: Ministerio de Vivienda y Case-Shiller)

El Gráfico 5 presenta algunos rasgos espectaculares. Hasta 2005, la escalada de precios era de magnitud similar en ambos países. Sin embargo, los precios nominales de la vivienda alcanzaron máximos durante ese ejercicio en Estados Unidos, mientras en España continuaron creciendo hasta bien entrado el primer trimestre de 2008. Las diferencias no sólo se circunscriben al perfil temporal de la revalorización, sino también a la cota máxima alcanzada por ésta. En España, el nivel máximo de los precios de la vivienda fue 3,12 veces superior al existente en 1995, mientras que en Estados Unidos sólo fue 2,5 veces mayor. Además, ambos países también difieren en el perfil temporal y la magnitud de los ajustes de precios a la baja. En Estados Unidos, los precios de la vivienda cayeron un 30 por ciento, mientras que en España continuaron creciendo un 25 por ciento más hasta 2008 y su caída posterior ha sido mucho más modesta —de entre el 8 y el 10 por ciento a nivel nacional—. Si el ajuste en España fuera de

una magnitud similar a la de Estados Unidos (del 30 al 40 por ciento), el índice debería aún caer desde 2,87 hasta algún punto situado entre 1,87 y 2,18. Otras estimaciones basadas en la variación del índice de precios de consumo (IPC) sugieren un ajuste adicional hasta 1,56. El ajuste definitivo de los precios de la vivienda dependerá de la duración de la crisis financiera y de otras consideraciones. Sin embargo, es posible utilizar el modelo para realizar algunas predicciones sobre la sensibilidad de los precios de la vivienda a diversos factores.

Aunque pueden analizarse numerosas combinaciones de factores, en esta sección sólo nos centramos en algunas. En particular, resulta interesante explorar la respuesta del modelo a subidas de los tipos hipotecarios (del 4 al 5 por ciento), caídas del empleo (del 5 y del 10 por ciento) y perturbaciones adversas de productividad en la producción de bienes de consumo (del 5 y del 10 por ciento). Las cifras se comparan con el nivel máximo de precios que predice el modelo a partir de las variables fundamentales. Cabe destacar que el modelo básico con tipos hipotecarios del 4 por ciento sólo explica un 84 por ciento del aumento del valor del parque de viviendas. El Cuadro 7 resume las desviaciones porcentuales observadas con respecto a las predicciones del modelo básico para el ejercicio 2007 (véase el Cuadro 4).

Cuadro 7: Predicciones del Modelo sobre caídas del precio de la vivienda

Tipo Hipotecario (%)	Empleo (N_t^w) (%)	Productividad bienes (A_c) (%)	Valor del parque de viviendas (ΔP^h)	Precio del alquiler (R)
5	=	=	-10,6	6,12
5	-5	=	-15,7	5,23
5	-10	=	-20,9	4,24
5	=	-5	-15,0	0,79
5	=	-10	-19,6	-5,23
5	-5	-5	-24,1	-5,63
5	-10	-10	-28,8	-6,22

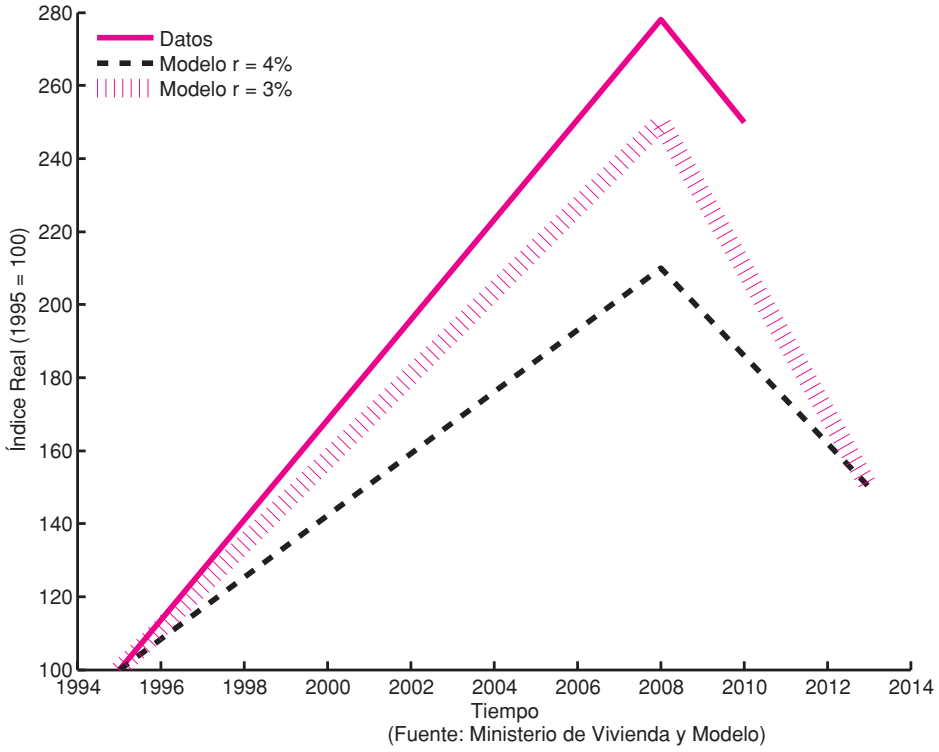
Todos los experimentos comparten un elemento común, a saber, una subida de los tipos de interés del 4 al 5 por ciento. Existen distintas formas de racionalizar el aumento de los tipos de interés. Una podría ser un incremento del coste del endeudamiento en el exterior, debido a primas de riesgo propias del país (déficit presupuestarios que expulsan el ahorro privado), restricciones de liquidez o un estrangulamiento del crédito. El modelo predice que una subida de los tipos hipotecarios debería reducir en torno a un 11 por ciento el valor a largo plazo del parque de viviendas. Este descenso tiene lugar pese a un aumento del 6 por ciento del valor de mercado de los servicios ofrecidos por la vivienda; este resultado sugiere que el vínculo entre los precios de la vivienda y los tipos de interés (es decir, $p = R(r)/r$) es débil, dado que el precio del alquiler es una variable endógena. Los resultados del Cuadro 7 muestran dos casos distintos en los que los precios de los alquileres y los precios de la vivienda se mueven en direcciones opuestas. El mayor tipo de interés eleva el nivel de consumo presente en relación a los servicios de vivienda —que son, en última instancia, los responsables del aumento de R—.

Los cambios en el nivel de empleo de la economía pueden analizarse reduciendo el tamaño de la población activa. El modelo predice que las caídas del empleo tienen importantes efectos sobre el valor del capital inmobiliario. Una disminución del empleo del 5 por ciento (en conjunción con unos tipos hipotecarios más altos) implica una caída del 16 por ciento de ese valor, mientras que ante una disminución del empleo del 10 por ciento, la pérdida de valor alcanza el 21 por ciento. El modelo sugiere una relación casi proporcional entre el empleo y los precios de la vivienda, pero menor con respecto al precio del alquiler.

En la literatura tradicional sobre ciclos económicos, el origen de las fluctuaciones económicas son las perturbaciones que afectan a la productividad total de los factores. Una manera sencilla de reproducir circunstancias de esa naturaleza es considerar un descenso permanente e inesperado de la productividad de los bienes de consumo, A_c. Caídas de la productividad del 5 y del 10

por ciento generan descensos similares en los valores inmobiliarios. La linealidad del modelo también sugiere caídas proporcionales de esos valores. En este caso, sin embargo, la respuesta en el mercado de alquiler difiere mucho de cuando disminuye el empleo. El Gráfico 6 compara el valor del capital inmobiliario existente en los datos y el que predice el modelo en distintos escenarios.

Gráfico 6: Ciclo de auge y declive inmobiliario: datos y predicciones del modelo



(Fuente: Ministerio de Vivienda y Modelo)

Dependiendo del supuesto, resulta claro que el modelo puede generar ciclos de auge y declive inmobiliario de magnitud similar a la observada en los datos. Con respecto al ciclo de caída de los precios de la vivienda, el modelo sugiere que la combinación de unos mayores tipos hipotecarios, unos menores niveles de empleo y una productividad más baja puede tener efectos devastadores sobre el

valor del capital inmobiliario. Algunas predicciones conservadoras sugieren caídas de entre el 24 y el 29 por ciento. El reajuste en curso de los precios de la vivienda en España está aún lejos de esas magnitudes. Sin embargo, no está claro que los valores actuales sean sostenibles a largo plazo.

5. Política de vivienda: Lecciones de la literatura

El modelo ha obviado por ahora la importancia de la política de vivienda. Sin embargo, existe una amplia literatura que analiza los efectos macroeconómicos y distributivos de la política de vivienda. Por ejemplo, las normas tributarias, como las deducciones de los pagos de intereses hipotecarios de la base imponible o la exclusión del alquiler imputado de una vivienda en propiedad de la base imponible, modifican los incentivos a poseer viviendas, afectando por tanto a la propiedad de éstas y a las decisiones de inversión. De igual modo, la liberalización de la oferta de suelo y la mayor celeridad en la concesión de permisos de construcción pueden modificar los incentivos de los promotores a ofrecer viviendas. La presente sección resume algunos de los resultados obtenidos en la literatura reciente y los pone en relación con la propuesta de Fedea de una reforma estructural del mercado de la vivienda en España, "Por un Mercado de la Vivienda que Funcione"[8]. En la mayor parte de las economías en desarrollo, la política de vivienda comparte elementos comunes: subvenciones a la vivienda, tributación progresiva y desregulación de las hipotecas, por citar algunos.

1) Subvenciones a la vivienda en propiedad: En economía, las subvenciones sólo son un instrumento de política óptimo en

8. La propuesta de Fedea de una reforma estructural del mercado de la vivienda sugiere cuatro modificaciones principales: 1) potenciar el mercado de alquiler mediante la liberalización de los contratos, el aumento de la seguridad jurídica de los propietarios y la reducción de las trabas a los inquilinos, 2) suprimir con carácter inmediato todos los incentivos fiscales a la compra de vivienda, 3) suprimir la vivienda de protección oficial en propiedad y reorientar la protección social hacia el mercado de alquiler, y 4) suprimir o reducir drásticamente el impuesto sobre transmisiones patrimoniales en la compraventa de viviendas. Más información disponible en (http://crisis09.es/vivienda/index.html).

presencia de imperfecciones del mercado. En el entorno actual, con una desregulación sustancial de la financiación a la compra de viviendas y de la construcción de éstas, no queda claro el propósito de esas subvenciones. A nivel agregado, los países con subvenciones más altas parecen contar con una mayor proporción de vivienda en propiedad. A nivel microeconómico, estas subvenciones generan una asimetría en el tratamiento impositivo de la vivienda en propiedad y de la vivienda en alquiler. Evidentemente, sólo los individuos que tienen acceso a una vivienda en propiedad pueden beneficiarse de estas normas tributarias. Por tanto, la cartera de activos de los propietarios de vivienda suele presentar un sesgo en favor de la vivienda y en detrimento de otros activos financieros. Además, los inquilinos (habitualmente hogares jóvenes y pobres) no se benefician de esas normas impositivas.

La evidencia empírica existente en la literatura es dispar. Algunos estudios sugieren que la eliminación de esta asimetría, mediante el gravamen de las rentas imputadas de la vivienda en propiedad, debería inducir el consumo de viviendas más pequeñas y una menor tasa de vivienda en propiedad. Por ejemplo, Berkovic y Fullerton (1992) obtienen que el gravamen de los servicios que ofrece la vivienda debería reducir el consumo medio de vivienda entre un 3 y un 6 por ciento, mientras que Gervais (2002) halla que la tributación de las rentas imputadas de las viviendas en propiedad elevaría el stock de capital por encima de un 6 por ciento, si bien reduciría el parque de viviendas en un 8 por ciento. Sin embargo, Chambers, Garriga y Schalgenhauf (2009b) sostienen que, en un modelo de imposición progresiva, la eliminación de las subvenciones puede utilizarse para reducir los tipos impositivos medio y marginal. Este efecto, en combinación con un aumento de la renta neta media (más recursos productivos), puede incrementar la tasa de vivienda en propiedad, especialmente en las generaciones jóvenes y en los hogares con rentas bajas. Pese a la modesta caída del consumo de vivienda, este resultado sugiere que una eliminación de las subvenciones a la vivienda no es necesariamente incompatible con el acceso a la vivienda en propiedad.

Resulta evidente que, dada la actual situación de los mercados de trabajo y vivienda, los jóvenes encuentran dificultades para

abandonar el hogar paterno. Sin embargo, un aumento de la tasa de vivienda en propiedad por encima de los actuales niveles podría representar un serio obstáculo a la movilidad laboral. La evidencia empírica sugiere que la movilidad laboral se reduce notablemente en presencia de vivienda en propiedad. Algunas de estas cuestiones se han abordado en el marco de iniciativas promovidas por el Gobierno (Comité de Expertos de Vivienda, 1992; Fundación de Estudios Inmobiliarios, 1999) o en distintos estudios como los de García y Más (2000) y Taltavull (2001). En España, López-García (2004) estudia el impacto de la política de vivienda sobre los precios de ésta. Su modelo predice una caída sustancial del precio de la vivienda en términos reales y del parque de viviendas como resultado de la eliminación de las subvenciones a la vivienda implícitas en el impuesto sobre la renta de las personas físicas. Sin embargo, los resultados cuantitativos obtenidos dependen de los supuestos realizados sobre la naturaleza de los precios del suelo. Cuando el precio del suelo es exógeno, la caída a largo plazo oscila entre el 16 y el 21 por ciento en el caso del precio de la vivienda y entre el 11 y el 16 por ciento en el caso del parque de viviendas (dependiendo del valor supuesto de la elasticidad-precio de las viviendas de nueva construcción). Si los precios del suelo son endógenos, el descenso es aún mayor.

2) Deducción de los pagos de intereses hipotecarios de la base imponible: Uno de los sellos distintivos de la política de vivienda en diferentes países es la posibilidad de deducir los pagos de intereses hipotecarios. Esta deducción genera un incentivo tanto a poseer como a consumir más viviendas, creando una asimetría entre la vivienda y la inversión financiera. La opinión de los analistas es que la eliminación de la deducción de los intereses induciría un menor consumo de vivienda en propiedad y, por tanto, viviendas de menor dimensión. La tasa de vivienda en propiedad sería menor debido a la reducción de los incentivos a poseer vivienda. Desde una perspectiva macroeconómica, la supresión de la deducción debería conllevar una rebaja impositiva. La magnitud de los efectos renta inducidos por los menores impuestos podría trastocar la intuición procedente del análisis de equilibrio parcial. Algunos estudios respaldan la primera conjetura. Por ejemplo, Rosen y Rosen (1980)

utilizan un modelo de forma reducida y estiman una caída de 400 puntos básicos en la tasa de vivienda en propiedad como resultado de suprimir la deducción, mientras que Gervais (2002) obtiene que eliminar la deducción reduce la tasa de propiedad agregada en 420 puntos básicos. Sin embargo, Chambers, Garriga y Schalgenhauf (2009b) muestran que cuando la supresión de la deducción interacciona con la progresividad de la imposición sobre la renta, la eliminación no necesariamente implica un descenso de la tasa de vivienda en propiedad. Sus resultados cuantitativos respaldan la conjetura de Glaeser y Shapiro (2002) de que la deducción de los intereses hipotecarios tiene escasos efectos sobre la tasa de vivienda en propiedad.

3) Política de vivienda y progresividad de la imposición sobre la renta: La progresividad de la imposición sobre la renta amplifica el tratamiento asimétrico de la vivienda en propiedad y en alquiler. Esto es particularmente importante en España, dados los elevados tipos impositivos marginales y la escasa renta relativa gravada a los tipos marginales máximos. Chambers, Garriga y Schlagenhauf (2009b) exploran el impacto de reducir la progresividad de la imposición sobre la renta y su interacción con las normas tributarias en materia de vivienda. El análisis económico convencional sugiere que una reducción del grado de progresividad del impuesto sobre la renta atenuaría los efectos de las normas tributarias que favorecen la vivienda en propiedad. Sin embargo, en un modelo donde se permiten ajustes de los mercados (trabajo, capital y alquiler de vivienda), la reforma fiscal no es compatible con los objetivos de la política de vivienda, como el fomento de la vivienda en propiedad. En este caso, el aumento de la renta disponible eleva el ahorro agregado y la renta media. La combinación de estos efectos permite la compra de vivienda a los hogares jóvenes y con rentas bajas.

4) Desregulación de los productos hipotecarios: La financiación de la vivienda es muy importante para la mayoría de los hogares porque la compra de una casa suele ser su mayor transacción en términos de renta. La forma en que se financia esta compra (es decir, en efectivo o a través de una hipoteca) es igualmente importante

para los patrones de gasto y de acumulación de activos. Desde una perspectiva macroeconómica, la inversión en vivienda (tanto en edificios residenciales como no residenciales) supone una gran parte de la inversión privada bruta; además, la deuda hipotecaria suele representar un considerable porcentaje sobre el PIB. Históricamente, las innovaciones en la financiación de la vivienda han precedido a importantes auges inmobiliarios con ramificaciones sobre los precios y las tasas de vivienda en propiedad. Recientemente, el Presidente de la Reserva Federal, Bernanke (2010), ha sostenido que los desarrollos de los mercados hipotecarios en Estados Unidos, al aumentar el apalancamiento y modificar los calendarios de amortización de los préstamos, conformaron el núcleo de la burbuja inmobiliaria. En España, el problema ha sido en cierta medida similar, dado el aumento del apalancamiento a través de la manipulación del valor de tasación de las propiedades. El mecanismo permite a los prestatarios eludir los límites crediticios y endeudarse (en algunos casos) por el importe total de la compra. En ambos países, parece que la supervisión (o su ausencia) ha sido una causa del problema. Para evitar estas situaciones, no sólo es importante supervisar todas y cada una de las entidades de crédito, sino también ser capaces de supervisar el conjunto del sistema financiero para controlar los riesgos correlacionados. No obstante, éste es un tema que requiere una discusión por separado.

5) Subvenciones a los productores: En el entorno actual, con una gran oferta de viviendas sin vender, cualquier subvención a la construcción y promoción de viviendas generaría una caída de los precios de los inmuebles. Por ejemplo, López-García (2004) obtiene que una política de "incentivos a la inversión" en vivienda diseñados para fomentar la construcción de nuevas viviendas ocasionaría un aumento del parque de viviendas acompañado de una reducción de los precios del parque ya existente. Si el precio del suelo es fijo, esa política puede generar un aumento a largo plazo del parque de viviendas de entre un 2,5 y un 3,5 por ciento, mientras que los precios en términos reales de las viviendas existentes caerían entre un 2 y un 3,5 por ciento. Cuando los precios del suelo se ajustan, el descenso de los precios de la vivienda oscila entre un -1 por

ciento y un -2,5 por ciento. A la luz de estos resultados, parece que la estrategia óptima podría ser hacer lo contrario. Esta propuesta también ignora los costes en términos de tiempo y monetarios de reasignar trabajadores desde el sector de la construcción hacia otras actividades productivas de la economía.

6. Conclusiones

Este trabajo desarrolla un modelo cuantitativo para explicar la variación de los precios de la vivienda en España. Un factor importante a la hora de entender el aumento del valor del stock de capital en viviendas es la existencia de un factor fijo —el suelo— que interacciona con la inversión residencial. El modelo propuesto puede racionalizar un 84 por ciento de la revalorización del valor del parque de viviendas y un 82 por ciento del aumento del valor del suelo. La contribución de cada factor a la subida de los precios de la vivienda desde 1995 asigna alrededor de un 33 por ciento tanto a la demografía como a los bajos tipos de interés hipotecarios y un 7 por ciento al valor del suelo. Sin embargo, estas contribuciones por separado ignoran la interacción de los efectos conjuntos que resulta esencial para comprender el auge inmobiliario. El modelo se utiliza para realizar algunos ejercicios hipotéticos a fin de determinar la magnitud del aumento de los precios de la vivienda y de la inversión residencial si esos factores hubieran sido distintos. El modelo sugiere que el aumento del valor del capital inmobiliario habría sido un 25 por ciento inferior si los tipos hipotecarios hubieran sido 200 puntos básicos más altos.

Uno de los retos de futuro consiste en llegar a entender el proceso de caída de los precios de la vivienda. Ese proceso requiere identificar los factores relevantes que sufrieron cambios en torno a 2007 y, en consecuencia, modificaron las expectativas de los hogares sobre la senda de precios futuros. Algunos resultados preliminares sugieren que la combinación de tipos hipotecarios más elevados, desempleo y productividad reducida pueden tener importantes efectos sobre el valor del capital inmobiliario. Algunas predicciones conservadoras sugieren ajustes que perfectamente pueden oscilar entre un 24 y un 29 por ciento.

Referencias

Berkovec J. y D. Fullerton (1992), "A General Equilibrium Model of Housing, Taxes and Portfolio Choice," *Journal of Political Economy* 100, 390-429.

Bernanke, B. (2010), "Monetary Policy and the Housing Bubble," presentado a la Conferencia Anual de la Asociación Americana de Economía, 3 de enero.

Chambers M., C. Garriga, y D.E. Schlagenhauf (2009a), "Accounting for Changes in the Homeownership Rate", *International Economic Review* 50, 677-726.

Chambers M., C. Garriga, y D.E. Schlagenhauf (2009b), "Housing Policy and the Progressivity of Income Taxation", *Journal of Monetary Economics* 56, 1116-1134.

Comité de Expertos de Vivienda (1992), Informe Para una Nueva Política de Vivienda, V90. Centro de Publicaciones, Ministerio de Obras Públicas y Transportes, Madrid.

Davis, M. y J. Heathcote (2006), "The Price and Quantity of Residential Land in the United States," manuscrito no publicado, Georgetown University.

Fisher, J. D. M., y S. Quayyum (2006), "The Great Turn-of the Century Housing Boom," *Economic Perspectives*, Banco de la Reserva Federal de Chicago, 29-44.

Fundación de Estudios Inmobiliarios (1999), Libro Blanco del Sector Inmobiliario. Ministerio de Fomento, Madrid.

García, M., M. Más (2000), *La Vivienda y el Sector de la Construcción en España*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Valencia.

Gervais, M., (2002), "Housing Taxation and Capital Accumulation," *Journal of Monetary Economics* 49: 1461-1489.

Glaeser, E.L. y J. Shapiro (2002), "The Benefits of the Home Mortgage Deduction," *Tax Policy and the Economy* 17, 37-38.

Green, R.K., S. Malpezzi, y S.K. Mayo, (2005), "Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources," *American Economic Review*, 95, 334-339.

González, E. y F. Ortega (2009), "Immigration and Housing Booms: Evidence from Spain," Working Paper IZA, No 4333.

Kiyoyaki, N., A. Michaelides, y K. Nikolov (2007), "Winners and Losers in the Housing Market," Working Paper, Princeton University.
López-García, M.A. (2004), "Housing, Prices and Tax Policy in Spain," *Spanish Economic Review* 6, 29–52.
Mankiw, N.G., D.N. Weil (1989), "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market, " *Regional Science and Urban Economics* 19, 235–258.
Martin, R.F. (2005), "The Baby Boom: Predictability in House Prices and Interest Rates," IFDP 847, Board of Governos of the Federal Reserve.
Martínez-Pagés, J. y L.A. Maza (2003), "Analysis of House Prices in Spain," Working Paper 307, Banco de España.
Taltavull, P. (ed.) (2001) Economía de la Construcción. Civitas Ediciones, Madrid.
Rosen, H., y K. Rosen (1980), "Federal Taxes and Homeownership: Evidence from Time Series, " *Journal of Political Economy* 88, 59-75.
Van Nieuwerburgh, S. y P.O. Weill (2006), "Why Has House Price Dispersion Gone Up?," NBER Working Paper 12538.
Uriel, E., C. Albert, E. Benages, y V. Cucarella (2009), *El Stock de Capital en Viviendas en España y su Distribución Territorial. 1990-2000*, Fundación BBVA, Madrid.

Apéndice

1. Condiciones de primer orden del problema del consumidor y funciones de precios

Sea λ_t el multiplicador de Lagrange de la restricción presupuestaria. Las condiciones de primer orden del problema del consumidor con respecto a $\{c_t, s_t, B_{t+1}, H_{t+1}, L_{t+1}\}$ implican, en el caso de una solución interior:

$$\beta^t u_1(c_t, s_t) = \lambda_t, \tag{A.1}$$

$$\beta^t u_2(c_t, s_t) = \lambda_t R_t, \tag{A.2}$$

$$\lambda_t = \lambda_{t+1}(1 + r_{t+1}), \tag{A.3}$$

$$q_t \lambda_t = \lambda_t R_t g_1(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) + q_{t+1}(1-\delta)\lambda_{t+1}, \tag{A.4}$$

$$v_t \lambda_t = \lambda_t R_t g_2(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) + v_{t+1}\lambda_{t+1}. \tag{A.5}$$

La caracterización de los precios de los edificios y del suelo requiere sustituir los valores del multiplicador de Lagrange:

$$q_t = \frac{u_2(c_t, s_t)}{u_1(c_t, s_t)} g_1(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) + q_{t+1}(1-\delta)\frac{\beta u_1(c_{t+1}, s_{t+1})}{u_1(c_t, s_t)}, \tag{A.6}$$

$$v_t = \frac{u_2(c_t, s_t)}{u_1(c_t, s_t)} g_2(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) + v_{t+1}\beta \frac{u_1(c_{t+1}, s_{t+1})}{u_1(c_t, s_t)}. \tag{A.7}$$

Iterando hacia delante

$$q_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - \delta)^{\tau} m_{t+r} \frac{u_2(c_{t+\tau}, s_{t+\tau})}{u_1(c_{t+\tau}, s_{t+\tau})} g_1(H_{t+\tau+1}, X_{t+r} L_{t+\tau+1}) \tag{A.8}$$

y

$$v_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} m_{t+r} \frac{u_2(c_{t+\tau}, s_{t+\tau})}{u_1(c_{t+\tau}, s_{t+\tau})} g_2(H_{t+\tau+1}, X_{t+r} L_{t+\tau+1}) \tag{A.9}$$

Sea $m_{t+\tau} = \beta^{\tau} u_c(c_{t+\tau}, s_{t+\tau}) / u_c(c_t, s_t)$ el *pricing kernel* o factor de descuento ajustado del consumidor. En esta economía, el tipo de interés de equilibrio en cualquier periodo de tiempo, $r_{t+\tau}$, viene endógenamente determinado por la senda de consumo a lo largo del tiempo:

$$\frac{1}{1 + r_{t+\tau}} = \beta^{\tau} \frac{u_c(c_{t+\tau}, s_{t+\tau})}{u_c(c_t, s_t)}.$$

Como el modelo determina los precios de los servicios de vivienda (o rentas de alquiler), $R_{t+\tau}$, el valor actual de mercado de estos activos es

$$q_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} Q_{ht+\tau} R_{t+\tau} g_1(H_{t+\tau+1}, X_{t+r} L_{t+\tau+1})$$
$$v_{t+r} = \sum_{\tau=0}^{\infty} Q_{Lt+\tau} R_{t+\tau} g_2(H_{t+\tau+1}, X_{t+r} L_{t+\tau+1})$$

donde $Q_{it+\tau} = 1$ y $Q_{it+\tau+1} = Q_{it+\tau}(1 - I_i \delta)(1 + r_{t+\tau+1})^{-1}$ representan los precios de descuento Arrow-Debreu para $i = h, L$. El término de depreciación queda anidado en el término que representa las tasas de descuento, donde el indicador toma dos valores $I_h = 1$ y $I_L = 0$[9].

2. Equilibrio con política de vivienda

El modelo básico de la economía no contempla el papel de la política de vivienda. Sin embargo, ese modelo básico puede acomodar con facilidad la introducción de deducciones fiscales a consumidores y productores.

Definición (Equilibrio competitivo con política de vivienda): *Dada una secuencia de productividad* $\{A_{ct}, A_{ht}, \chi_t\}_{t=0}^{\infty}$, *y de política de vivienda* $\pi = \{T_t, \theta_t, , s_{xt}, , \tau_t^{IVD}, \tau_t^{L}, \tau_t^{LS}, \tau_t^{HS}\}_{t=0}^{\infty}$, *un equilibrio consiste en asignaciones* $\{c_t, s_t, B_{t+1}, H_{t+1}, L_{t+1}, N_{ct}\}_{t=0}^{\infty}$ *y precios* $\{q_t, v_t, R_t, r_t, p_{xt}, w_t\}_{t=0}^{\infty}$ *que resuelven las siguientes condiciones:*

1. *El problema de optimización del consumidor,*

$$\max_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, s_t) N_t,$$

$$s.a. \qquad N_t c_t + B_{t+1} + (1 + \tau_t^{IVD}) q_t H_{t+1} + v_t(L_{t+1}(1 + \tau_t^{L}) - L_t(1 - \tau_t^{LS})) = w_t N_t^w + \ldots$$

9.En una economía cerrada, las secuencias para $R_{t+\tau}$ y $r_{t+\tau}$ se determinan de forma simultánea.

$$(1+r_t)B + q_t(1-\delta)H_t(1-\tau_t^{HS}) + R_t(g(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1}) - (1-\theta_t)s_t N_t) + T_t,$$
$$H_0, L_0, B_0 \geq 0.$$

2. La maximización del beneficio de las empresas que producen los bienes de consumo,

$$\max_{N_{ct}} A_{ct} N_{ct} - w_{ct} N_{ct}, \qquad \forall t.$$

3. La maximización del beneficio de las empresas que producen el capital inmobiliario,

$$\max_{N_{ht} \in R_+} (1+s_{xt}) p_{ht} A_{ht} N_{ht} - w_{ht} N_{ht}.$$

4. Las restricciones presupuestarias del Gobierno

$$T_t + \theta_t s_t N_t + s_{xt} p_{ht} x_t = \tau_t^{IVD} q_t H_{t+1} + \tau_t^{L} v_t L_{t+1} + \tau_t^{LS} v_t L_t + \tau_t^{HS} q_t (1-\delta) H_t.$$

5. El vaciado de todos los mercados

(a) Mercados de trabajo: $N_t \geq N_t^w = N_{ct} + N_{ht}$,

(b) Mercados de bienes: $N_t c_t = A_{ct} N_{ct}$,

(c) Mercados de suelo: $L_{t+1} = L_t = \overline{L}$,

(d) Mercado de bonos: $B_{t+1} = 0$,

(e) Mercado de alquiler: $N_t s_t = g(H_{t+1}, \chi_t L_{t+1})$,

(f) Mercado de edificios: $H_{t+1} = x_t + (1-\delta)H_t$.

Comentarios

José García-Montalvo
Universitat Pompeu Fabra

Debo comenzar este comentario reconociendo el valor y el objetivo hercúleo que Carlos Garriga se plantea en este trabajo: intentar explicar el *boom* y el *bust* del sector inmobiliario en España durante los últimos 15 años utilizando un modelo simple de equilibrio general dinámico (DGE). El aumento del precio de la vivienda durante la expansión y la posterior contracción del sector tiene dos explicaciones alternativas en los países donde ha sucedido. Una posible explicación es la evolución de los fundamentales (demografía, condiciones financieras, disponibilidad de terreno, etc.). El rápido colapso de los precios y la producción en muchos países durante la fase de contracción sin cambios sustanciales en los fundamentales parece indicar que la teoría alternativa (la existencia de una burbuja en el sector inmobiliario) es quizás más apropiada. Por tanto, el ejercicio que se plantea Carlos debe interpretarse con un intento de respuesta a la siguiente pregunta: si la expansión y subsiguiente contracción del sector inmobiliario en España no fuera el resultado de una burbuja especulativa, ¿podríamos escribir un modelo DGE para explicar lo que ha sucedido en el mercado inmobiliario español en los últimos 15 años? Como el autor reconoce el modelo, a partir de sus supuestos, impide la posibilidad de que exista una burbuja, a pesar de que hay múltiples explicaciones de la crisis actual basadas en la formación de una burbuja en los mercados de activos. Por ejemplo recientemente Martín y Ventura (2010) argumentan que el carácter asimétrico de las fases de *boom* y *bust* no es compatible con un modelo basado en fundamentales sino en la formación de una burbuja.

También existe evidencia empírica de que durante el periodo de expansión inmobiliaria las expectativas de los compradores de viviendas sobre la evolución futura de los precios de las mismas eran

excesivamente optimistas. El cuadro 1 presenta una comparación de las expectativas de los compradores de vivienda en dos ciudades de Estados Unidos (Case y Shiller, 2004) y dos ciudades españolas (García Montalvo, 2006)[1]. La situación cíclica de ambos mercados es similar en el momento de realización de la encuesta: cerca del máximo que se produjo en España en 2007 y en Estados Unidos en 2005. Los cuestionarios incluyen preguntas similares aunque no son idénticos.

El primer hecho destacable es que la gran mayoría de los compradores lo hacen para utilizar la vivienda como primera residencia. En San Francisco y Boston el porcentaje supera el 90%. En Madrid y Barcelona supera el 80% por la importancia de la segunda residencia, que entre los compradores de estas dos ciudades se sitúa en torno al 10%. Pero, a pesar de ser una vivienda que será utilizada como residencia habitual, en torno al 50% de los compradores en todas las ciudades señalan que el componente de inversión de la vivienda fue muy importante para la decisión de compra.

Cuadro 1. Expectativas de revalorización de la vivienda: Estados Unidos y España

	Estados Unidos (2003)		España (2005)	
Ciudad	San Francisco	Boston	Barcelona	Madrid
Compra como residencia principal	93,3%	97,1%	85,7%	83,6%
Componente inversión fundamental	52%	48%	48%	50%
Aumento esperado del precio de su vivienda:				
En un año	5,8%	7,2%	16,6%	15,1%
Media de 10 años	15,7%	14,6%	26,5%	25,6%

Fuente: Case y Shiller (2004) para Estados Unidos y García-Montalvo (2006) para España.

1. Case y Shiller (2004) consideran cuatro ciudades y García Montalvo (2006) considera cinco ciudades. Los resultados serían muy similares si consideráramos las otras ciudades.

Las últimas dos filas presentan la expectativa de aumento de los precios en las cuatro ciudades. Es importante tener en cuenta que la encuesta ser realizó en un momento del ciclo inmobiliario similar en ambos países (en el año 2003 en las ciudades de Estados Unidos y en 2005 en las ciudades españolas). El incremento esperado para el siguiente año es moderado en San Francisco y Boston mientras en Barcelona y Madrid supera el 15%. Incluso más interesante es el nivel de las expectativas para los próximos 10 años (en media). En las dos ciudades de Estados Unidos supera el 14,5% mientras en las dos ciudades españoles supera el 25%.

En el cuestionario español se incluyen algunas preguntas que no estaban recogidas en el cuestionario de Estados Unidos. Una de ellas preguntaba a los compradores recientes de vivienda si pensaban que los precios de la vivienda estaban sobrevalorados. Un 94,5% de los mismos señalan que consideraban que el precio de la vivienda estaba sobrevalorado. En algunas ciudades hasta un 50% de los compradores recientes de vivienda consideran que el precio está sobrevalorado en al menos un 50%. Sin embargo, en conjunto esperaban que la media de crecimiento de los precios durante los próximos 10 años fuera del 23,4%. Este efecto es muy similar al observado en experimentos económicos donde se generan burbujas en precios de activos. Es difícil encontrar una evidencia más contundente de la enorme burbuja inmobiliaria que se estaba formando en España. Es muy difícil pensar en un sujeto racional que pueda mantener estas dos opiniones contradictorias (convicción de una elevada sobrevaloración corriente pero expectativa de crecimiento de los precios muy elevada en el futuro). Además la encuesta española señala que el 37,2% de los compradores de vivienda conocen algún familiar directo (o ellos mismos) que ha realizado operaciones de compraventa de viviendas como negocio.[2] Por tanto gran parte del incremento del precio de la vivienda se basa en la expectativa de que los precios seguirán subiendo pero se podrá vender el activo antes del colapso de la burbuja.

2. Normalmente comprando sobre plano y vendiendo antes de escriturar la vivienda, procedimiento conocido vulgarmente como “el pase”.

En principio un investigador que se aproximara al problema de modelizar la expansión y contracción del mercado inmobiliario desde la literatura de *housing Economics* pensaría en incluir como elementos fundamentales del modelo restricciones de liquidez, costes de ajuste, efectos relacionados con el valor de colateral de la vivienda, fricciones financieras, etc. Probablemente también incluiría otros elementos más relacionados con *behavioral finance* como la rigidez a la baja de los precios (o quizás *sticky prices*), y aversión perder valor de la vivienda. Estos elementos son cada vez más comunes en la aproximación macroeconómica a partir de modelos que incorporan explícitamente la existencia de un sector inmobiliario y sus efectos sobre el resto de la economía. Recientemente Tomura (2009) ha construido un modelo DGE para explicar el *boom* y *bust* del sector inmobiliario en el contexto de una economía pequeña. El elemento fundamental en el aumento, y posterior caída, de los precios de la vivienda son las expectativas excesivamente optimistas de agentes heterogéneos, causadas por señales públicas con ruido sobre el futuro de los fundamentales que, ex-post, no se realizan. El modelo, que incluye restricciones de crédito y efectos de *behavioral finance*, es capaz de replicar los principales hechos estilizados del *boom* y *bust* de muchos países industrializados. Además de burbujas basadas en fundamentales que se deterioran con rapidez mayor de la esperada también existen teorías bien establecidas en la ciencia económica sobre burbujas no racionales (al menos parcialmente) que pueden explicar la dinámica macroeconómica.

Interpreto las decisiones de modelización de Carlos no como una negación de la importancia de las restricciones de liquidez, las fricciones financieras o la heterogeneidad de los compradores de vivienda sino como una elección consciente para empujar un modelo DGE bastante estándar hasta el límite y ver si es capaz de explicar los hechos básicos de la evolución del mercado inmobiliario en España durante el reciente *boom* y *bust*. De hecho, Carlos reconoce que en un modelo con fricciones financieras el aumento de la población y del empleo tendría efectos muchos menores sobre los precios.

Un problema básico del modelo DGE estándar para explicar el *boom* del mercado de la vivienda en España es el hecho de que la inversión residencial y los precios se han movido junto a un ritmo muy elevado. Sin embargo, en un modelo DGE típico que contenga activos inmobiliarios, el precio de la vivienda debe disminuir cuando aumenta el stock de viviendas. Carlos resuelve este problema proponiendo una función de servicios inmobiliarios que considera explícitamente la diferencia entre estructuras y tierra. Tomura (2008) también usa la distinción entre estructura y tierra para conseguir en un modelo DGE que los precios de las estructuras varíen significativamente en un modelo de *boom* y *bust* del mercado inmobiliario. La parametrización del modelo de Carlos incluye ratios basados en las estructuras y la tierra como elementos adicionales que el modelo debe replicar, lo que impone disciplina extra al ejercicio de Garriga y es uno de los elementos más originales del trabajo. La especificación utilizada para la producción de servicios de vivienda es casi idéntica (con la diferencia de la variable exógena χ que representa el efecto de la liberalización del mercado del suelo) a la propuesta por Poterba (1984) en el apéndice de su artículo seminal sobre la condición de arbitraje en el mercado inmobiliario. A pesar de esto la literatura macroeconómica olvidó durante mucho tiempo la diferencia entre estructura y terrenos. Sin embargo, en fechas recientes, Davis y Heathcote (2007) insisten, con datos de Estados Unidos, en la importancia de la descomposición del valor de una vivienda entre la estructura tangible reproducible y la tierra como factor no reproducible.

Aunque el modelo de Carlos pretende captar tanto el *boom* como el *bust* del mercado de la vivienda en España, la explicación de la segunda fase es muy forzada. Ni se ha producido un aumento sostenido del tipo de interés, ni una disminución demográfica ni una caída de la productividad. Adicionalmente, los factores fundamentales que según el modelo explican el aumento de los precios de la fase de expansión reciente no se corresponden con los que causaron otros *booms* inmobiliarios en el pasado como el de finales de los años 80 con unos tipos de interés altos y sin crecimiento demográfico. Entre 1986 y 1991 los precios subieron

rápidamente aunque la construcción de viviendas aumentó mucho más lentamente que en la actualidad. Tampoco el *bust* posterior (1991-1995) puede ser explicado de forma sencilla a partir de los fundamentales considerados en el trabajo de Carlos. Por tanto, el modelo propuesto podría explicar el *boom* de los años 1995-2007 pero no otros *booms* pasados o los periodos de *busts*.

Incluso más controvertida es la interpretación de los mercados inmobiliarios como eficientes que implica el modelo. Desde Case y Shiller (1989) hay un consenso bastante generalizado de que los mercados inmobiliarios no son eficientes. Hay mucha persistencia en los precios y movimientos predecibles de los fundamentales que no están incorporados en los fundamentales. Desde el trabajo original de Case y Shiller (1989) la naturaleza ineficiente de los mercados inmobiliarios se ha mostrado empíricamente para mercados de muchas partes del mundo como Tokio (Ito y Hirono, 1993) hasta el más reciente sobre el mercado inmobiliario noruego (Roed y Weum, 2008). Estos trabajos utilizan básicamente la aproximación de serie temporal. Más recientemente Hjalmarsson y Hjalmarsson (2010) analizan la eficiencia de mercado sueco de cooperativas inmobiliarias utilizando datos de corte transversal, que evitan los problemas causados en los análisis de serie temporal por la inercia y las fricciones del mercado. Sus conclusiones también son contrarias a la eficiencia del mercado inmobiliario.

Por último, un problema asociado a una interpretación estrictamente neoclásica del *bust* inmobiliario en España es que no tiene costes de bienestar. Laibson y Mollerstrom (2010) analizan las consecuencias de la burbuja en el precio de los activos en Estados Unidos, que evalúan en aproximadamente 18,5 billones de dólares. Con un modelo simple que considera explícitamente la formación de una burbuja en el precio de los activos calculan un coste social de 5,5 billones como consecuencia de la volatilidad en el consumo, la ineficiencia de la inversión y la infrautilización de los recursos.

En sus conclusiones Carlos señala que todavía queda por probar que el *boom* inmobiliario fue causado por una burbuja o

comportamiento irracional. Esta afirmación es correcta aunque los indicios, tanto microeconómicos como macroeconómicos (enorme asimetría entre el *boom* y el *bust* inmobiliario) apuntan con bastante insistencia a la explicación basada en la formación de una burbuja. El trabajo de Carlos solo muestra que es posible escribir un modelo DGE que explique la evolución de algunas macromagnitudes durante el *boom* inmobiliario en España de 1995-2007. Obviamente, la existencia de este modelo no garantiza que no existan otros muchos modelos, con supuestos diferentes, que puedan replicar también la evolución de algunas macromagnitudes relacionadas con el mercado inmobiliario y que proporcionen descomposiciones diferentes de los factores causantes del aumento de los precios de la vivienda en España.

Referencias

Case, K. y R. Shiller (2004), "Is there a bubble in the housing market? An analysis", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 299-362.

Case, K. y R. Shiller (1989), "The efficiency of the market for single-families homes", *American Economic Review* 79, 125-136.

Davis, M. y J. Heathcote (2007), "The price and quality of residential land in the United States", *Journal of Monetary Economics* 54, 1595-1620.

García Montalvo, J. (2006), "Deconstruyendo la burbuja inmobiliaria", *Papeles de Economia Española* 109, 44-75.

Hjalmarsson, E. y R. Hjalmarsson (2010), "Efficiency in housing markets: Do home buyers know how to discount?", de próxima aparición en el *Journal of Banking and Finance*.

Ito, T. y K.N. Hirono (1993), "The efficiency of the Tokyo housing market", *Bank of Japan, Monetary and Economic Studies* 11, 1-32.

Laibson, D. y Mollerstrom, J. (2010), "Capital Flows, consumption booms and asset bubbles: A behavioural alternative to the savings glut hypothesis", de próxima aparición en *Economic Journal*.

Martin, A. y J. Ventura (2010), "Technical notes on bubbles and the current crisis", mimeo.

Poterba, J. (1984), "Tax subsidies to owner-occupied housing", *Quarterly Journal of Economics* 99, 729-752.

Roed, E. y S. Weum (2008), "Testing the efficiency of the Norwegian housing market", *Journal of Urban Economics* 64, 510-517.

Tomura, H. (2008), "A model of housing boom and bust in a small open economy", Bank of Canada WP-2008-9.

Tomura, H. (2009), "Heterogeneous beliefs and housing market boom and bust cycle in a small open economy", Bank of Canada WP-2009-15.

Paro y empleo temporal durante la crisis: Una comparación entre Francia y España[1]

Samuel Bentolila
CEMFI

Pierre Cahuc
École Polytechnique y CREST

Juan J. Dolado
Universidad Carlos III

Thomas Le Barbanchon
École Polytechnique

1. Introducción

El objetivo de este trabajo es explicar la respuesta dispar del desempleo en España frente al resto de economías europeas, en particular Francia, durante la actual recesión. Nos centramos en la comparación con Francia porque aparentemente ambos países comparten instituciones del mercado de trabajo bastante similares (prestaciones por desempleo, negociación salarial, etc.). Sin embargo, mientras que el desempleo en Francia apenas ha

1. Agradecemos las sugerencias de Florentino Felgueroso, David Pérez-Castrillo, Gilles Saint-Paul y Etienne Wasmer, así como los útiles comentarios recibidos de los participantes en la Conferencia de FEDEA, el 6º ECB/CEPR Labour Market Workshop y la reunión anual del Consejo Editorial de *Investigaciones Económicas*. Asimismo, queremos agradecer la excelente ayuda a la investigación de David Colino y la ayuda con los datos de Brindusa Anghel, Florentino Felgueroso y J. Ignacio García-Pérez.

aumentado dos puntos porcentuales durante la actual recesión, la tasa de desempleo en España– que había disminuido del 22% en 1994 al 8% en 2007 cuando España creaba gran parte de los empleos creados en la Unión Europea (UE)– se ha disparado a casi al 19% a finales de 2009. Nuestra principal aportación consiste en analizar qué parte de esta respuesta tan distinta en términos de desempleo obedece a la única diferencia relevante entre las instituciones que regulan ambos mercados laborales: la mayor brecha existente en España entre los costes de despido de los trabajadores con contratos indefinidos y los temporales. Argumentamos que dicha brecha puede explicar más de la mitad de la subida del paro en España en relación a Francia, no solo porque, por sí sola, la mucha menor protección de los contratos temporales provoca una enorme tasa de rotación laboral en nuestro país, sino también porque ha alimentado la especialización en sectores productivos muy intensivos en temporalidad, como el sector de la construcción y los servicios, los cuales han experimentado elevados flujos de destrucción de empleo durante la crisis.

Francia y España nos permiten elaborar una interesante historia de dos países. Ambas economías se encuentran entre las que con mayor decisión promovieron el auge de la contratación temporal tras la segunda crisis del petróleo. La búsqueda de la flexibilidad laboral, que frecuentemente se interpreta como requisito para reducir el desempleo, constituye siempre una difícil tarea desde el punto de vista político, dada la resistencia a los cambios de los trabajadores que gozan de mayor grado de protección (*insiders*). La creación de un mercado de trabajo dual es un mecanismo políticamente viable para alcanzar este objetivo (véanse Saint-Paul, 1996 y 2000). Con todo, la tasa de temporalidad es mucho más elevada en España, ya que ha representado en torno a un tercio de los asalariados hasta fechas recientes mientras que se situaba ligeramente por debajo del 15% en Francia. En consecuencia, resulta natural cuestionarse si el impacto notablemente dispar de la actual recesión sobre el empleo obedece a esta diferencia, una vez se tienen en consideración otros posibles factores.

A fin de explorar el papel jugado por los costes de despido, utilizamos un modelo de búsqueda y emparejamiento inspirado en trabajos previos de Blanchard y Landier (2002) y Cahuc y Postel-Vinay (2002), que extienden el modelo original de Mortensen-Pissarides (1994) con destrucción endógena de empleo para permitir la coexistencia de empleos temporales y permanentes (indefinidos) con diferentes costes de despido. En nuestro modelo, las empresas pueden crear empleos tanto indefinidos como temporales; además, pueden transformar –a su finalización– una cierta proporción de contratos temporales en indefinidos, dando por terminados los restantes a coste nulo o muy reducido. En este contexto, un resultado bien conocido es que el fomento del empleo temporal promueve la creación de empleo, pero también provoca un aumento de la destrucción de empleo. El aumento de la destrucción de empleo inducido por el empleo temporal presenta un mayor impacto sobre el desempleo cuanto mayor sea el coste de despido asociado a los empleos indefinidos. La intuición de este resultado queda clara cuando se tiene en cuenta que las empresas transforman empleos temporales en indefinidos. Cuanto más elevado sea el coste de rescindir los contratos indefinidos, menor es la proporción de empleos temporales transformados en indefinidos, ya que los elevados costes de despido inducen el encadenamiento de contratos temporales por parte de los empresarios, en lugar de su transformación en contratos estables. Como ya hemos afirmado, una política que permita la firma de un mayor número de contratos temporales fomenta tanto la creación como la destrucción de empleo, intensificándose este último efecto en presencia de elevados costes de despido. Por ello, resulta más probable que la proliferación de empleos temporales conlleve un aumento del desempleo cuando aquélla tiene lugar en un mercado de trabajo previamente regulado a través de una rigurosa normativa de protección del empleo indefinido.

La proliferación de empleos temporales, que incrementa la rotación de trabajadores, también es probable que aumente la volatilidad en el mercado de trabajo. Bentolila y Saint-Paul (1992) y Boeri y Garibaldi (2007) han subrayado este fenómeno, al sostener que las reformas que segmentan el mercado de trabajo muestran

un efecto transitorio de creación de empleo (denominado *luna de miel*), al que pueden seguir caídas del empleo. Sala *et al.* (2009) han estudiado la evolución a lo largo del ciclo económico de mercados de trabajo segmentados con limitaciones al uso de contratos temporales. En particular, estos autores exploran si la flexibilidad en el margen es la razón por la que los mercados de trabajo con un grado de protección del empleo relativamente alto pueden presentar una volatilidad similar a aquéllos que son totalmente flexibles. El resultado que obtienen es que la flexibilidad en el margen ofrece una situación intermedia, en términos de volatilidad del desempleo, entre mercados de trabajo totalmente regulados y totalmente desregulados. Al igual que en Sala *et al.* (2009), nuestro modelo se centra en las interacciones entre las perturbaciones de productividad agregada y la legislación protectora del empleo, incluida la regulación del empleo temporal. Sin embargo, a diferencia del citado artículo, nuestra atención se centra aquí en un caso concreto, una perturbación agregada negativa en Francia y España, en lugar de en simulaciones de un modelo calibrado para un mercado de trabajo europeo representativo. Asimismo, prestamos especial atención a la negociación salarial. Al contrario que Sala *et al.* (2009), no suponemos que los empresarios deban pagar costes de despido en el instante en que se emparejan con un trabajador para cubrir una vacante permanente a no ser que se haya producido la firma del correspondiente contrato indefinido. Así pues, supondremos que sólo se pagan costes de despido cuando los trabajadores y los empresarios se separan una vez firmado el contrato. Esta diferencia es importante ya que, como ha demostrado Ljungqvist (2002), suponer que el empresario paga costes de despido si se produce una separación durante la negociación inicial –cuando comienza el empleo– magnifica el impacto de los costes de despido sobre el desempleo. Entendemos que nuestro supuesto resulta más apropiado que el de Sala *et al.* (2009) a la vista de las características institucionales de la protección al empleo vigente en España y Francia donde los contratos laborales se renegocian de mutuo acuerdo (Malcomson, 1999; Cahuc, Postel-Vinay y Robin, 2006).

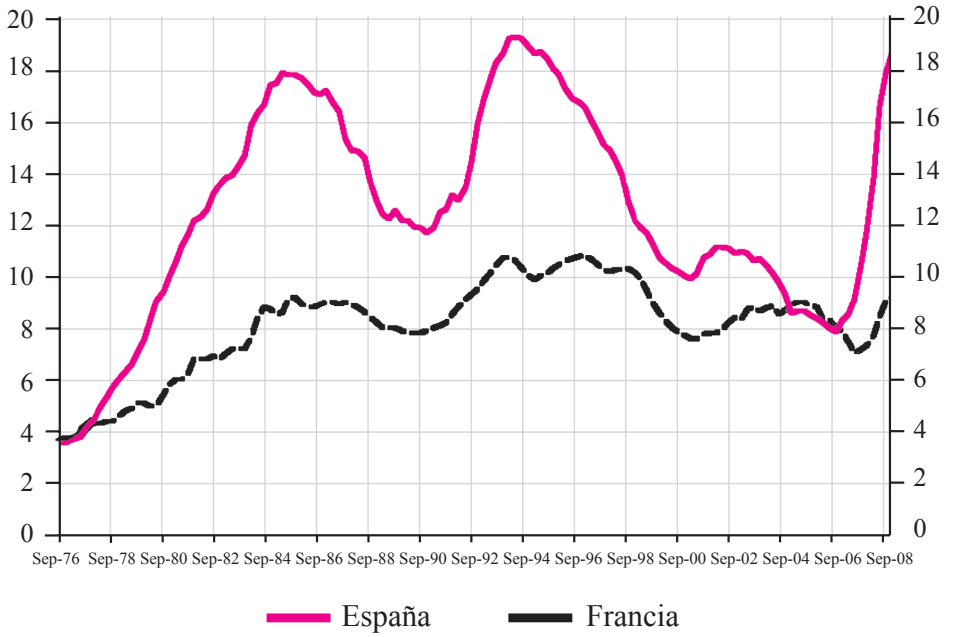
La estructura del resto del artículo es la siguiente. En la Sección 2 se documenta comportamiento relativo de los mercados de trabajo francés y español durante la crisis con respecto al periodo expansivo previo. En la Sección 3, presentamos los principales rasgos de la regulación que afecta a ambos mercados de trabajo, prestando una especial atención a la regulación de los contratos temporales. Posteriormente, en la Sección 4, discutimos un sencillo modelo de búsqueda y emparejamiento centrado en la conducta de equilibrio de empresas y trabajadores en una economía con dos tipos de contratos, donde es posible transformar los contratos temporales en indefinidos. En la Sección 5, comprobamos la capacidad del modelo a la hora de explicar el cambio de comportamiento de los mercados de trabajo francés y español desde la expansión (representada por el periodo 2005-2007) a la recesión (2008-2009). Simulamos nuestro modelo de búsqueda y emparejamiento mediante la utilización de parámetros estilizados calibrados para ambas economías, tratando de replicar un conjunto de variables clave del mercado de trabajo. Utilizamos dos versiones distintas del modelo que difieren en el grado de flexibilidad salarial permitida. Seguimos la conocida metodología de doble diferencia (*diffs-in-diffs*) en la literatura de evaluación para calcular el porcentaje del incremento del desempleo español inducido por la recesión en dos escenarios alternativos sobre la estructura de costes de despido: (i) bajo la regulación vigente en España y (ii) adoptando la regulación francesa al comienzo de la crisis. Estimamos que una reforma de la protección al empleo en este sentido podría haber evitado entre un 50% y un 60% del aumento de la tasa de desempleo que ha tenido lugar en España durante 2008 y 2009. Finalmente, la Sección 6 resume las principales conclusiones.

2. Evolución de los mercados de trabajo antes de la crisis y durante ésta

Como ilustra el Gráfico 1, Francia y España registraban una tasa de desempleo del 3,8% a finales de 1976. A partir de entonces, ambas tasas de paro aumentaron conjuntamente, pero siempre con la tasa española situada por encima de la francesa. La diferencia

creció hasta finales de 1994, disminuyendo posteriormente. En el tercer trimestre de 2005, ambas tasas parecían haberse igualado de nuevo, alcanzando un valor similar en torno al 9%.

Gráfico 1: Tasa de desempleo en Francia y España, 1976:III-2009:III



Sin embargo, esa convergencia era un espejismo. Desde el inicio de la gran recesión mundial a mediados de 2007, la tasa de desempleo española ha aumentado del 8% al 19%. A su vez, el desempleo francés continuó disminuyendo hasta el 7,2%, para aumentar luego dos puntos porcentuales hasta el 9,3%. ¿A qué obedece esta notable diferencia? Profundicemos brevemente en este asunto.

El Cuadro 1 presenta algunas magnitudes básicas del mercado de trabajo para el intervalo 1998:I-2007:IV, un periodo de expansión, y para el intervalo 2008:I-2009:II, la etapa de recesión. El Cuadro 1 pone de manifiesto que, durante todo el periodo de expansión, las

tasas de crecimiento tanto de la población activa como del empleo han sido mucho mayores en España que en Francia. La singularidad reside en las cifras españolas, ya que las francesas son típicas de la experiencia de las economías en la zona del euro. En España, la población activa recibió un impulso procedente de los intensos flujos de inmigración, con una magnitud anual cercana al 1% de la población –mientras que la participación de los extranjeros en la población activa francesa permanecía estable– y también de un paulatino incremento de la tasa de actividad femenina –de 8,4 puntos porcentuales en el caso de las mujeres autóctonas, frente a 2,9 puntos porcentuales en Francia–.[2] Centrándonos en la población ocupada en el sector privado, el Cuadro 1 muestra que el aumento del empleo en España se generó especialmente en la construcción y en los servicios de mercado (con tasas anuales del 8,1% y 6,8%, respectivamente). En Francia, las cifras fueron más moderadas, con una caída del empleo industrial. La disparidad se acentuó a consecuencia del comportamiento de las horas trabajadas por ocupado: la aplicación de la legislación de las 35 horas provocó una significativa caída en Francia, mientras que en España experimentaban un ligero aumento.

Durante la recesión, Francia ha registrado una aceleración atípica de su población activa; simultáneamente, la población activa en España registra una tasa de crecimiento muy elevada desde una perspectiva histórica, aunque se ha desacelerado últimamente. Francia ha sufrido un descenso del empleo nada despreciable (1,8% anual), que, sin embargo, resulta modesto en comparación con la caída libre observada en España (6,3% anual). Esta última obedece básicamente a un desplome de casi una cuarta parte del empleo en la construcción y a una notable caída del 10,8% en la industria.

2. Véase en Bentolila *et al.* (2008a) una discusión de los flujos de inmigración en España.

Cuadro 1. Evolución del mercado de trabajo en Francia y España

Niveles (%)			1998:I	2007:IV	2009:II
1.	Desempleo	Francia	10,3	7,4	9,2
		España	15,2	8,6	18,0
2.	Empleo temporal[1]	Francia	13,8	14,3	12,8
		España	33,3	30,9	25,4
3.	Horas trabajadas[2]	Francia	40,7	37,7	37,7
		España	38,8	39,0	39,7
Tasas de crecimiento anual (%)				1998:I-2007:IV	2008:I-2009:II
4.	Producto Interior Bruto	Francia		2,3	-2,2
		España		3,7	-2,7
5.	Población activa	Francia		0,8	1,0
		España		3,3	1,8
6.	Empleo	Francia		1,1	-0,4
		España		4,2	-5,3
7.	Ocupados en el sector privado no agrario:				
	(a) Total	Francia		1,5	-1,8
		España		5,6	-6,3
	(b) Construcción	Francia		2,4	-0,7
		España		8,1	-23,3
	(c) Industria	Francia		-0,7	-3,4
		España		2,0	-10,8
	(d) Servicios de mercado	Francia		2,2	-1,4
		España		6,8	-0,9
8.	Salario real por hora[3]	Francia		1,3	0,5
		España		0,3	1,4
9.	Porcentaje de contratos temporales sobre el total	Francia		71,3	n.d.
		España		84,7	89,1

Notas: [1] En porcentaje del número total de asalariados. [2] Asalariados a tiempo completo. El último periodo es 2008:IV. [3] Deflactado mediante el deflactor del PIB, ajustado de estacionalidad.

Fuentes: (1),(4)-(6), OECD Economic Outlook Database (www.oecd.org); (2),(3) Eurostat Statistics Database (epp.eurostat.ec.europa.eu); (7), INSEE BDM Macroeconomic Database (www.bdm.insee.fr) para Francia e INE, Encuesta de Población Activa (www.ine.es) para España; (8) OECD Main Economic Indicators Database (www.oecd.org), (9) Dares DMMO-EMMO (www.dmmo.travail.gouv.fr) para Francia y Ministerio de Trabajo e Inmigración, Boletín de Estadísticas Laborales (www.mtin.es).

Resulta muy difícil explicar la extrema volatilidad del mercado de trabajo español sin recurrir al tipo de contratos que predominan en él. En 1998, como ilustra el Cuadro 1, los contratos temporales afectaban a casi el 14% de los ocupados en Francia y a un tercio en España. En ambos países, la gran mayoría de los flujos (trimestrales) desde el desempleo hacia empleos asalariados tiene lugar a través de este tipo de contratos: 78,4% en Francia y 87,2% en España. Consecuentemente, también representan la mayoría de los flujos de salida del empleo; en concreto (a partir de datos administrativos, distintos de la Encuesta de Población Activa), el 88% en Francia y el 80,1% en España. En ambos países, la pérdida de puestos de trabajo temporales ha sido superior a la destrucción total de empleo desde finales de 2007: en Francia se destruyeron 182.000 empleos netos, al tiempo que desaparecían 362.000 empleos temporales; en España, dichas cifras ascendían a 1,14 millones y 1,25 millones, respectivamente.

El Cuadro 1 muestra que la proporción de empleos temporales disminuyó ligeramente en España –del 33% al 31%– entre 1998 y 2007. Cabe preguntarse cómo conciliar este hecho con la idea de que la caída del desempleo es un resultado de la proliferación de los contratos temporales durante ese periodo. Creemos que existen dos explicaciones. Por una parte, este periodo de expansión fue muy prolongado, con una tasa media de crecimiento anual del PIB español del 3,7%. En sintonía con los argumentos teóricos ofrecidos por Wasmer (1999), una larga fase expansiva como ésta induce el denominado efecto capitalización, por el que un intenso crecimiento eleva el valor presente de los beneficios futuros, reforzando así los incentivos de las empresas a aumentar progresivamente el número de contratos indefinidos con el fin de retener a sus trabajadores.

Por otra parte, el Gobierno español aprobó en 1997 una reforma laboral encaminada a reducir la diferencia entre las indemnizaciones por despido de los contratos indefinidos y de los temporales. Esa reforma contenía dos nuevas medidas de política laboral: una nueva modalidad de contrato indefinido con menores costes de despido (33 días, en lugar de 45 días), que excluía a los varones de 31 a 45

años desempleados durante menos de 6 meses, y la introducción de una indemnización por despido de 8 días (previamente inexistente) a la finalización de los contratos temporales y de interinidad. La reforma de 1997 incluyó también generosas bonificaciones en las contribuciones a la Seguridad Social de los nuevos contratos indefinidos. Así pues, estos últimos contratos ganaron, en principio, atractivo. Sin embargo, todas estas medidas conllevaron una reducción muy modesta de la tasa de empleo temporal, ya que los contratos de 33 días no resultan de aplicación a los despidos por motivos disciplinarios (por ejemplo, por mala conducta del trabajador), que son los que suelen utilizar las empresas para evitar acudir a los tribunales (véase más adelante). Por tanto, incluso en estos contratos, la mayoría de las empresas terminan pagando la indemnización de 45 días. De hecho, García-Pérez y Rebollo-Sanz (2009) muestran que, en la práctica, la mayoría de las empresas utilizan este nuevo contrato para percibir la bonificación establecida, despidiendo habitualmente al trabajador tan pronto como se alcanza la duración mínima del contrato exigida por la legislación para poder cobrar la subvención.

3. Las instituciones laborales en Francia y España

En esta Sección examinamos brevemente el marco institucional de los mercados de trabajo francés y español. Nos centramos en la legislación de protección del empleo (LPE), aunque también describimos otras instituciones claves, como las prestaciones por desempleo y la negociación salarial. Nuestro objetivo es documentar que las principales diferencias entre la regulación imperante en ambos mercados de trabajo radican en la LPE y no tanto en las restantes instituciones.

1. Protección del empleo

Como hemos visto, Francia y España se encuentran entre los países en que sus Gobiernos, mediante modificaciones legislativas, han promovido en mayor medida los contratos temporales para aumentar la flexibilidad del mercado de trabajo, con el fin de reducir

el desempleo. El Cuadro A1 del Anexo muestra las características principales de la legislación reguladora de los despidos en ambos países.

Los contratos indefinidos están sujetos a periodos de preaviso e indemnizaciones por despido.[3] Del citado cuadro podría deducirse que el despido de trabajadores indefinidos es mucho más barato en Francia que en España, pero esta impresión es errónea, por cuanto los costes de despido incluyen, aparte de la indemnización por despido, importantes componentes adicionales. En Francia, por ejemplo, tan pronto como un trabajador alcanza una antigüedad de dos años, el periodo de preaviso se duplica y la empresa debe proponer un plan personalizado de ayuda al trabajador para encontrar otro puesto de trabajo. Del mismo modo, en España se requiere la autorización administrativa de los despidos colectivos (aproximadamente, los que afectan a un 10% del personal de una empresa), que se concede con mucha mayor facilidad si los representantes de los trabajadores han acordado previamente el despido con la empresa.

El cálculo de una medida global de los costes de despido por países no resulta tarea fácil. Uno de los indicadores más conocidos en la literatura laboral, es el índice propuesto por la OCDE (2004) sobre el rigor existente en la legislación de protección del empleo para el año 2003, que varía entre 0 y 6 y es creciente con el rigor de la legislación. Este indicador arroja una puntuación de 2,5 para Francia y 2,6 para España en relación con la protección del empleo habitual, de 3,6 para Francia y 3,5 para España en materia de regulación del empleo temporal, y de 2,1 para Francia y 3,1 para España con respecto a la regulación de los despidos colectivos. La

3. En Francia, incluye el habitual contrato indefinido o contrat à durée indeterminée (CDI) y el nuevo contrato de fomento del empleo (contrat nouvelles embauches, CNE, que presenta diferencias en la indemnización por despido y en otras condiciones) introducido en 2005 para las pequeñas empresas (véase Cahuc y Carcillo, 2006). En España, incluye tanto los habituales contratos indefinidos como el subvencionado contrato permanente de fomento del empleo. Como se discutió previamente, en principio, este último conlleva una menor indemnización por despido, pero en la práctica se paga la indemnización ordinaria.

puntuación LPE global es de 3,0 para Francia y 3,1 para España (EEUU presenta el menor valor, 0,7, mientras que Portugal y Turquía ocupan la primera posición con 4,3). Así pues, tanto Francia como España se encuentran en la zona media-alta, con una regulación aparentemente algo más rigurosa en España que en Francia. Sin embargo, como argumentaremos en esta misma sección más adelante, existen buenas razones para sospechar que este índice de LPE, basado en la normativa legal y no en su aplicación habitual, resulta engañoso en el caso español. La LPE *de facto* del empleo temporal es mucho menor en España que en Francia, mientras que lo contrario ocurre con la LPE del empleo indefinido.

Asimismo, la teoría económica nos dice que lo que importa para el empleo no es la indemnización por despido *per se*, que es una transferencia de la empresa al trabajador y que, por tanto, puede compensarse en la negociación salarial. Por el contrario, como la probabilidad de que los trabajadores impugnen los despidos es muy elevada, lo realmente importante son otros costes burocráticos (*red tape*) que no se apropian empresas y trabajadores, sino que generan terceros, como los juzgados de lo social y las autoridades laborales. En Francia, la indemnización por despido ofrecida por las empresas a cambio de una rápida resolución suele ser mucho mayor que la indemnización establecida por ley o que la acordada en la negociación colectiva. En España, dado que las empresas que acuden a los tribunales pierden en tres cuartas partes de los casos en promedio, aun cuando los empresarios crean que un despido está justificado por motivos económicos suelen encontrar más rentable apelar a motivos disciplinarios. Al proceder de este modo, no han de satisfacer el periodo de preaviso y, tras reconocer inmediatamente que el despido es improcedente, evitan ir a los tribunales mediante el pago por adelantado de una indemnización por despido más elevada.[4] Al aplicar nuestro modelo teórico a los dos países utilizaremos estimaciones de esos costes burocráticos.

4. Las empresas españolas disponen de esta opción desde la Ley 45/2002, que implica una indemnización por despido de 45 días de salario por año de servicio con un máximo de 42 meses de salario.

La utilización de contratos temporales es más limitada en Francia que en España.[5] En Francia, sólo pueden utilizarse en nueve casos concretos: para sustituir a un empleado ausente o que transitoriamente trabaja a tiempo parcial, para sustituir transitoriamente a un empleado cuyo puesto de trabajo va a ser suprimido o cubierto por otro trabajador indefinido, con motivo de aumentos transitorios de la actividad de la empresa, de actividades estacionales y para cubrir empleos en ciertos sectores (silvicultura, naval, espectáculos, enseñanza, realización de encuestas, deportes profesionales, etc.). Resulta evidente, sin embargo, que los motivos alegados para contratar de forma temporal suelen falsearse. En España, por otra parte, los contratos temporales pueden utilizarse por razones objetivas (de obra, acumulación de tareas, sustitución, etc.), por motivos de formación, para contratar trabajadores discapacitados y para cubrir la parte de la jornada laboral no cubierta por un empleado próximo a la jubilación. Sin embargo, no existen restricciones *de facto*: las autoridades apenas supervisan que las empresas cumplan las condiciones establecidas para realizar contratos temporales. La duración máxima de los contratos temporales es de 24 meses en ambos países, si bien empleos de duración incierta (por ejemplo, en la construcción) pueden legítimamente prolongarse por un periodo indeterminado en el caso español.

En resumen, pese a la proximidad de ambos países en las clasificaciones de la OCDE, la impresión general es que la LPE *de facto* para contratos indefinidos es bastante más rigurosa en España que en Francia, mientras que lo contrario ocurre en el caso de los contratos temporales. Véanse más detalles sobre el nivel y la estructura de los costes de despido en Francia en Cahuc y Postel-

5. Los principales contratos temporales son el contrat a duration determinée (CDD) en Francia y en el contrato temporal en España. Hay varias modalidades de contratos temporales en España. Asimismo, en Francia existen otros contratos no indefinidos, como los empleos transitorios (emploi interimaire o emploi temporaire). En ambos países existen además empleos intermediados por agencias de trabajo temporal y la mayoría de los contratos de formación también son temporales. Desde el punto de vista empírico, consideraremos todos estos contratos como temporales.

Vinay (2002) y Cahuc y Carcillo (2006), y en Bentolila y Jimeno (2006) y Bentolila *et al.* (2008b) para el caso de España.

2. Prestaciones por desempleo

En Francia, el seguro de desempleo presenta una tasa de sustitución bruta del 57,4% del salario del año anterior.[6] En España, la tasa de sustitución disminuye con el paso del tiempo: es del 70% durante los 6 primeros meses, cayendo luego al 60% durante otros 18 meses. Así pues, al menos al comienzo del periodo de desempleo, el sistema español parece más generoso que el francés. Sin embargo, al comparar prestaciones resulta fundamental tener en cuenta las características personales del trabajador desempleado y las tasas de sustitución netas de impuestos. En este sentido, conforme a la Base de Datos de Prestaciones y Salarios de la OCDE (versión de marzo de 2006), la tasa de sustitución neta en 2004 para un trabajador industrial promedio, casado, con cónyuge no ocupado y sin hijos era del 69% en ambos países. Simultáneamente, si el mismo trabajador estaba casado con un cónyuge también ocupado y tenía dos hijos, la tasa de sustitución era del 84% en Francia y del 87% en España.

En Francia, la duración de las prestaciones por desempleo es idéntica al periodo cotizado por el trabajador, con un límite máximo de 24 meses (que es superior en el caso de trabajadores mayores de 50 años). En España, la duración de la prestación aumenta de forma escalonada, desde un 22% hasta un tercio del periodo de cotización (que debe ser de 12 meses como mínimo), con un límite máximo de 24 meses. Cuando calculamos una medida de las prestaciones por desempleo para utilizarla en nuestras simulaciones, tenemos en cuenta las prestaciones establecidas por ley y su duración, que se ve afectada por la normativa al respecto.

En Francia, los trabajadores que agotan el seguro de desempleo o que no que cumplen las condiciones para percibirlo tienen derecho

6. Si resulta en un importe mayor, el porcentaje es del 40,4% del salario a lo que se añade una cantidad fija (actualmente en torno a 330 euros mensuales).

a la denominada "renta mínima de inserción" (*Revenu Minimum d'Insertion*, RMI), que asciende a 454,63 euros (en torno al 16% de la renta bruta media) y a 681,9 euros en el caso de una pareja (más las prestaciones por hijos a cargo).[7] En España, el importe de esta ayuda es igual al 80% del denominado "Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples" (IPREM), que en 2008 ascendía a 413,5 euros (alrededor del 23% de la renta bruta en el sector privado no agrario), aunque es mayor en el caso de trabajadores con responsabilidades familiares. El importe de la prestación está sujeto a una evaluación de los medios económicos del perceptor. Algunas regiones españolas conceden prestaciones adicionales (en Madrid, por ejemplo, asciende a 370 euros) pero su cobertura suele ser reducida.

3. La negociación salarial

La negociación salarial colectiva es similar en ambos países. Podría afirmarse que ello obedece a que, a comienzos de la década de los ochenta, cuando se creó el sistema español de negociación colectiva posterior a la dictadura, España adoptó la regulación francesa. La negociación colectiva cubre a la mayoría de los trabajadores en los dos países, por encima del 90% en Francia y del 80% en España. La negociación es básicamente de ámbito sectorial y existe fragmentación geográfica (es decir, mediante acuerdos por sector y departamento en Francia y por sector y provincia en España). Las condiciones establecidas en los acuerdos de ámbito superior al de la empresa individual resultan de aplicación a todas las empresas y trabajadores en el sector o área geográfica pertinente; esa aplicación es discrecional en Francia y automática en España.

En España, los trabajadores están representados por delegados sindicales en empresas con menos de 50 empleados y por comités de empresa en las que superan los 50 empleados, como reflejo de

7. Existe también otro programa equivalente a la RMI (dirigida a personas mayores de 25 años que nunca han trabajado) aplicable a quienes han trabajado previamente pero ya no reúnen las condiciones para percibir el seguro de desempleo: la Allocation de Solidarité Specifique (ASS), de cuantía semejante a la RMI.

las prácticas francesas. Los sindicatos obtienen representación en elecciones celebradas en cada empresa, aunque no es necesario que los votantes estén sindicados. Así pues, los trabajadores tienen escasos incentivos a sindicarse, de modo que el índice de densidad sindical es muy reducido y en gran parte irrelevante. Ambos países figuran entre los que presentan mayores discrepancias entre el grado de cobertura de la negociación colectiva y el índice de densidad sindical (que es del 10% en Francia y del 15% en España).[8] Existe, sin embargo, una diferencia destacable en el número de sindicatos: mientras que en España sólo hay dos sindicatos representativos a nivel nacional (CCOO y UGT), en Francia son más numerosos (ocho). Con todo, el poder de estos sindicatos franceses es dispar y, al igual que en España, existen dos sindicatos especialmente influyentes, sobre todo en el sector público (CGT y CDFT).

En resumen, creemos que las instituciones de la negociación colectiva no son muy distintas en los dos países. Por ello, no exploraremos posibles diferencias en la fijación de salarios entre ambos países en nuestras simulaciones posteriores.

4. El modelo

Esta sección presenta un esbozo del modelo de búsqueda y emparejamiento que utilizamos en la Sección de simulación. Está inspirado en trabajos previos de Blanchard y Landier (2002) y Cahuc y Postel-Vinay (2002), que extienden el modelo original de Mortensen-Pissarides (1994) con destrucción endógena de empleo para permitir la distinción entre empleos temporales e indefinidos con diferentes indemnizaciones por de despido.

1. Estructura del modelo

A continuación describimos los rasgos principales del modelo y discutimos sus propiedades con la ayuda de gráficos. La totalidad de los detalles algebraicos se recogen en nuestro trabajo complementario (Bentolila *et al.*, 2010).

8. Véanse más detalles relativos a España en Bentolila y Jimeno (2006).

Existe un continuo de trabajadores y empresas neutrales al riesgo con vida infinita, con una tasa de descuento común $r > 0$. La masa de trabajadores se normaliza a 1.

Los emparejamientos laborales presentan una función de distribución de productividad idiosincrásica $F(\varepsilon)$, definida en el intervalo $\left[\underline{\varepsilon}, \overline{\varepsilon}\right]$. Las perturbaciones de productividad idiosincrásica siguen una distribución de Poisson con tasa de incidencia μ. Todos los nuevos empleos comienzan con la productividad máxima $\overline{\varepsilon}$.

Hay dos tipos de empleos: temporales y permanentes (indefinidos), ambos dotados de la misma distribución de productividad. Suponemos que no está permitida la renegociación de los salarios de los empleos temporales; simultáneamente, suponemos que los salarios de los empleos indefinidos sí pueden renegociarse. Los trabajadores desempleados pueden acceder a empleos temporales con probabilidad p, determinada exógenamente con arreglo a la política de LPE, o a empleos indefinidos iniciales con probabilidad $1-p$. Estas probabilidades se fijan de forma exógena para reflejar la necesidad de contratos flexibles, debido, por ejemplo, a la especialización sectorial de la economía (el peso de la construcción de viviendas es, por ejemplo, mayor en España). Los empleos temporales finalizan con una probabilidad λ por unidad de tiempo; llegados a ese punto, la empresa puede convertirlos en indefinidos o destruirlos a coste cero. Cuando la transformación tiene lugar, se observa un nuevo valor de la productividad inicial del trabajador promocionado. Los empleos indefinidos presentan costes burocráticos de despido f. Las prestaciones por desempleo se denotan mediante b. Ambas magnitudes son fracciones del salario medio, $\overline{w}$, aunque seguidamente y para ahorrar notación simplemente los denotaremos como f y b.

Existe una función de emparejamiento Cobb-Douglas, $m(u,v) = m_0 u^{\alpha} v^{1-\alpha}$, a la Pissarides (2000), con tasas de emparejamiento $q(\theta) = m/v$ para las vacantes y $\theta q(\theta) = m/u$ para los desempleados, donde el grado de escasez de mano de obra en el mercado laboral (*labor market tightness*) viene dado por $\theta = v/u$, siendo v

las vacantes y u el desempleo, mientras que el factor m_0 capta el grado de desajuste (*mismatch*) que será mayor cuanto menor sea m_0. Existe también un coste de mantener empleos vacantes igual a $h > 0$ por unidad de tiempo.

Distinguimos entre un empleo temporal, un nuevo empleo indefinido –no sujeto aún a costes de despido– y un empleo indefinido preexistente –sujeto al coste de despido–. Las empresas y los trabajadores calculan los valores óptimos de mantener estos empleos, así como de crear una vacante (en el caso de las empresas) y de estar desempleado (en el caso de los trabajadores). Una vez que el contacto tiene lugar, el par empresario-empleado firma un contrato temporal con probabilidad p o un nuevo contrato indefinido con probabilidad $1-p$, ambos creados con el máximo nivel de productividad, $\bar{\varepsilon}$. Si se firma un contrato temporal, el empresario recibe un flujo de beneficios y, una vez que la perturbación de productividad tiene lugar a una tasa μ, este tipo de empleo necesariamente continúa con un salario constante hasta que pueda ser destruido. Estos supuestos se adoptan para reflejar el hecho de que los trabajadores temporales no suelen renegociar sus contratos y de que los empresarios no pueden despedir trabajadores con contratos temporales antes de su finalización.

Como se señaló anteriormente, cuando un contrato temporal finaliza a tasa λ, el correspondiente empleo puede destruirse o transformarse en un empleo indefinido. A la fecha de la finalización del contrato temporal se observa un nuevo valor de la productividad. Como los empleos temporales inicialmente disfrutan del máximo nivel de productividad $\bar{\varepsilon}$, la nueva productividad no puede ser superior a aquella, lo cual trata de capturar la evidencia disponible sobre la existencia de una relación negativa entre protección del empleo y productividad laboral.[9] Cuando se crea un nuevo empleo

9. Ichino y Riphahn (2005) han mostrado que el número de días de absentismo por semana aumenta significativamente una vez que se accede a la protección del empleo al término del periodo de prueba; además, Bassanini *et al.* (2009) encuentran que una LPE más rigurosa en los contratos indefinidos reduce el crecimiento de la productividad.

indefinido, es cubierto por un trabajador desempleado o por un trabajador con contrato temporal. Una vez que tiene lugar la perturbación de productividad, dicho contrato puede continuar como preexistente o bien puede deshacerse el emparejamiento, en cuyo caso el empresario deberá satisfacer el coste de despido f. Si la pareja empresario-trabajador continúa unida, el trabajador puede ahora utilizar el coste de despido como amenaza adicional en la negociación salarial.

Un trabajador desempleado accede a un flujo de renta b y entra en contacto con una vacante a una tasa $\theta q(\theta)$, ya sea de un empleo temporal o de un nuevo empleo indefinido, con probabilidades p y $1-p$, respectivamente.

2. Reparto del excedente

El excedente se reparte con arreglo a una negociación a la Nash en la que los trabajadores cuentan con un poder de negociación $\beta \in [0,1]$. En estado estacionario y con libertad de entrada, puede mostrarse que el excedente de un empleo indefinido preexistente es mayor que el excedente de un nuevo empleo indefinido en la cuantía del coste de despido que el empresario tiene que satisfacer una vez que el trabajador ha sido confirmado en el puesto de trabajo. Esto se debe a nuestro supuesto de que, en el momento del primer encuentro entre el trabajador y el empresario, un desacuerdo entre ellos no conlleva ningún coste de despido, al no haberse firmado todavía el contrato.

3. Creación de empleo y destrucción de empleo

A partir de la estructura anterior, pueden calcularse los umbrales de productividad, denotados mediante ε^c y ε^d, respectivamente, que las empresas utilizan en sus decisiones para crear (CEI) y destruir (DEI) empleos indefinidos. Obsérvese que, con arreglo a nuestros supuestos previos, ε^c corresponde también al nivel de productividad por debajo del cual se destruirá un empleo temporal y por encima del cual ese empleo temporal se transformará en indefinido. Puede

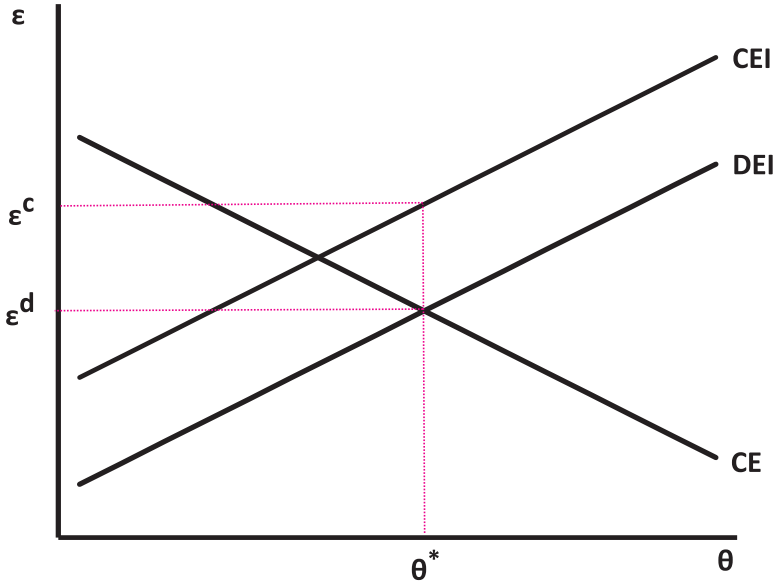
demostrarse que estos umbrales se encuentran ligados mediante la relación: $\varepsilon^c = \varepsilon^d + (\mu + r)f$, que implica que $\varepsilon^c > \varepsilon^d$ cuando $f > 0$, es decir, que los empleos temporales se destruyen con mayor frecuencia que los empleos indefinidos preexistentes al estar aquéllos exentos de costes de despido.

El umbral de productividad ε^d es una función creciente del grado de escasez de mano de obra en el mercado laboral, θ, y una función decreciente del coste de despido, f. La intuición de la primera relación es que un mayor grado de escasez de mano de obra, al elevar el valor del desempleo, reduce el excedente, induciendo así que la pareja empresario-trabajador eleve el grado de exigencia respecto a la productividad que debe regir en el emparejamiento para que a ambas partes les compense el acuerdo más que otras opciones alternativas. En consecuencia, la función DEI es creciente en el plano (θ, ε). Por su parte, la segunda relación está en consonancia con el objetivo de los costes de despido (reducir la propensión a destruir empleos), lo que implica que empleos menos productivos permanecen operativos. Como $\varepsilon^c = \varepsilon^d + (\mu + r)f$, CEI será también una función creciente en el plano (θ, ε), situada en paralelo y por encima de la función DEI, ya que $\varepsilon^c > \varepsilon^d$, para cualquier valor de θ. Además, puede mostrarse que ε^c es una función creciente de f, como reflejo del hecho de que, en presencia de mayores costes de despido, las empresas y los trabajadores exigen una mayor productividad del emparejamiento antes de proceder a la transformación de un contrato temporal en uno indefinido.

Por otra parte, la condición de libre entrada de empresas proporciona una ecuación de creación de empleo total (CE). A lo largo de la función CE, el grado de escasez de mano de obra θ es una función decreciente de la productividad de reserva ε^d. En otras palabras, cuanto menor es el umbral de destrucción ε^d, más duraderos son los empleos en promedio, lo que induce una mayor creación de vacantes por parte de las empresas. Por tanto, la función CE es decreciente en el plano (θ, ε). En cambio, para cualquier valor

de ε^d, un mayor coste de despido f reduce el valor actual esperado de los empleos, lastrando así la creación de empleo.

Gráfico 2: Equilibrio del mercado de trabajo



En suma, las tres incógnitas θ, ε^c y ε^d quedan definidas por las condiciones CE, CEI y DEI. El Gráfico 2 ofrece una representación de los valores de equilibrio, donde la intersección de las funciones CE y DEI en el plano (θ, ε^d) determina los valores de equilibrio de estas dos variables, mientras que la función CEI determina el valor de equilibrio de ε^c. En el Gráfico 3, consideramos el efecto de una mayor diferencia entre los costes de despido de los trabajadores indefinidos y los temporales, con respecto a una situación donde esa diferencia es menor. Esta modificación se capta mediante un aumento de f, que desplaza hacia arriba la función CEI y hacia abajo las funciones DEI y CE. Como se señaló anteriormente, las empresas, sin ambigüedad alguna, pasan a ser menos exigentes en el despido de trabajadores indefinidos (menor ε^d) y más exigentes

en la transformación de empleos temporales en indefinidos (mayor ε^c). En principio, aunque el efecto sobre θ, y por tanto sobre el desempleo, es ambiguo, puede demostrarse que cuanto menor es la tasa de transformación de temporales en indefinidos (inducida por el mayor valor de f), mayor es la probabilidad de que aumente el desempleo a consecuencia de una excesiva rotación de los trabajadores temporales, en línea con los resultados previos de Blanchard y Landier (2002) y Cahuc y Postel-Vinay (2002). El Gráfico 4, a su vez, ilustra el efecto de una reducción de p que, como se mencionó anteriormente, consideramos en parte como una aproximación al estallido de la burbuja inmobiliaria en España, puesto que el sector de la construcción fue uno de los motores de la elevada demanda de trabajo temporal en esta economía. En este caso, las funciones CEI y DEI no se ven afectadas, mientras que CE se desplaza hacia abajo, ya que la creación de empleo se ve lastrada por la recesión. Como consecuencia, el valor de equilibrio de θ disminuye sin ambigüedad alguna y la tasa de desempleo aumenta. Por último, utilizando el mismo argumento que en la caída de p, es fácil comprobar que, bien un aumento de λ (es decir, una mayor frecuencia de finalización de los contratos temporales), o bien una disminución de m_0 (es decir, un aumento del desajuste) conllevan un menor θ y un mayor desempleo.

El último paso consiste en calcular los niveles de empleo y desempleo de estado estacionario para cada tipo de contrato, así como el salario medio.

Gráfico 3: Efectos de un aumento del coste de despido (f)

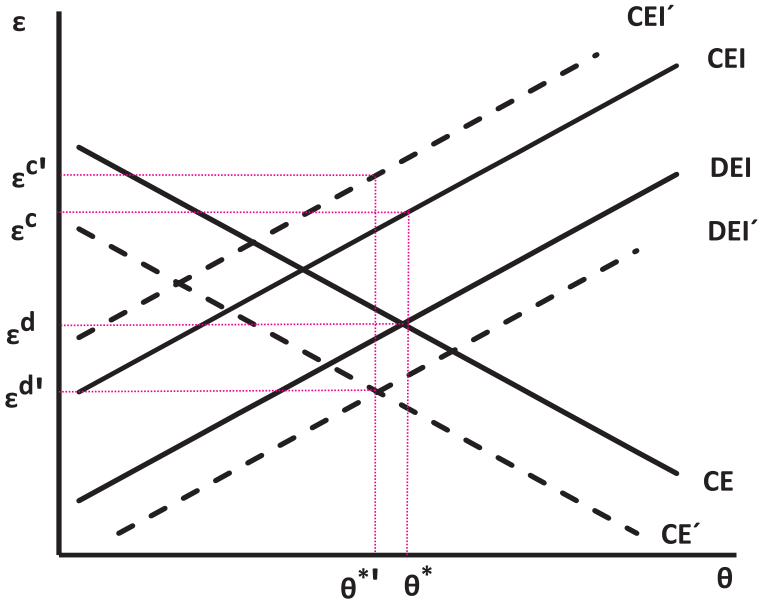
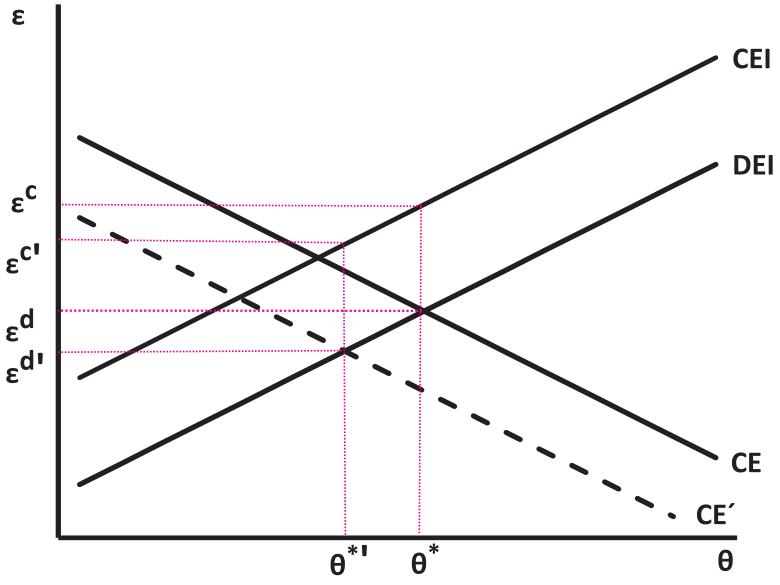


Gráfico 4: Efectos de una reducción de la probabilidad de acceso al empleo mediante contrato temporal (p)



5. Una explicación del impacto de la crisis

En esta sección mostramos primero la forma en que calibramos una serie de parámetros del modelo, para discutir seguidamente los resultados de un ejercicio de simulación con el que tratamos de determinar el grado en que las diferencias entre la LPE española y la francesa pueden explicar la notable discrepancia en la evolución de las tasas de desempleo entre estos dos países durante la actual crisis.

1. Calibración del modelo

A fin de utilizar nuestro modelo teórico para arrojar luz sobre la experiencia española, fijamos el periodo del modelo en un trimestre. Algunos de los valores de los parámetros del modelo pueden obtenerse directamente de los datos, pero otros deben calcularse de forma endógena para que repliquen un conjunto de variables clave del mercado laboral. El periodo de referencia efectivamente utilizado para las variables corresponde a la última parte de la expansión, concretamente 2005:I-2007:IV. Los valores de los parámetros se presentan en el Cuadro 2.

El tipo de interés r se fija en el 1% trimestral. La función de emparejamiento es Cobb-Douglas, donde α denota la elasticidad de la función de emparejamiento con respecto al desempleo. Al igual que en la mayor parte de la literatura, elegimos $\alpha = \beta = 0.5$.[10]

En el caso del indicador de prestaciones por desempleo b, utilizamos las tasas de sustitución establecidas en la legislación, corregidas de cobertura, fijándolas en un 55% para Francia y en un 58% para España. Los indicadores f y p se eligen para representar la LPE de cada país. Por lo que respecta a f, se eligen valores que repliquen los costes burocráticos de despido en proporción al salario. Kramarz y Michaud (2008) calculan que el coste de despido medio de los trabajadores indefinidos en Francia se sitúa en torno a un año

10. Véase, por ejemplo, Petrongolo y Pissarides (2001).

Cuadro 2. Parámetros calibrados y estimados[1]

		Francia	España
Parámetros estándar:			
Tipo de interés	r	0,010	0,010
Elasticidad de la función de emparejamiento	α	0,500	0,500
Poder de negociación de los trabajadores	β	0,500	0,500
Parámetros institucionales:			
Tasa de sustitución de la prestación por desempleo	b	0,550	0,580
Indemnización por despido de trabajadores indefinidos	f	1,330	2,000
Tasas flujo del mercado de trabajo dual:			
Probabilidad de acceso al empleo mediante contrato temporal	p	0,710	0,910
Probabilidad de finalización de un contrato temporal	λ	0,135	0,213
Parámetros estimados mediante inferencia indirecta:			
Coste de mantener puestos de trabajo vacantes	h	0,600	0,900
Nivel de eficiencia del emparejamiento	m_0	0,350	1,200
Tasa de incidencia de las perturbaciones de productividad	μ	0,020	0,090
Límite inferior de la perturbación de productividad	$\underline{\varepsilon}$	0,500	0,500
Factor multiplicativo de la perturbación en recesión	γ	0,900	1,000
Factor aditivo de la perturbación en recesión	δ	0,000	0,192[2]

Notas: [1] Periodo de referencia: 2005:I-2007:IV. [2] Igual a 0,438 en el modelo de salario flexible.

de salario, representando los costes burocráticos un tercio de aquél (es decir, 1,33 trimestres). En el caso de España, calculamos ese coste como la diferencia entre la indemnización establecida por ley para despidos procedentes (20 días de salario por año de servicio) y la efectivamente pagada (45 días, ya sea en despidos individuales o colectivos) –la inducida por los juzgados de lo social y las autoridades laborales– que, utilizando la antigüedad en el empleo observada, da como resultado un valor de 2 trimestres. Por lo que hace a los parámetros p y λ, elegimos mayores valores en España, tratando de captar el peso notablemente superior del empleo en la construcción, sector que ha constituido una importante fuente de contratación de trabajadores temporales en este país. El parámetro p representa la proporción de contratos de nueva creación que son temporales, situada en torno al 71% en Francia y al 91% en España. El parámetro λ representa la probabilidad de que un contrato temporal se transforme en uno indefinido o bien finalice, situada en torno al 13,5% en Francia y al 21,3% en España.[11]

Para simplificar los cálculos, hemos elegido una función de distribución uniforme para la productividad idiosincrásica. Su límite superior, $\bar{\varepsilon}$, puede elegirse de forma arbitraria de manera que todos los restantes valores monetarios (salarios, renta en desempleo, etc.) se interpretarán en función del valor de $\bar{\varepsilon}$ elegido, en nuestro caso $\bar{\varepsilon} = 1$. Sin embargo, debe calibrarse la desviación típica de la productividad idiosincrásica, lo que en la práctica significa elegir el límite inferior de la perturbación $\underline{\varepsilon}$, bajo el supuesto anterior. Existen otros tres parámetros libres: h, m_0 y μ. Éstos se eligen para reflejar las magnitudes del mercado de trabajo en el estado de expansión, ya que las tasas de paro en España y Francia fueron similares entre 2005 y 2007 y nuestro objetivo consiste en explicar por qué el reciente aumento del desempleo ha sido tan rápido en España en comparación con Francia. Así pues, deberíamos dejar

11. Una alternativa que también hemos utilizado aunque sin lograr convergencia en la simulación consistió en permitir dos tipos de perturbaciones de productividad, idiosincrásica y agregada, gobernada esta última por una matriz de transición de Markov entre los diferentes estados de la economía; véase L'Haridon y Malherbet (2006).

que el modelo explique la tasa de desempleo en el estado de recesión (contemporáneo a la crisis) en relación con el estado de expansión (anterior a la crisis). Sin embargo, los valores reflejados en cualquiera de los estados deberían idealmente ser valores de estado estacionario y no valores de un momento cualquiera del tiempo, lo que no está garantizado, especialmente en el caso español, donde la tasa de desempleo muestra claros signos de elevada persistencia y volatilidad.

Para hallar los valores de $\underline{\varepsilon}$, h, m_0 y μ, utilizamos cuatro ecuaciones que definen cuatro variables básicas del mercado de trabajo (tasa de paro, tasa de destrucción de empleo indefinido, tasa de temporalidad y tasa de transición de empleos temporales a indefinidos) en función de dichos parámetros, las cuales calculamos utilizando información proveniente de las Encuestas de Población Activa francesa y española (véanse los detalles en Bentolila *et al.*, 2010). Por último, los resultados derivados del modelo anterior se complementan en los ejercicios de simulación con una especificación alternativa de la cuantía de los costes de despido y de la renta en desempleo. En efecto, consideramos tanto el caso en que el salario medio $\overline{w}$ aplicado a f y b durante la recesión se corresponde con el salario vigente en dicha fase contractiva como el caso en que el salario medio aplicable sea el de la fase anterior, es decir, durante la expansión. Este último caso trata de reproducir el hecho de que las prestaciones por desempleo y las indemnizaciones por despido se establecen habitualmente en función del periodo trabajado y de la antigüedad de los trabajadores, respectivamente. Por conveniencia en la notación, en lo que sigue denominaremos a estas dos versiones alternativas como modelo con "salario flexible" y modelo con "salario semiflexible", respectivamente.

2. Resultados de la simulación

En esta sección, presentamos los resultados de diversos ejercicios de simulación. Mostramos los objetivos de la calibración (datos observados) y los resultados de la misma (datos simulados) para ambas economías, tanto en el periodo de expansión como en el de recesión, utilizando las dos versiones del modelo descritas

previamente, si bien, por brevedad, nos centraremos principalmente en la discusión de los resultados del modelo de salario semiflexible, que consideramos más realista. El Cuadro 3 presenta los valores objetivo de las cuatro variables que pretendemos ajustar así como los resultados provenientes de las simulaciones. Para el periodo de expansión (2005-2007), el modelo calibrado ofrece un ajuste bastante bueno tanto de las magnitudes laborales francesas como de las españolas, sobre todo en lo concerniente a las tasas de desempleo y de temporalidad, donde el ajuste es casi perfecto.

El siguiente paso consiste en reproducir los datos observados durante el periodo de recesión. Como esta fase contractiva aún continúa, los valores objetivo son los datos observados correspondientes al último periodo de cuatro trimestres disponible en el momento de redactar este trabajo, es decir, 2008:III-2009:II. Consideramos una simulación donde el único grado de libertad en el ajuste a los objetivos durante la recesión viene dado por cambios adversos en la distribución de las perturbaciones de productividad, tanto en su media como en su varianza. Suponemos que la distribución de la perturbación cambia a través de una combinación de factores aditivos y multiplicativos; en concreto, suponemos que ε se distribuye uniformemente en el intervalo $\gamma[\underline{\varepsilon} - \delta,\ \overline{\varepsilon} - \delta]$, de forma que los parámetros γ y δ se eligen para que reproduzcan los momentos requeridos en el estado de recesión de las cuatro variables objetivo que intentamos reproducir.

Los resultados se presentan en el Cuadro 3, siendo nuestras estimaciones para los parámetros γ y δ en el modelo de salario semiflexible $\gamma = 0{,}88$ y $\delta = 0$ en el caso de Francia y $\gamma = 1$ y $\delta = 0{,}192$ en el caso de España. Como puede observarse, somos capaces de replicar extraordinariamente bien las variables objetivo francesas durante el periodo de recesión. Con respecto a España, también logramos un buen ajuste de la tasa de desempleo, pero no conseguimos captar la caída de la tasa de empleo temporal. De hecho, la simulación arroja un aumento acusado de esta tasa, del 34% en la expansión al 45% en la recesión, que contrasta con la evolución en sentido contrario observada en los datos (es decir, del 33% al 27%).

Cuadro 3. Resultados de la simulación

	Tasa de desempleo	Tasa de destrucción de empleos indefinidos	Tasa de empleo temporal	Transición temporal a indefinido
Francia - Expansión				
Datos	0,085	0,015	0,126	0,047
Modelo Semiflexible	0,080	0,013	0,125	0,037
Francia - Recesión				
Datos	0,098	0,013	0,125	0,037
Modelo Semiflexible	0,094	0,013	0,126	0,037
España - Expansión				
Datos	0,103	0,008	0,333	0,100
Modelo Semiflexible	0,100	0,038	0,338	0,053
España - Recesión				
Datos	0,177	0,016	0,270	0,075
Modelo Semiflexible	0,177	0,045	0,449	0,035

Con arreglo al modelo, el desempleo aumenta 7,8 puntos porcentuales en España y 1,3 puntos porcentuales en Francia, ofreciendo una réplica casi perfecta de las variables objetivo de desempleo. En consecuencia, una vez que el modelo muestra un

buen comportamiento tanto en estados de expansión como de recesión, podemos utilizar estas simulaciones para evaluar la proporción del aumento del desempleo inducido por la recesión en España que puede atribuirse a las diferencias en su protección del empleo y en su composición sectorial con respecto a Francia. Este ejercicio lo realizamos calculando cuál habría sido el aumento del desempleo si España hubiera contado con la LPE francesa y con un menor peso del empleo en el sector inmobiliario. El coste de despido, f, la proporción de contratos que son temporales, p, y la tasa de destrucción de empleos temporales, λ, captan conjuntamente ambos efectos. La idea básica que subyace en la consideración conjunta de estos tres parámetros es que la fuerte especialización de la economía española en el sector de la construcción guarda una estrecha relación con la existencia de un mercado de trabajo dual. Los rígidos contratos indefinidos eran inadecuados para una especialización en sectores más innovadores, ya que la acomodación del mayor grado de incertidumbre habitualmente asociado a bienes de mayor valor añadido habría exigido una mayor flexibilidad laboral (Saint-Paul, 1997).

En otras palabras, aunque se supone que p y λ son parámetros del modelo y, por tanto, independientes del valor de f, en la práctica es muy probable que una disminución de f conlleve una menor probabilidad de acceso al empleo mediante contratos temporales (es decir, una reducción de p) y posiblemente también un descenso de la duración de los contratos temporales, ya que éstos podrían transformarse con mayor facilidad en contratos indefinidos (es decir, una reducción de λ).

El Cuadro 4 presenta los resultados de las simulaciones. Seguimos una metodología de doble diferencia (*diffs-in-diffs*) en el escenario contrafactual de que España hubiera realizado una reforma laboral al comienzo de la recesión (digamos, a finales de 2007) para adoptar regulaciones de LPE semejantes a las vigentes en Francia, las cuales a su vez habrían dado lugar a una estructura sectorial similar a la francesa.

Cuadro 4. Aumento diferencial (en puntos porcentuales) del desempleo en España inducido por la recesión que explican sus diferencias con Francia. Parámetros del mercado de trabajo francés atribuidos a España: f, p y λ.

	Δu_{SP}	$\Delta u_{SP}(FR)$	$\Delta u_{SP} - \Delta u_{SP}(FR)$
Modelo Flexible	7,8	3,8	4,0
Modelo Semiflexible	7,8	2,8	5,0

Comenzando con la reforma al inicio de la recesión, en el caso de la versión semiflexible del modelo, la segunda fila muestra el resultado de restar de la variación total del desempleo (7,8 puntos porcentuales) la variación predicha si España hubiera tenido los parámetros franceses (es decir, 2,8 puntos porcentuales). La implicación es notable: la recesión habría elevado la tasa de desempleo española 5 puntos porcentuales menos si España hubiera contado con las características del mercado de trabajo francés en lugar de las propias. En otras palabras, la combinación LPE/estructura sectorial explica un 64% del aumento de la tasa de desempleo durante la recesión. En el modelo flexible, dado que los salarios se pueden ajustar a la baja debilitando el efecto de los costes de despido, la contribución de la LPE al aumento del desempleo es ligeramente inferior, concretamente de 4 puntos porcentuales, o el 52% del incremento observado del desempleo.

6. Conclusiones

En este trabajo, exploramos el grado en que el enorme aumento diferencial de la tasa de desempleo española frente a la francesa durante la actual recesión puede explicarse por las diferencias existentes en la legislación de protección del empleo vigente en los dos países. En particular, examinamos el impacto de la mayor divergencia entre los costes de despido de los trabajadores con contratos indefinidos y los temporales que existe en España con

respecto a Francia. Esta divergencia parece haber inducido enormes flujos de trabajadores temporales hacia y desde la situación de desempleo y, durante la recesión, una fuerte destrucción de empleo.

Para llevar a cabo esta tarea, hemos utilizado un modelo de búsqueda y emparejamiento inspirado en un trabajo previo de Cahuc y Postel-Vinay (2002), que extiende el modelo de Mortensen-Pissarides (1994) para permitir la distinción entre empleos temporales e indefinidos con diferentes costes de despido. Tras calibrar los parámetros con datos de ambas economías, simulamos el modelo para replicar diversas magnitudes básicas del mercado de trabajo, tanto en el periodo de expansión (2005:I-2007:IV) como en el de recesión (2008:III-2009:II).

Posteriormente, realizamos un ejercicio de simulación contrafactual con los parámetros fundamentales que captan la protección del empleo y la composición sectorial, que consideramos guardan una estrecha relación en el modelo. Atribuyendo a la economía española el valor de esos parámetros en la economía francesa al comienzo de la actual recesión, obtenemos un resultado notable, a saber, que la tasa de desempleo habría aumentado unos 4 ó 5 puntos porcentuales menos de lo que realmente lo ha hecho (unos 8 puntos porcentuales). Es necesario subrayar que estos resultados deben tomarse con la debida cautela, ya que no hemos sido capaces de replicar la caída de la tasa de empleo temporal durante la recesión. Creemos que este fenómeno podría estar relacionado con un aumento en el desajuste (*mismatch*) debido a la dificultad de recolocar trabajadores de la construcción en otros sectores de mayor productividad. No obstante, resultados preliminares indican que la importancia de la LPE en la explicación del aumento del desempleo español continúa siendo notable.

Recientemente, han surgido en Europa diversas iniciativas de reforma laboral en mercados de trabajo segmentados defendiendo la idea de un contrato único frente a la actual dualidad de contratos temporales e indefinidos. Entre dichas propuestas cabe citar las de

Blanchard y Tirole (2003) y Cahuc y Kramarz (2004) en Francia, Boeri y Garibaldi (2008) e Ichino (2009) en Italia, así como un manifiesto firmado por 100 economistas académicos, véase Andrés *et al.* (2009), en España. Aunque sus detalles no son idénticos, todas estas propuestas subrayan los efectos negativos inducidos por la dualidad contractual. Como resultado, todas ellas proponen la eliminación de los contratos temporales y la introducción de un único contrato laboral con una indemnización por despido creciente con la antigüedad en el empleo.[12] Los resultados de este trabajo, al cuantificar el impacto de los contratos temporales sobre el aumento del desempleo durante la crisis, avalan en cierta medida la conveniencia de crear un contrato único.

12. Véase en García-Pérez (2010) una propuesta concreta de contrato único para el caso español y un análisis empírico de sus implicaciones en términos del grado esperado de protección y estabilidad en el empleo que experimentarían los asalariados en España de llevarse a la práctica dicha reforma.

Anexo

Cuadro A1. Legislación de protección del empleo en Francia y España

	Contratos indefinidos	Contratos temporales
Francia		
** Periodo de preaviso*	1 mes si 6<antigüedad (mds.)< 24 2 meses si antigüedad (mds.)> 24	
** Indemnización por despido*		
1. Motivos económicos	6 días de salario pads. (20% del salario) +0,08 día de salario pads.>10 años (1/15 del salario mensual)	3 días de salario pads.
2. Motivos individuales	Antigüedad mínima: 1 año 3 días de salario pads. (10% del salario)	
(antes de julio de 2008)	+0,04 días de salario pads.>10 años	
Observaciones	Plan personalizado hasta 12 meses	Duración máx.: 24 meses Limitado a 9 casos (véase el texto principal)
España		
** Periodo de preaviso*	1 mes	
** Indemnización por despido*		
1. Motivos económicos	20 días de salario pads. Límite máx. de antigüedad: 12 meses	8 días de salario pads (0 días en algunos casos, véase el texto principal)
Observaciones	El despido colectivo requiere autorización administrativa	Duración máx: 24 meses Aplicación no restringida
2. Despido improcedente	45 días de salario pads. Límite máx. de antigüedad: 42 meses	

Nota: "mds." y "pads." significan "meses de servicio" y "por año de servicio", respectivamente.

Referencias

Andrés, J. *et al.* (2009), "Propuesta para la Reactivación Laboral en España" (2009), *El País*, 26 de abril, (www.crisis09.es/propuesta/?page_id=37).

Bassanini, A., L.Nunziata y D.Venn (2009), "Job Protection Legislation and Productivity Growth in OECD countries", *Economic Policy* 24, 349-402.

Bentolila, S., P. Cahuc, J. J. Dolado, y T. Le Barbanchon (2010), "Two-Tier Labor Markets in a Deep Recession: France vs. Spain", manuscrito no publicado.

Bentolila, S., J. J. Dolado y J. F. Jimeno (2008a), "Does Immigration Affect the Phillips Curve? Some Evidence for Spain", *European Economic Review* 52, 1398-1423.

Bentolila, S., J. J. Dolado y J. F. Jimeno (2008b), "Two-tier Employment Protection Reforms: The Spanish Experience", *CESifo DICE Report* 4/2008.

Bentolila, S. y J. F. Jimeno (2006), "Spanish Unemployment: The End of the Wild Ride?", en M. Werding (ed.), *Structural Unemployment in Western Europe. Reasons and Remedies*, MIT Press, Cambridge, MA.

Bentolila, S. y G. Saint-Paul (1992), "The Macroeconomic Impact of Flexible Labor Contracts, with an Application to Spain", *European Economic Review* 36, 1013-1047.

Blanchard, O. J. y A. Landier (2002), "The Perverse Effects of Partial Labor Market Reform: Fixed Duration Contracts in France", *Economic Journal* 112, 214-244.

Blanchard, O. J. y J. Tirole (2003), "Contours of Employment Protection Reform", MIT Department of Economics Working Paper No. 03-35.

Boeri T. y P. Garibaldi P. (2007), "Two Tier Reforms of Employment Protection Legislation. A Honeymoon Effect?", *Economic Journal* 117, F357-F385.

Boeri T. y P. Garibaldi P. (2008), *Un Nuovo Contratto per Tutti*, Chiarelettere, Torino.

Cahuc, P. y S. Carcillo (2006), "The Shortcomings of a Partial Release of Employment Protection Laws: The Case of the 2005 French Reform", IMF Working Paper No. 06/301.

Cahuc. P. y F. Kramarz (2004), *De la précarité à la mobilité, vers une sécurité sociale professionnelle,* Rapport pour le Ministre de l'Economie et des Finances, La Documentation Française, en www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/054000092/index.shtml

Cahuc, P. and F. Postel-Vinay (2002), "Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance", *Labor Economics* 9, 63-91.

Cahuc, P., F. Postel-Vinay y J. M. Robin (2006), "Wage Bargaining with On-The-Job Search: A Structural Econometric Model", *Econometrica* 74, 323-64.

García-Pérez, J. I. (2010), "¿Qué efectos tendría un contrato único sobre la protección del empleo?", en J. J. Dolado y F. Felgueroso (comps.), *Propuesta para la Reactivación Laboral en España*, Fedea, Madrid.

García-Pérez, J. I. y Y. F. Rebollo-Sanz (2009), "Do Wage Subsidies Affect the Subsequent Employment Stability of Permanent Workers?: The Case of Spain", *Moneda y Crédito* 228, 65-102.

Ichino, A. y Riphahn, R. (2005), "The Effect of Employment Protection on Worker Effort - A Comparison of Absenteeism During and After Probation", *Journal of the European Economic Association* 3, 120-143.

Ichino, P. *et al.* (2009), "Disegno di Legge per la Transizione a un Regime di Flexicurity, n. 1481", 25 de marzo. Síntesis en www.pietroichino.it/?p=3536.

Kramarz, F. y M. L. Michaud (2010), "The Shape of Hiring and Separation Costs", *Labour Economics* 17, 27-37.

Kramarz, F. y T. Philippon (2001), "The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment", *Journal of Public Economics* 82, 115-146.

L'Haridon, O. y F. Malherbet (2006), "Employment Protection Reform in Search Economies", *European Economic Review* 53, 255-273.

Ljungqvist, L. (2002), "How Do Layoff Costs Affect Employment?", *Economic Journal* 112, 2002, 829-853.

Malcomson, J. M. (1999), "Individual Employment Contracts", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Capítulo 35, 2291-2372.

Mortensen, D. T. y C. A. Pissarides (1994), "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment", *Review of Economic Studies* 61, 397-415.

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (2004), *Employment Outlook*, OCDE, Paris.

Petrongolo, B. y C. A. Pissarides (2001), "Looking into the Black Box: A Survey of Matching Functions", *Journal of Economic Literature* 39, 390-431.

Pissarides, C. A. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, 2ª edición, The MIT Press, Cambridge, MA.

Saint-Paul, G. (1996), *Dual Labor Markets*, The MIT Press, Cambridge, MA.

Saint-Paul, G. (1997), "Is Labour Rigidity Harming Europe's Competitiveness? The Effect of Job Protection on the Pattern of Trade and Welfare", *European Economic Review* 41, 499-506.

Saint-Paul, G. (2000), *The Political Economy of Labour Market Institutions*, Oxford University Press, Oxford.

Sala, H., J. I. Silva y M. E. Toledo (2009),"Flexibility at the Margin and Labor Market Volatility in OECD Countries", mimeo.

Wasmer, E. (1999), "Competition for Jobs in a Growing Economy and the Emergence of Dualism in Employment", *Economic Journal* 109, 349-371.

Comentarios

Gilles Saint-Paul
Toulouse School of Economics

Este artículo forma parte de una creciente literatura que utiliza el modelo de emparejamiento de Mortensen-Pissarides con valores calibrados de los parámetros para llevar a cabo ejercicios numéricos. Esta estrategia permite evaluar políticas o replicar los datos del mundo real. Los autores utilizan este modelo para tratar de explicar las diferencias en la respuesta del empleo a la crisis entre España y Francia y para atribuir esas diferencias a las particulares instituciones del mercado de trabajo de cada país.

Mis comentarios se centran básicamente en los supuestos que utilizan los autores en sus estrategias de modelización y calibración.

Una característica cuestionable del modelo es que, siempre que un contrato temporal se transforma en uno permanente, se observa una nueva perturbación de productividad. Aunque las perturbaciones de productividad son inherentes al sector productivo de la economía, la acción de transformar un contrato temporal en uno permanente es específica del conjunto de instituciones del mercado de trabajo contempladas. Debido a este supuesto, un cambio en la legislación de protección del empleo tiene un efecto mecánico sobre la distribución de probabilidad de las perturbaciones de productividad y, por tanto, sobre el nivel medio de productividad. Aunque las instituciones influyen de forma indirecta sobre la productividad, a través de los incentivos de los agentes a trabajar, ahorrar o innovar, no hay motivos para pensar que esa relación sea directa, a menos que aporten argumentos, cosa que los autores no hacen (la referencia a Ichino y Riphahn no es una justificación, ya que ese trabajo ofrece evidencia de los tradicionales mecanismos indirectos). Además, el supuesto podría afectar a los

resultados, porque los autores asumen, en la línea de Mortensen y Pissarides, que las nuevas empresas arrancan con el mayor nivel de productividad posible. La primera perturbación de productividad experimentada por una empresa sólo puede ser negativa, de ahí que un aumento de la tasa de transformación de contratos temporales en permanentes eleve mecánicamente la tasa de aparición de una perturbación de productividad y, por tanto, tienda a reducir la productividad media.

Otra cuestión es el proceso de formación de salarios. Los autores asumen que es el mismo en ambos países, lo que podría ser un supuesto suficientemente bueno visto desde la distancia. Sin embargo, cabría pensar que, como en España existe un menor número de sindicatos que en Francia, aquéllos se coordinan mejor durante el proceso de fijación de salarios, por lo que el efecto de la sindicación *per se* está relacionado con una menor presión salarial en España que en Francia. En segundo lugar, los autores utilizan la condición de Hosios para calibrar el poder de negociación de empresarios y trabajadores en el proceso de formación de salarios, suponiendo que el poder de negociación de los empresarios (trabajadores) es igual a la elasticidad de las vacantes (el desempleo) en la función de emparejamiento. Sin embargo, la condición de Hosios tiene carácter normativo, no positivo, por lo que no hay motivos para creer que los procesos de negociación en el mundo real se ajusten a ella. De hecho, los autores podrían haber seguido una estrategia distinta, estimando esos poderes de negociación a partir de los datos.

Una cuestión relevante es cómo calibrar los costes de despido. Los autores utilizan estimaciones de los costes administrativos y procesales e ignoran las transferencias de los empresarios a los trabajadores. Esto está justificado si uno cree (como es habitual en la literatura) que la negociación salarial es eficiente y puede revocar cualquier transferencia obligatoria entre las dos partes. Sin embargo, en el caso de los emparejamientos condicionados por límites salariales –como la normativa de salario mínimo–, esto podría no ser factible, de modo que el componente de transferencia del coste de despido podría elevar el coste sombra total del factor trabajo.

Sería interesante ver simulaciones del modelo en un escenario donde esas transferencias constituyen una mayor proporción de los costes de despido.

Un resultado fundamental del trabajo es que la caída del empleo en respuesta a la crisis es mayor en España que en Francia, lo que se ajusta bien a la realidad. ¿Pero de dónde se deriva este resultado? Parece que un ingrediente clave es un mayor aumento de la tasa de destrucción de empleo en España. A primera vista, esto resulta paradójico porque los autores suponen que la protección del empleo es mayor en España. Pero podemos pensar en (al menos) dos factores que contribuyen a este resultado. En primer lugar, la modificación de la distribución de las perturbaciones de productividad es distinta: en España la varianza no cambia (perturbación aditiva negativa), mientras que en Francia la varianza se reduce al igual que la media (perturbación multiplicativa negativa). En esta clase de modelos, cuanto menor es la varianza de las perturbaciones de productividad, menor es la tasa de destrucción de empleo. En consecuencia, esperamos que esa característica contribuya a una menor tasa de destrucción de empleo en Francia. En segundo lugar, unos cálculos sencillos sugieren que el margen de destrucción de empleo es en realidad más sensible a cambios en la media de las perturbaciones de productividad cuando los costes de despido son más altos, al menos en el caso de una distribución uniforme de las perturbaciones y un nivel crítico interior de la perturbación.

Por último, sería interesante que los autores pudieran introducir en sus modelos diferencias sectoriales entre los dos países, pues parece que la excesiva dependencia española de la construcción –y la irreversibilidad de la destrucción de empleo en ese sector– es un importante factor explicativo de las diferencias en la respuesta del empleo a la crisis entre ambos países.

¿Concedieron las Cajas "buenas" créditos "malos"? Gobierno corporativo, capital humano y carteras de créditos

Vicente Cuñat
London School of Economics

Luis Garicano
London School of Economics y CEPR

1. Introducción

En retrospectiva, los síntomas del desarrollo de una burbuja inmobiliaria parecen tan claros en España como en Estados Unidos o Irlanda: los precios de la vivienda aumentaron, en términos reales, más de un 100% entre 1999 y 2007. Además, hasta 2007, el crédito al sector inmobiliario continuó financiando uno de los mayores auges inmobiliarios del mundo, de tal modo que en 2006 se inició la construcción de 860.000 viviendas. Dos tercios de las viviendas construidas en Europa entre 1999 y 2007 se localizaban en España. Al final de la expansión del sector de la construcción (finales de 2008), el volumen de crédito concedido a constructores y promotores inmobiliarios ascendía a casi 500.000 millones de euros, una suma equivalente al 50% del PIB español. En retrospectiva, esta bonanza crediticia parece imprudente: los bancos de inversión estiman ahora que hasta un 50% del crédito concedido a promotores inmobiliarios será irrecuperable.

No todos los prestamistas tomaron las mismas decisiones. De hecho, como documentamos más adelante, se aprecian enormes

diferencias en sus resultados: la proporción de préstamos al sector inmobiliario en las carteras de créditos de las Cajas de Ahorros en el cénit de la expansión inmobiliaria (2006) oscilaba, en nuestra muestra, entre algo más del 10% y casi el 50%, al igual que ocurría con la tasa de morosidad en el verano de 2009, que fluctuaba entre algo más del 1% y cerca del 7%[1]. En este artículo, estudiamos qué factores explican tal disparidad. En concreto, investigamos si las diferencias en el capital humano y en las estructuras de gobierno corporativo pueden explicarla en parte.

Nuestro análisis contribuye a arrojar luz en el debate más general sobre el papel antagónico de los incentivos y de la racionalidad limitada en la toma de decisiones previas a la crisis. Algunos participantes en este debate sostienen que los encargados de tomar las decisiones clave pueden no haber tenido información, capacidad, o inteligencia suficientes para entender lo que estaban haciendo –un caso de "racionalidad limitada"–; el otro bando del debate argumenta que esas personas pueden haber previsto las consecuencias de sus actos, pero que entre sus intereses no estaba actuar correctamente –en otras palabras, que sus incentivos estaban mal alineados y que los sistemas de gobierno corporativo adoptados por los accionistas y otras partes interesadas no generaron la disciplina necesaria–. Obviamente, existe una tercera posibilidad, a saber, que esas decisiones crediticias fueran, en su momento, óptimas y que sólo en retrospectiva nos parezcan equivocadas. Los datos utilizados nos permiten diferenciar, al menos parcialmente, entre estas tres hipótesis, por lo que esperamos que ayuden a clarificar el debate más general sobre los orígenes de la actual crisis financiera internacional.

Además de estas cuestiones más generales, queremos también iluminar el vigente debate de política económica existente en España sobre la regulación de las Cajas de Ahorros. Ciertas Cajas

1. O el 17,3% si incluimos la Caja de Castilla la Mancha, que ha sido intervenida por el Banco de España por motivos de supervisión prudencial. Más adelante, aportamos información adicional sobre este caso.

de Ahorros se encuentran entre las entidades bancarias comerciales de mayor éxito del país, aunque, en general los resultados del sector se caracterizan por una enorme heterogeneidad. Nuestro objetivo consiste en explicar parte de esta disparidad de resultados apelando a cuestiones de gobierno corporativo y capital humano. Éste es un ejercicio de particular importancia, puesto que las Cajas constituyen un segmento atípico del sector financiero español, caracterizado por una fuerte implicación política. Como resultado, continuamente se discuten iniciativas encaminadas a modificar la regulación de este segmento. Además, las Cajas carecen de participaciones negociables y no cotizan en el mercado bursátil –por tanto, las operaciones de absorción y otros mecanismos de control basados en el precio de las acciones, que desempeñan una función en el caso de los bancos, no actúan aquí como mecanismos automáticos de disciplina–.

El problema de alinear incentivos adopta una forma singular en las Cajas españolas. En España, las administraciones públicas y los partidos políticos locales y regionales tienen una relación mucho más próxima con ellas que con los bancos privados. Desde un punto de vista formal, las administraciones locales y regionales nombran directamente a una proporción sustancial de los miembros de las Asambleas Generales de las Cajas. Además, muchos otros miembros de esas Asambleas formalmente nombrados por otro tipo de instituciones (impositores, trabajadores, fundadores, etc.) suelen tener fuertes conexiones en la esfera política[2]. Se sabe que la afiliación política está correlacionada con los patrones de votación en los Consejos de Administración de las empresas y con los resultados de éstas; además, el grado de conexión política de las empresas guarda también relación con la actuación de los legisladores durante la aprobación de regulaciones relevantes para esas mismas empresas[3]. En este sentido, es razonable esperar que

2. Sumner y Webb (2009) muestran que los créditos de la banca comercial guardan relación con la composición del Consejo de Administración del banco. De modo similar, Mian y Khwaja (2005) muestran que las empresas con conexiones políticas obtienen más créditos de los bancos comerciales.

3. Mian, Sufi y Trebbi (2009) muestran que los legisladores locales votan con arreglo a las necesidades de sus instituciones financieras locales.

el nivel de implicación política de sus gestores tenga trascendencia. Algunos de estos efectos podrían venir asociados a conflictos de intereses y, por tanto, afectar negativamente a los resultados. Otros, como los derivados de una mejor coordinación entre las Cajas y las administraciones locales, podrían ser positivos. La importancia relativa de cada uno de estos canales puede también diferir entre los periodos de expansión económica y las épocas de crisis.

Desde un punto de vista empírico, estudiamos el modo en que el gobierno corporativo importa, mediante un examen del impacto de la composición y estructura de la Asamblea sobre las pérdidas en la cartera crediticia, los cambios de la calificación crediticia y la composición de la cartera de créditos. La literatura previa sobre las Cajas de Ahorros españolas se ha centrado en el nivel formal de influencia política, utilizando información de los Estatutos de las diferentes Cajas. Sin embargo, el nivel real de gobierno corporativo ha atraído mucha menos atención, probablemente debido a la dificultad de obtener esa información. En este trabajo, explotamos información nueva sobre la composición real de las Asambleas, así como sobre la conexión entre éstas y los partidos políticos e instituciones, con el fin de estudiar no solo el efecto del gobierno corporativo a nivel formal, sino también a nivel real.

La hipótesis alternativa implica que las pérdidas son el resultado de la falta de capacitación o de capital humano de algunos de los líderes de la institución, por lo que éstos no pueden supervisar eficazmente a sus subordinados, ofrecerles orientación en su toma de decisiones y coordinar sus esfuerzos –las principales funciones de los directores ejecutivos–. Para contrastar esta hipótesis, hemos recopilado manualmente datos sobre currículos, afiliación política, carteras de créditos, etc. de los Presidentes de la mayoría de las Cajas durante los últimos 9 años y construido índices sintéticos del capital humano de los Presidentes de cada Caja[4].

4. Nuestros resultados son robustos a la utilización del capital humano del Presidente actual, en lugar de una medida sintética del capital humano medio.

Nuestros datos nos permiten rechazar la hipótesis del azar. Bajo la hipótesis nula de que las diferencias en las decisiones de concesión de préstamos son producto del azar, deberíamos observar que la tasa de morosidad de cada Caja no está relacionada con el capital humano ni con aspectos de gobierno corporativo, una vez se tienen en cuenta el tamaño y otros factores sistemáticos. Sin embargo, encontramos patrones claros y significativos en el gobierno corporativo y el capital humano de los Presidentes que están correlacionados con los resultados. La evidencia más significativa es que la dotación de capital humano del Presidente de la Caja guarda un estrecha correlación con la cartera de créditos de la Caja antes de la crisis (en 2007) y con los resultados de esa cartera durante la crisis. En particular, es más probable que una Caja dirigida por una persona con una educación de postgrado, con experiencia bancaria previa y sin cargo político anterior se caracterice por una proporción significativamente menor de crédito al sector inmobiliario sobre el crédito total concedido, una mayor proporción de crédito a particulares, una menor tasa de morosidad y una menor rebaja de su calificación crediticia.

En concreto, las Cajas dirigidas por Presidentes con estudios de postgrado incluían en sus carteras de créditos un 7% más de préstamos a particulares y entre un 5% y 7% menos de préstamos al sector inmobiliario. En consonancia con esto, en julio de 2009, esas Cajas tenían una tasa de morosidad significativamente menor, en torno a un 1% menos. Dado que la media de esa tasa en la muestra se sitúa alrededor del 5%, eso supone que esta variable explica en solitario un descenso del 20% de dicha tasa. Pese a su mayor grado de conservadurismo durante la expansion inmobiliaria, estas Cajas también presentaban una mayor rentabilidad sobre activos (ROA), del 0,2%, en 2006. El papel de la experiencia bancaria es también muy significativo: las Cajas dirigidas por personas sin experiencia bancaria previa tenían una tasa de morosidad un 1% mayor; este resultado también refleja parcialmente una mayor proporción de la cartera crediticia asignada al sector inmobiliario, en torno a un 6% más. Estos dos efectos son acumulativos, es decir, en comparación con una persona con educación de postgrado y experiencia bancaria

relevante, un Presidente sin ambas características eleva en 2 puntos porcentuales la actual tasa de morosidad de su Caja. Se trata de un efecto enorme, de alrededor del 40% de la tasa de morosidad. Estas cifras son significativas y se estiman con gran precisión.

En cuanto a las conexiones políticas del Presidente, el haber ocupado previamente un cargo público electo tiene también efectos significativos sobre la tasa de morosidad, ya que ésta aumenta alrededor de un 0,8% en las Cajas dirigidas por anteriores cargos políticos –es decir, las conexiones políticas explican 1/5 de la tasa de morosidad media–.

Por otra parte, encontramos evidencia limitada de que la composición de la Asamblea de la Caja, e incluso su politización, hayan influido sobre los resultados de la entidad. En el conjunto de Cajas, la politización de las Asambleas parece estar correlacionada con menos inversiones en el sector inmobiliario, pero este resultado obedece en buena medida al subconjunto de Cajas vascas. Una vez tenido en cuenta este factor, las Asambleas dominadas por un partido están de hecho asociadas con una peor calidad de la cartera; en este caso, no podemos discernir efectos claros.

Evidentemente, todas estas cifras deben tomarse con las consabidas reservas. En primer lugar, realmente no podemos probar ninguna conexión causal –cabe la posibilidad de que una tercera variable inobservable explique tanto la escasa dotación de capital humano de los Presidentes de las Cajas como la mala calidad de sus carteras de créditos–. En segundo lugar, nuestros datos son incompletos en ciertos aspectos. Como se señala más adelante, la mayoría de los datos se han recopilado a partir de informaciones públicas, pero su obtención ha sido difícil en el caso de los Presidentes de algunas Cajas.

Una tercera matización, pero que nos preocupa menos, es la distorsión retrospectiva –¿por qué centrarse en un accidente o evento desfavorable cuando podría ser un inevitable efecto secundario de decisiones correctas o bien el resultado de la mala

suerte?– En primer lugar, como argumentamos anteriormente, la hipótesis de mala suerte no predice correlación alguna entre el fracaso y la dotación de capital humano. En segundo lugar, desde una perspectiva de política económica, creemos que minimizar el riesgo de insolvencia de una institución financiera es un objetivo explícito de esa política y, por tanto, el fracaso es un objetivo de investigación legítimo. En tercer lugar, si lo que está en juego es la asunción de riesgos, esperamos que las mismas variables que predicen unos peores resultados durante la crisis también predigan unos mejores resultados previos. En realidad, como mostraremos después, no es cierto que las Cajas con mayores problemas fueran más rentables previamente. Por el contrario, los mismos factores que predicen una mayor tasa de morosidad predicen también una menor rentabilidad sobre activos antes de la crisis.

La estructura del artículo es la siguiente. La Sección 2 presenta las fuentes de datos y los principales hechos estilizados. La Sección 3 estudia las explicaciones más "tradicionales", el papel de la Asamblea de la Caja. Comienza considerando el papel de los criterios formales que determinan la composición y estructuras de la Asamblea, para luego analizar los indicadores disponibles de interferencia política "real" en el gobierno de las Cajas. La Sección 4 presenta la evidencia existente sobre el papel de la dotación de capital humano del Presidente. La Sección 5 presenta un caso practico basado en las Cajas andaluzas y la seccion 6 las conclusiones.

2. Datos y método empírico

1. Fuentes de datos

Nuestro análisis empírico exige recabar datos de diversas fuentes. La mayoría de estos datos han sido recopilados por nosotros a partir de un amplio conjunto de fuentes públicas. Hemos recabado datos sobre la dotación de capital humano de los Presidentes actuales y pasados; sobre los sistemas formales y reales de gobierno corporativo; sobre las carteras de créditos en 2007; sobre las rebajas de calificación crediticia entre 2007 y la actualidad; y sobre la tasa de morosidad en julio de 2009.

Hemos recopilado datos sobre capital humano (educación, experiencia, afiliación política y experiencia política previa) de los Presidentes de las Cajas de Ahorros utilizando información disponible en los sitios web de las Cajas y en noticias de prensa sobre sus nombramientos. Estas recolección de datos se complementó después mediante informaciones ofrecidas por las oficinas de prensa de algunas Cajas de Ahorros que han cooperado con nosotros. Además, hemos utilizado cierta información adicional –recabada en la prensa financiera, la base de datos Boardex y el Registro Mercantil– para completarlas. En lugar de utilizar la dotación de capital humano de todos y cada uno de los Presidentes actual y pretéritos de cada Caja, hacemos un seguimiento de los diferentes Presidentes a cargo de cada Caja desde 2001 y construimos las variables equivalentes de capital humano y antecedentes políticos de un Presidente *sintético* – un promedio de los Presidentes de los últimos 9 años ponderado por el número de años de mandato de cada Presidente–. Para recabar información sobre la estructura formal de las Asambleas y de los vínculos financieros entre las Cajas y los partidos políticos, hemos utilizado las Memorias de Responsabilidad Corporativa. Los Presidentes de las Cajas tienen, por mandato legal o en la práctica, importantes funciones ejecutivas, con independencia de las responsabilidades jurídicas que las normas les otorguen.

Intentamos completar la información pública recogida durante el verano de 2009 mediante contactos directos con todas las Cajas de las que nos faltaba información. Lamentablemente, debido quizá a la sensibilidad del asunto, las tasas de respuesta fueron muy bajas y casi ninguna Caja atendió nuestra solicitud.

Las variables dependientes en todo nuestro análisis son: crédito al sector inmobiliario, crédito a particulares, cambios de calificación crediticia y tasa de morosidad. Estos datos proceden de tres fuentes distintas: los Informes Anuales, los Informes Semestrales de las Cajas de Ahorros presentados a la CNMV y los informes periódicamente publicados por las agencias de calificación internacionales (S&P, Moody's y Fitch).

En relación con las calificaciones crediticias, transformamos los datos de los códigos alfabéticos (AAA, etc.) utilizados por las agencias de calificación a una escala numérica mediante la transformación propuesta por Miguel García-Posada y Josep Mª. Vilarrubia (2008). En nuestras regresiones, utilizamos toda la información que hemos encontrado, con una excepción: el dato de la tasa de morosidad de Caja Castilla la Mancha (CCM). En el momento de recopilar la información sobre tasas de morosidad (correspondiente al primer semestre de 2009, de fecha 1 de julio de 2009), esta institución había sido intervenida por el Banco de España. Aunque la distribución de la tasa de morosidad de nuestra muestra sin CCM presenta una media del 4%, un valor mínimo del 1,75% y un valor máximo del 7,38%, CCM notificó una tasa de morosidad del 17,3%, con un incremento durante los meses de la intervención de más del 8%. Creemos que esta gran diferencia responde a la enorme disparidad de criterios contables entre los contables de las Cajas y los del Banco de España[5]. Dado este resultado atípico, hemos realizado todas nuestras regresiones sin incluir este valor con el fin de evitar sesgos en nuestros resultados[6].

2. Hechos estilizados y estrategia empírica

El principal hecho estilizado que explotamos es la relación entre las decisiones de asignación de cartera durante los "años de la burbuja" (antes de 2007) y el daño posteriormente sufrido por las entidades de ahorro. El Gráfico 1 sirve tanto para ilustrar los datos como para resumir esta relación. Los datos muestran con claridad que una mayor proporción de crédito al sector inmobiliario y una menor proporción de crédito al consumo o "crédito a particulares" antes de 2007 están correlacionadas con una mayor probabilidad de insolvencia en la actualidad, con una tasa de morosidad más alta, así como con una mayor probabilidad de rebaja de la calificación

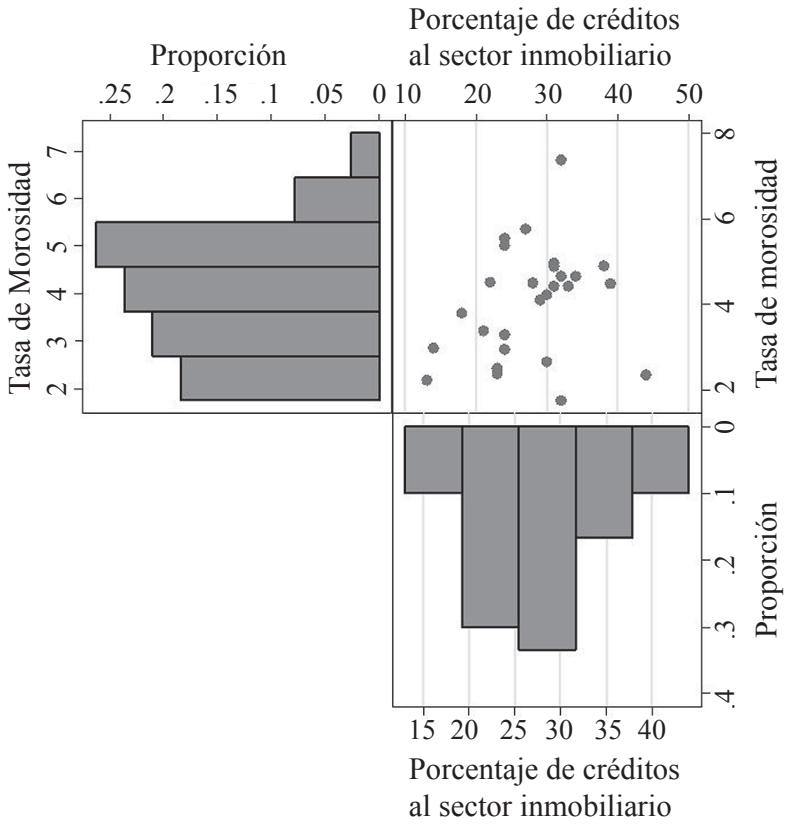
5. Véase Cuñat y Garicano "¿Para cuándo la reestructuración del sistema financiero español?" *El País*, 13 de septiembre de 2009.

6. Si incluimos este valor atípico, ninguno de nuestros resultados cambia de signo y sólo uno pasa a ser no significativo, el coeficiente de la educación de postgrado. Por otra parte, el impacto del nombramiento de políticos como miembros de Asambleas Generales no políticas es fuertemente negativo si CCM se incluye en la muestra.

crediticia. Una gran parte de la problemática del crédito insolvente en España se deriva de los 320.000 millones de euros prestados a promotores inmobiliarios y de los 160.000 millones prestados a constructores.

El Gráfico 1 muestra la existencia de una gran dispersión en la proporción de crédito concedido al sector inmobiliario. El promedio de las 30 Cajas para las que disponemos de datos de este tipo de crédito en 2007 asciende al 27,7%, con un mínimo del 13% y un máximo del 44%. La tasa de morosidad a 1 de julio de 2009 variaba notablemente, entre el 1,75% y el 7,3%. Además, el Gráfico muestra una correlación muy clara entre ambas variables.

Gráfico 1. Crédito al sector inmobiliario en 2007 frente a tasa de morosidad en 2009



Por tanto, queda claro, en retrospectiva, que la asignación de buena parte de la cartera de créditos a inversiones en el sector inmobiliario fue una decisión equivocada. Por supuesto, la cuestión estriba es saber si también fue una decisión errónea *ex ante*. En realidad, no podemos tener una opinión sólida sobre esta cuestión sin realizar algún tipo de análisis. Nuestro objetivo aquí simplemente consiste en descubrir qué características concretas de las Asambleas y de los ejecutivos de las Cajas explican sus decisiones de cartera. Bajo la hipótesis nula, donde nada podría haberse sabido *ex ante*, no esperaríamos que, por ejemplo, Presidentes con mayores dotaciones de capital humano asignaran menores (o mayores) proporciones de su cartera al sector inmobiliario; o que los Presidentes con mejores conexiones políticas asignaran, en cambio, mayores proporciones. Por tanto, si en nuestros contrastes hallásemos relaciones claras entre capital humano, estructura de la Asamblea o conexiones políticas y las decisiones de cartera, ello nos permitiría rechazar la hipótesis nula de que la variación en las decisiones sobre la cartera de créditos fue esencialmente aleatoria o debida al "azar".

Los sesgos de endogeneidad y variables omitidas constituyen una seria preocupación a lo largo de todo este estudio. Se trata, en cierta medida, de un problema inevitable, ya que no podemos explotar la dimensión de panel de datos de nuestra información. Como el artículo se centra básicamente en los resultados de las Cajas durante la actual crisis, implícitamente estamos imponiendo al análisis una dimensión de sección cruzada. Sin embargo, existen algunos resultados que refuerzan la validez del estudio. En primer lugar, la inclusión en las regresiones de variables de control por tamaño, que podrían estar correlacionados con diversas variables omitidas, no parece afectar mucho a nuestros resultados. En segundo lugar, existe una heterogeneidad sustancial entre los resultados de Cajas de tamaño similar y de la misma región. Por último, ciertos problemas de causalidad inversa –en el sentido de que las Cajas con malos resultados intentarían mejorar su gobierno corporativo y su dotación de capital humano– deberían generar sesgos contrarios a nuestros resultados.

3. Gobierno corporativo

Formalmente, las Cajas de Ahorros carecen de accionistas. En términos de derechos de control, la Asamblea General de la Caja de Ahorros constituye el equivalente de una Junta General de Accionistas. Con respecto a los derechos económicos, la fundación sin ánimo de lucro u "Obra Social" es lo más parecido a un accionista.

La Asamblea de la Caja de Ahorros está formada por representantes de las autoridades políticas locales y regionales, de los fundadores de la Caja, de instituciones sociales relevantes, de los trabajadores y de otras partes interesadas. Su mandato consiste en maximizar los rendimientos esperados a largo plazo para la fundación; en este sentido, su mandato formal no difiere de los objetivos que perseguiría cualquier accionista de un banco privado. Sin embargo, existe una creciente literatura que muestra que cuando los accionistas de las corporaciones privadas tienen otros intereses en las empresas además del de maximizar el valor de sus acciones, sus patrones de votación se ven afectados[7]. En el caso de las Cajas de Ahorros, es concebible la existencia de un cierto conflicto de intereses entre la maximización del valor de un hipotético accionista y los objetivos de las instituciones presentes en la Asamblea.

1. Instituciones de gobierno corporativo formal

Las instituciones de gobierno corporativo formal constituyen el aspecto de las Cajas españolas que más interés ha suscitado en la literatura académica. Existe una disparidad sustancial en los canales de nombramiento de los miembros de las Asambleas, siendo la información al respecto de dominio público. Varios estudios han tratado de explotar esta información con el fin de estudiar la influencia de las estructuras de gobierno corporativo sobre los resultados de las Cajas. García Cestona y Surroca (2007) estudian

7. Véanse, entre otros, el trabajo de Agrawal (2008) sobre los fondos de pensiones de los sindicatos estadounidenses, Matvos y Ostrovsky (2007) sobre la interacción estratégica de fondos activistas y el análisis de Harford, Jenter y Li (2006) sobre la forma en que el grado de propiedad cruzada de las acciones afecta a las negociaciones sobre fusiones.

la disparidad de resultados entre las Cajas formalmente controladas por instituciones no políticas (principalmente, impositores y trabajadores) y las controladas por las autoridades regiones y locales. La evidencia obtenida por estos autores es que las Cajas no políticas se centran en la maximización del beneficio y en el acceso universal a los servicios financieros, generando mejores resultados. En cambio, la contribución al desarrollo regional es el objetivo preferido cuando las administraciones públicas controlan la entidad de crédito. Illueca, Norden y Udell (2008) muestran la mayor probabilidad de que las Cajas se expandan hacia otras regiones cuando el mismo partido político domina en ambas regiones y la Asamblea de las Cajas está dominada por las autoridades regionales. Otros estudios han comparado los niveles de eficiencia entre Cajas y bancos comerciales privados para tratar de dilucidar si existe una diferencia sustancial en sus resultados, con conclusiones por lo general dispares[8]. Aunque estos últimos estudios aportan interesantes evidencias, no carecen de limitaciones. Las medidas de eficiencia son, por lo general, inestables. Las medidas de producción y las medidas de riesgo obtenidas a partir de los datos de los balances de situación bancarios son controvertidas y podrían no ser muy informativas en periodos de expansión. Por último, aunque estos trabajos pueden explotar la naturaleza de panel de datos de los balances, sus principales variables de interés (es decir, la estructura de gobierno corporativo de las Cajas de Ahorros) son, por lo general, constantes durante largos periodos de tiempo, de forma que la ventaja de utilizar datos de panel se ve en cierta medida limitada.

La literatura previa se ha centrado principalmente en un aspecto del gobierno corporativo: el grado de influencia política en las Cajas de Ahorros y su repercusión en los resultados. Desde un punto de vista teórico, el efecto de la influencia política no resulta obvio *ex ante*. Aunque una mayor influencia política puede originar conflictos de intereses entre la maximización del valor para el accionista y otros objetivos como la promoción del desarrollo regional o el crédito

8. Véanse Salas, V. y J. Saurina (2002), Tortosa, E. (2002), Crespí, R., M. A. Garcia Cestona y V. Salas (2004), entre otros.

dirigido, las conexiones políticas podrían ofrecer un valioso capital humano relacionado con el conocimiento de las instituciones, la información privada o las redes profesionales. De hecho, se ha demostrado empíricamente que las conexiones políticas suelen ser valoradas por las empresas privadas y tienen efectos sobre el valor de esas empresas[9]. Entre las habituales medidas de influencia política utilizadas en el análisis de las Cajas de Ahorros españolas se incluye la proporción de miembros de la Asamblea directamente nombrados por las autoridades regionales y locales.

¿Qué relación guardan estas medidas con los resultados de la cartera de créditos de las Cajas? El Cuadro 1 analiza este efecto. Cada celda recoge una regresión distinta.

Cuadro 1: Gobierno corporativo

	Créditos al sector inmobiliario		Créditos a particulares		Tasa de morosidad		Cambio de calificación (positivo = mejora)	
	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)
% Políticos	4,000	4,183	-22,56	-22,87	0,718	0,697	-0,340	-0,339
	(12,55)	(12,57)	(14,82)	(14,57)	(1,615)	(1,633)	(0,244)	(0,248)
% Fundadores	0,669	-3,753	-3,448	3,682	-4,474***	-4,523***	0,315	0,339
	(11,80)	(12,62)	(14,49)	(15,28)	(1,557)	(1,619)	(0,245)	(0,254)
Índice Herfindahl de la Asamblea	-2,465	-2,784	-9,966	-9,432	-2,702	-2,765	-0,249	-0,250
	(20,05)	(20,09)	(24,57)	(24,25)	(2,912)	(2,943)	(0,421)	(0,427)
Observaciones	29	29	29	29	36	36	38	38
Control por tamaño		Sí		Sí		Sí		Sí

Fuente: Memorias de responsabilidad corporativa y elaboración propia

La primera variable de interés es el porcentaje de miembros de la Asamblea formalmente nombrados a través de canales políticos (administraciones locales o regionales). No encontramos un efecto

9. Véase, por ejemplo, Fishman (2001) y varios trabajos posteriores en la misma línea.

sustancial de esta variable sobre la concesión de créditos y sobre los resultados de la cartera crediticia de las Cajas de Ahorros durante esta crisis. Sin embargo, obtenemos leves efectos negativos sobre la calificación crediticia (estadísticamente significativos a un nivel del 17%). La segunda variable es el porcentaje de miembros nombrados por los fundadores, que ha tendido a utilizarse como medida de independencia política (aunque también podría estar relacionada con los distintos intereses de los fundadores). Nuevamente, no encontramos resultados significativos sobre la composición de la cartera; sin embargo, los resultados de la cartera de créditos son mucho mejores cuando en la Asamblea hay una mayor proporción de representantes de los fundadores. El efecto es bastante importante, tanto en sentido económico como estadístico. Así, una representación adicional de los fundadores de un 11% (una desviación típica) está correlacionada con una reducción de la tasa de morosidad del 4,9% (o sea, 2,9 desviaciones típicas). Así pues, en consonancia con hallazgos previos y con la hipótesis teórica, la existencia de Asambleas más independientes está correlacionada con unos mejores resultados de la cartera de créditos.

La debilidad de los órganos de toma de decisiones y la dispersión de la propiedad han recibido asimismo atención como posibles factores determinantes de unos malos resultados. La falta de cooperación y los fallos de coordinación entre los accionistas y los miembros de la Asamblea General pueden ser responsables de una mala supervisión de la alta dirección que induzca al atrincheramiento de ésta en sus puestos y unos resultados mediocres. El grado de concentración de la Asamblea también podría estar asociado con la diversidad política. Para contrastar estas hipótesis, utilizamos como variable independiente el índice de Herfindahl de la representación de las diferentes instituciones que conforman la Asamblea. Los resultados no muestran ningún patrón concluyente, con coeficientes estimados muy imprecisos por lo general.

Así pues, no hallamos efectos sustanciales de las medidas de politización formal sobre las decisiones de cartera; por lo que hace a los resultados, encontramos un claro efecto favorable de

un mayor porcentaje de representantes de los fundadores sobre la tasa de morosidad y un leve efecto desfavorable del porcentaje de miembros de la Asamblea nombrados por canales políticos sobre la calificación crediticia de las Cajas de Ahorros. En general, nuestras medidas de gobierno corporativo formal no muestran impactos sustanciales sobre los resultados de las Cajas de Ahorros españolas durante la crisis actual, en sintonía con algunas evidencias ofrecidas por la literatura previa que utiliza medidas de resultados más convencionales[10].

Lógicamente, debemos tener en cuenta que los canales a través de los que se nombra a los miembros de la Asamblea sólo presentan una ligera correlación con el auténtico grado de implicación política de dichos miembros. Uno de los valores añadidos de este estudio reside en nuestra recopilación de información pública sobre los miembros de la Asamblea y, en particular, en nuestra capacidad para valorar si pertenecen a un partido político o han ocupado cargos públicos electos en el pasado. Abordamos seguidamente esta cuestión.

2. "Gobierno corporativo real": Implicación política y resultados de la cartera de créditos

En esta sección, nos centramos en los efectos de la influencia política "real", en contraposición a formal, sobre los resultados de las Cajas de Ahorros. Para ello hemos recopilado información pública sobre la conexión política de los diferentes Presidentes y miembros de las Asambleas de todas las Cajas de nuestra muestra[11]. Los individuos fueron clasificados como políticos si pertenecían a

10. Por supuesto, esto no necesariamente significa que los aspectos de gobierno corporativo carezcan de importancia en este caso. Un buen gobierno corporativo es importante para las empresas y más aún para las Cajas de Ahorros, al no disponer de algunos de mecanismos de disciplina de mercado, como la información contenida en el precio de sus acciones o la amenaza de operaciones de absorción hostiles. No obstante, lo que podría estar ocurriendo es que las estructuras de gobierno corporativo formal de las distintas Cajas de Ahorros no sean tan distintas o tan relevantes para determinar las decisiones de concesión de créditos.

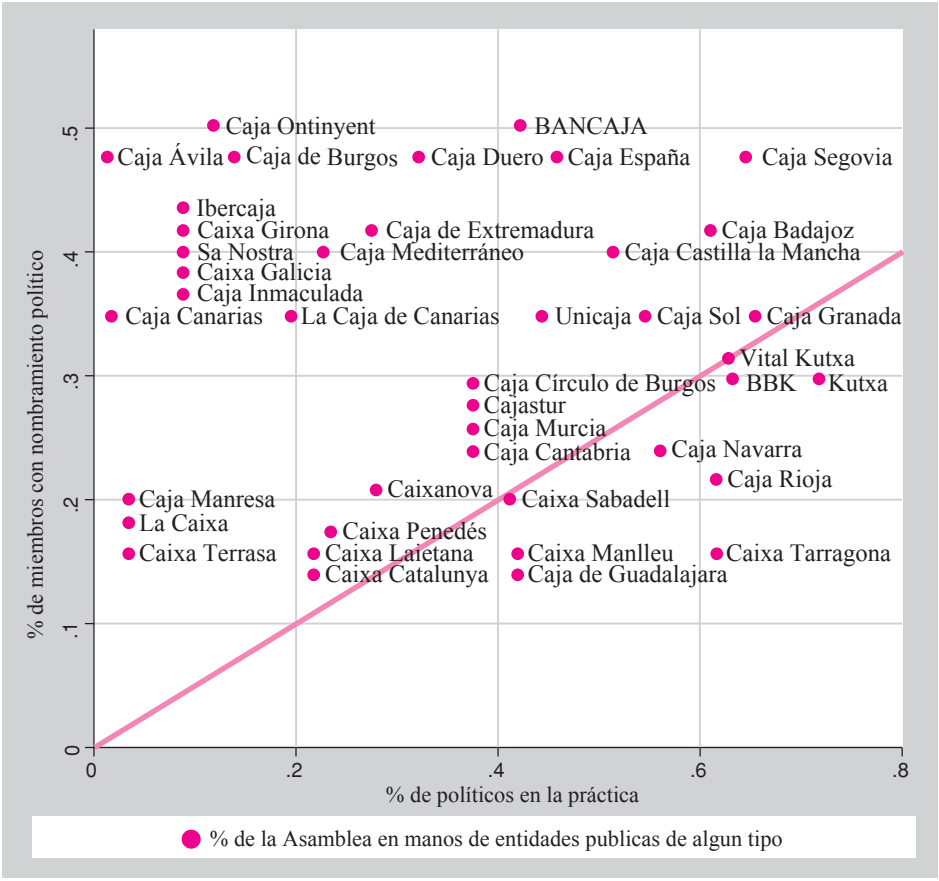
11. Las fuentes de esta información pública son la base de datos Boardex, las páginas web públicas de las instituciones, informaciones periodísticas y páginas web de carácter público.

un partido político o habían ocupado previamente cargos públicos de carácter político. Aunque las informaciones públicas recogidas en la prensa y en páginas web personales e institucionales podrían ser incompletas, pueden utilizarse como aproximaciones válidas, sujetas a error de medida. En cualquier caso, es concebible que nuestras variables subestimen el grado de implicación política de los miembros de las Asambleas (es decir, algunos de ellos podrían no estar interesados en publicitar sus conexiones políticas). Con todo, no esperamos que una implicación política, en términos de afiliación política declarada, esté fuertemente correlacionada con los resultados de las Cajas.

El Gráfico 2 muestra la correlación entre una medida formal de implicación política (porcentaje de miembros nombrados por canales políticos) y una "real" (porcentaje de políticos en la práctica). La línea roja de 45 grados nos permite observar qué Cajas tienen más miembros en su Asamblea con conexiones políticas de entre los que formalmente no nombran las instituciones políticas. Las Cajas situadas más a la derecha sobre la diagonal presentan mayor implicación política formal y real. La correlación entre las dos variables es positiva, pero no elevada, un 0,32. Del mismo modo, si realizamos una regresión del porcentaje de miembros de la Asamblea con conexiones políticas sobre el porcentaje de miembros de la Asamblea formalmente nombrados por las instituciones políticas, obtenemos un coeficiente de 0,42, que resulta estadísticamente significativo a un nivel del 5%[12]. Esto significa que, posiblemente, el porcentaje de miembros nombrados a través de canales políticos constituye una aproximación válida para captar la influencia política, aunque sometida a mucho ruido. Dado que las medidas formales de influencia política son cuestionables y ante las limitaciones de los indicadores de eficiencia tradicionales, creemos que puede ser útil profundizar en la medición del grado de influencia política real existente en las Cajas de Ahorros.

12. Obsérvese que la mayor parte de las Cajas tiene una proporción "real" de políticos superior a su proporción "formal". Los asientos de la Asamblea que formalmente son no políticos (empleados, fundadores, impositores, etc.) suelen cubrirse con políticos, mientras que la situación contraria es menos habitual.

Gráfico 2: Implicación política formal y real



El Cuadro 2 utiliza como variables independientes diferentes medidas de influencia política real. Para medir el grado de influencia política, utilizamos el porcentaje de políticos en la Asamblea y el porcentaje de la Asamblea controlada por el partido más numeroso, así como el índice de Herfindahl de la representación de los partidos políticos. Sorprendentemente, las tres variables parecen tener un efecto sustancial sobre la composición de la cartera de créditos de las Cajas de Ahorros, de forma que un mayor porcentaje de políticos y una Asamblea con una elevada representación del partido más numeroso deciden mantener carteras más conservadoras. Este resultado podría interpretarse como un impacto positivo de los políticos en las Asambleas. Sin embargo, los resultados de las cuatro últimas columnas muestran que este conservadurismo no se traduce en mejores resultados de la cartera de créditos.

Cuadro 2: Política y resultados

Panel A

Variable explicativa	Créditos al sector inmobiliario		Créditos a particulares		Tasa de morosidad		Cambio de calificación (positivo = mejora)	
	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)
% de Políticos	-12,15*	-14,03**	8,201	10,92	0,291	0,371	0,143	0,155
	(6,697)	(6,695)	(8,692)	(8,606)	(1,087)	(1,116)	(0,152)	(0,157)
Índice Herfindahl de Partidos	-29,40***	-30,98***	30,63**	33,12**	-1,576	-1,520	0,247	0,258
	(10,580)	(10,440)	(13,730)	(13,300)	(1,696)	(1,730)	(0,245)	(0,250)
% Principal partido	-20,95***	-22,29***	19,45*	21,49**	-0,778	-0,732	0,133	0,141
	(7,526)	(7,419)	(9,948)	(9,670)	(1,204)	(1,229)	(0,172)	(0,176)
Políticos en puestos no políticos	-4,125	-3,713	3,375	2,367	0,0925	0,0592	0,138	0,150
	(3,935)	(4,276)	(6,486)	(6,987)	(0,552)	(0,582)	(0,0869)	(0,0970)
Observaciones	30	30	30	30	38	38	39	39
¿Incluye control por tamaño?		Sí		Sí		Sí		Sí

Fuentes: Memorias de responsabilidad corporativa y elaboración propia.

Panel B

Variable explicativa	Créditos al sector inmobiliario		Créditos a particulares		Tasa de morosidad		Cambio de calificación (positivo = mejora)	
	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)
% de Políticos	-6,473	-8,576	-2,995	-0,0259	2,294*	2,452**	0,0203	0,0317
	(7,655)	(7,679)	(9,420)	(9,338)	(1,142)	(1,170)	(0,176)	(0,182)
Índice Herfindahl de partidos	-23,91	-25,94*	13,78	16,92	1,869	2,008	-0,0364	-0,0240
	(14,550)	(14,370)	(18,380)	(17,800)	(2,121)	(2,165)	(0,328)	(0,335)
% Principal partido	-16,40*	-17,85*	9,234	11,44	1,054	1,133	-0,0257	-0,0179
	(8,835)	(8,704)	(11,28)	(10,92)	(1,339)	(1,366)	(0,202)	(0,207)
Políticos en puestos no políticos	0,208	1,582	-3,292	-5,940	0,698	0,722	0,117	0,127
	(3,090)	(3,152)	(5,475)	(5,472)	(0,520)	(0,560)	(0,0940)	(0,108)
Observaciones	30	30	30	30	38	38	39	39
¿Incluye control por tamaño?		Sí		Sí		Sí		Sí

Fuentes: Memorias de responsabilidad corporativa y elaboración propia.

Una inspección más detallada de las variables independientes revela un hecho importante: las tres Cajas de Ahorros vascas (BBK, Kutxa y Caja Vital) ocupan los puestos 1º, 2º y 4º en porcentaje de miembros de la Asamblea con conexiones políticas. Las tres han seguido también políticas de cartera conservadoras durante la crisis. Esto puede deberse a un efecto positivo de la influencia política, pero también puede venir determinado por factores exógenos, como la diferente estructura productiva del País Vasco[13].

Por este motivo, en el panel B del Cuadro 2 se presentan estimaciones que incluyen una cualitativa para las tres Cajas de Ahorros vascas. En esta especificación alternativa, la influencia política tiene un efecto neutral sobre las decisiones de cartera de las Cajas de Ahorros, pero eleva la tasa de morosidad; es decir, dejando aparte de las tres Cajas del País Vasco, la influencia política parece tener un impacto negativo sobre la calidad de la cartera de créditos.

Medimos también el porcentaje de políticos que son miembros de la Asamblea y cuyo nombramiento, en principio, no depende de órganos políticos (impositores, empleados, etc.). Esta medida indica que algunos miembros de las Asambleas que, en principio, deberían ser independientes del poder político regional o local pueden encontrarse, en realidad, muy alineados con éste[14]. De nuevo, esta medida parece no tener efectos sobre las decisiones de cartera o en los resultados de ésta[15].

En resumen, obtenemos cierta evidencia de un impacto positivo de la politización de la Asamblea sobre las decisiones de cartera de las Cajas de Ahorros. Las Cajas con miembros de la Asamblea menos conectados políticamente, aquéllas en las que no hay un

13. En concreto, BBK ocupa el primer puesto en porcentaje de políticos y el último en créditos al sector inmobiliario.

14. Obsérve que esta regresión sólo incluye 14 observaciones, ya que numerosas Cajas carecen de puestos en la Asamblea cuyo nombramiento formal es claramente "no político".

15. Sin embargo, una vez que CCM se incluye en la muestra, esta variable presenta un impacto desfavorable y muy sustancial sobre la tasa de morosidad.

partido dominante y aquéllas con una elevada concentración de partidos políticos presentan menos exposición al riesgo en el sector inmobiliario. Este efecto obedece en buena medida a las tres Cajas de Ahorros vascas. En términos de resultados, una vez excluidas estas tres Cajas, encontramos efectos negativos de la influencia política sobre la tasa de morosidad.

Tenemos varios motivos para creer que el efecto de la composición de las Asambleas sobre los resultados puede no ser estadísticamente significativo. En primer lugar, observamos una combinación de resultados positivos y negativos asociados a la influencia política. En segundo lugar, la escasa potencia estadística de nuestros contrastes debido al tamaño, necesariamente reducido, de la sección cruzada de observaciones que hemos de utilizar al centrarnos en la crisis actual. Por último, podríamos estar observando en las Cajas el fenómeno de "debilidad de los órganos de toma de decisiones" que se ha evidenciado en las empresas en general. Si los órganos decisorios carecen del poder suficiente para limitar las decisiones de los ejecutivos de la empresa, entonces es normal que sean cuales sean las características de esos órganos, éstas no afecten a los resultados de la empresa. Si éste fuera el caso, para encontrar canales alternativos de influencia política debemos centrarnos en escalones más altos de la jerarquía de la empresa o bien utilizar variables que aproximen la influencia política y procedan de la propia empresa. En consecuencia, de ahora en adelante centraremos nuestra atención en la concesión de créditos directos a los partidos políticos; posteriormente, estudiamos el impacto de la afiliación política del Presidente de la Caja de Ahorros.

Para caracterizar los vínculos financieros directos con los partidos políticos, utilizamos como variables el volumen total de créditos concedidos a los partidos políticos, un cociente entre el volumen total de créditos y la suma total de créditos y depósitos de la Caja de Ahorros y, por último, un índice de Herfindahl de los créditos concedidos por partido político –que mide la concentración de esos créditos en un partido o en unos pocos–. El Cuadro 3 presenta los resultados de estas regresiones.

Cuadro 3: Créditos a partidos políticos y resultados

Variable explicativa	Créditos al sector inmobiliario		Créditos a particulares		Tasa de morosidad		Cambio de calificación (positivo = mejora)	
	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)
Créditos totales	-0,203 (0,132)	-0,289 (0,239)	0,295* (0,162)	0,330 (0,295)	-0,010 (0,024)	-0,0567 (0,0423)	0,00345 (0,00334)	0,00901 (0,00602)
Créditos sobre créditos+depósitos	0,427 (1,246)	0,275 (1,259)	-0,0605 (1,558)	0,209 (1,545)	0,183 (0,166)	0,197 (0,169)	0,0110 (0,0238)	0,0121 (0,0244)
Herfindahl de créditos	-3,476 (5,296)	-4,729 (5,374)	1,556 (6,649)	3,508 (6,654)	0,893 (0,631)	0,927 (0,641)	0,0532 (0,0949)	0,0576 (0,0972)
Observaciones	30	30	30	30	38	38	39	39
¿Incluye controles por tamaño?		Sí		Sí		Sí		Sí

Fuente: Memorias de responsabilidad corporativa.

Aunque el crédito a partidos políticos suele utilizarse como ejemplo de una posible manifestación de conflictos de intereses en las Cajas de Ahorros, la evidencia obtenida a partir de esas tres variables no revela un patrón claro en términos de su influencia sobre las medidas de resultados. En general, los préstamos a partidos políticos representan una pequeña fracción de la cartera total de créditos de las Cajas de Ahorros y esos préstamos suelen estar bastante diversificados entre partidos políticos, de forma que podría no ser una buena aproximación a la politización de esas entidades. Además, carecemos de buenas medidas de créditos dirigidos, es decir, de créditos políticamente motivados pero que no son préstamos concedidos directamente a los partidos políticos.

Los resultados globales obtenidos con respecto a la influencia política en las Cajas de Ahorros revelan efectos poco claros de cualquier signo de la composición de la Asamblea y de su posible politización sobre las carteras de créditos y las tasas de morosidad

de las diferentes Cajas. Seguidamente, pasamos a examinar nuestra siguiente hipótesis: ¿tiene importancia la dotación de capital humano del Presidente de la Caja?

4. ¿Es beneficioso tener un Presidente capacitado?

La literatura previa ha identificado varias funciones para quienes ocupan el escalón más alto de la jerarquía directiva: la coordinación de diferentes unidades (véase Hart y Moore, 2005), la supervisión de los subordinados (por ejemplo, Qian, 1994) o la gestión de circunstancias excepcionales (por ejemplo, Garicano, 2000). Sin el conocimiento adecuado, los Presidentes no pueden desempeñar correctamente esas funciones.

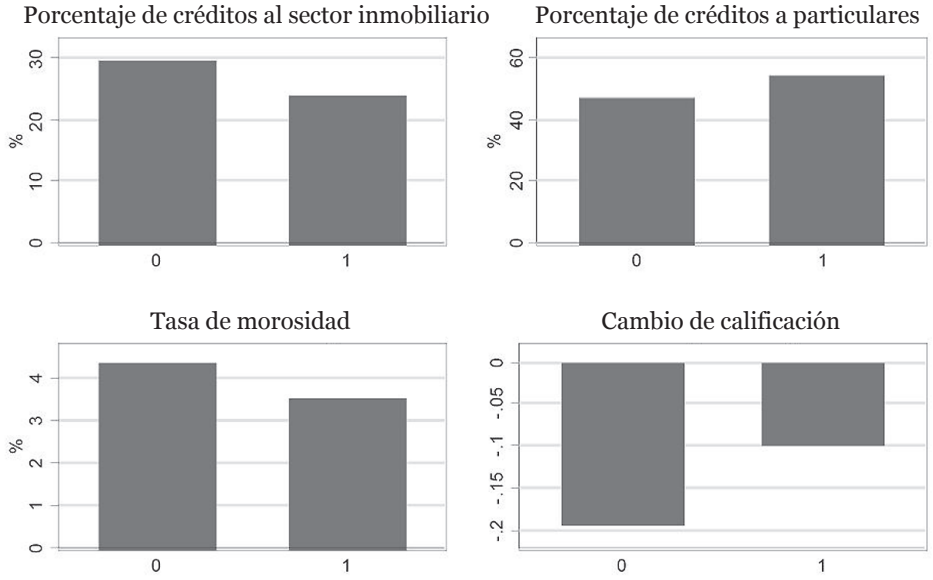
Esto resulta particularmente cierto en el caso de las decisiones de asignación de cartera y de asunción de riesgos crediticios. Estas decisiones constituyen un determinante fundamental de los resultados de una institución financiera, de modo que no pueden delegarse en la práctica y exigen unos conocimientos relativamente complejos. Por ejemplo, esas decisiones requieren la comprensión de conceptos estadísticos como covarianza y correlación, o de conceptos financieros como valor en riesgo o "beta", etc. Es poco probable que personas sin una adecuada educación o experiencia puedan realizar esas funciones. Por ejemplo, en ausencia de ciertos conocimientos financieros, es probable que los genios matemáticos de los departamentos de *trading* o tesorería puedan rebatir al director ejecutivo de la entidad en cualquier momento.

Así pues, nuestra conjetura es que la ausencia de formación de postgrado, así como de experiencia bancaria, en la persona que ocupa el puesto más importante de la Caja lastre la toma de decisiones de la entidad y, por tanto, esté ligada a unos peores resultados de la cartera de créditos y a una asunción excesiva de riesgos.

Sólo un tercio de los últimos 45 Presidentes de la muestra poseen algún tipo de educación de postgrado, ya sea en forma de estudios en el extranjero, máster o doctorado. Por otra parte, la mitad de los

Presidentes de las Cajas cuentan con experiencia bancaria previa. Estas dos dimensiones del capital humano no están correlacionadas –su coeficiente de correlación es 0,01–.

Gráfico 3: Efectos de los estudios de postgrado del Presidente sobre la cartera de créditos



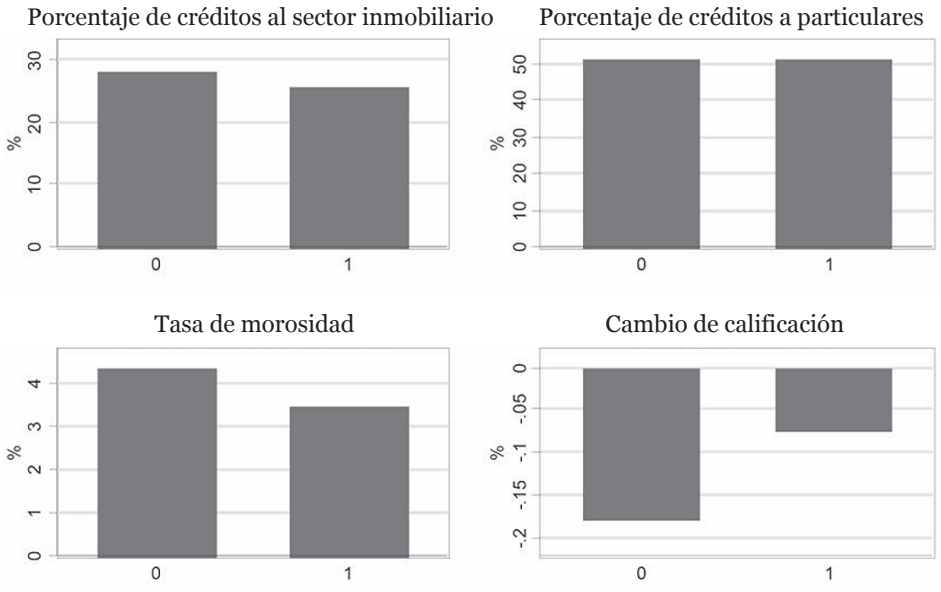
0: Sin postgrado, 1: Con postgrado

Fuente: Elaboración propia a partir de fuentes públicas.

El Gráfico 3 presenta las decisiones de cartera de los actuales Presidentes con estudios de postgrado con respecto a los que carecen de esa formación. Puede observarse que las Cajas dirigidas por Presidentes con estudios de postgrado mantenían un porcentaje de créditos al sector inmobiliario sobre el crédito total inferior en 5,6 puntos al de las Cajas con Presidentes sin esa formación. Además, aquellas Cajas contaban con un porcentaje de créditos a particulares superior en 6 puntos al de éstas. Como consecuencia, las primeras tenían una tasa de morosidad más reducida y habían sufrido menores rebajas de calificación crediticia.

El Gráfico 4 ilustra el mismo ejercicio pero referido ahora a la experiencia bancaria. Aunque la diferencia en el porcentaje de créditos al sector inmobiliario presenta el mismo signo –los Presidentes con más experiencia asignaron menos créditos al sector inmobiliario–, esa diferencia no es aquí significativa como posteriormente veremos. Por otra parte, se observa una clara y acusada diferencia en la tasa de morosidad: las Cajas presididas por personas con experiencia bancaria previa presentan, con arreglo a nuestra especificación preferida, una tasa de morosidad inferior en casi un 2%. Esta discrepancia es muy importante, ya que, como la Caja promedio tenía una tasa de morosidad del 4,93%, contar con un Presidente con experiencia bancaria previa reduce en un 40% esa tasa de morosidad.

Gráfico 4: Efectos de la experiencia bancaria del Presidente sobre la cartera de créditos



0: Sin experiencia bancaria, 1: Con experiencia bancaria

Fuente: Elaboración propia a partir de fuentes públicas.

Los resultados recogidos en los Gráficos 3 y 4 se han obtenido a partir de las características del último Presidente de cada una de las Cajas. Sin embargo, las carteras de inversión crediticia se forman con el transcurso de los años y algunos de esos Presidentes pueden haber heredado carteras de créditos resultantes de políticas previas que son difíciles de revertir. Además, algunas Cajas han sustituido recientemente a sus Presidentes. Es probable que el Presidente sustituto y el propio hecho de la sustitución estén correlacionados con los resultados de entidad. Por esta razón, hemos recopilado datos de los Presidentes que ha tenido cada Caja a partir de 2001 y construido variables equivalentes del capital humano y de los antecedentes políticos de un Presidente *sintético* obtenido como promedio de los Presidentes de los últimos 9 años ponderado por el número de años de mandato de cada Presidente. A continuación, llevamos a cabo unas regresiones de las diferentes variables de resultados sobre las características de estos Presidentes *sintéticos*. Estas regresiones nos permiten observar el efecto conjunto de las variables y tener en cuenta el tamaño de la entidad. Esto último es importante puesto que nuestros resultados podrían estar meramente reflejando un sesgo de tamaño –es decir, que las Cajas de mayor dimensión podrían tener mejores carteras de créditos y también directivos con mayor nivel educativo y de experiencia–, induciendo una correlación espuria.

El Cuadro 4a presenta este análisis. Existen 5 especificaciones de cada variable, de forma que cada panel recoge cinco regresiones de cada una de nuestras variables dependientes: créditos al sector inmobiliario, créditos a particulares, tasa de morosidad y aumento de la calificación crediticia. La primera columna de cada panel ilustra el efecto conjunto de todas las variables, mientras que las columnas (II) a (IV) presentan cada una de las variables como regresor por separado.

Cuadro 4a: Capital humano y antecedentes políticos del Presidente y resultados

Variable explicativa	Créditos al sector inmobiliario				Créditos a particulares			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(I)	(II)	(III)	(IV)
Estudios de posgrado	-5,897**	-7,174**			7,075*	7,249*		
	(2,557)	(2,774)			(3,632)	(3,537)		
Cargo público	-2,586		-4,833		-1,449		0,892	
	(2,523)		(2,898)		(3,583)		(3,731)	
Experiencia bancaria	-6,462**			-7,375**	5,142			5,628
	(2,443)			(2,662)	(3,469)			(3,541)
Ingresos (mm)	-15,3	-26,7	-14,4	-10,7	35,7	40,4*	31,9	26,3
	(16,3)	(17,7)	(18,8)	(17,4)	(23,2)	(22,5)	(24,1)	(23,2)
Constante	34,69***	31,76***	31,15***	31,07***	43,71***	44,58***	47,28***	45,88***
	(2,050)	(1,867)	(2,135)	(1,654)	(2,911)	(2,380)	(2,749)	(2,200)
Observaciones	30	30	30	30	30	30	30	30
R^2	0,428	0,227	0,125	0,249	0,258	0,191	0,067	0,145

Variable explicativa	Tasa de morosidad				Cambio de calificación (positivo = aumento)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(I)	(II)	(III)	(IV)
Estudios de posgrado	-0,963**	-0,773			0,00689	0,0209		
	(0,461)	(0,496)			(0,0693)	(0,0732)		
Cargo público	0,820*		0,452		0,0486		0,0713	
	(0,444)		(0,485)		(0,0663)		(0,0685)	
Experiencia bancaria	-1,242***			-1,164**	0,167**			0,174**
	(0,450)			(0,474)	(0,0687)			(0,0667)
Ingresos (mm)	2,04	0,80	1,25	3,27	-0,16	0,127	0,050	-0,146
	(3,09)	(3,34)	(3,39)	(3,24)	(0,479)	(0,498)	(0,489)	(0,462)
Constante	4,294***	4,290***	3,714***	4,321***	-0,241***	-0,171***	-0,200***	-0,214***
	(0,367)	(0,322)	(0,368)	(0,276)	(0,0561)	(0,0474)	(0,0512)	(0,0388)
Observaciones	37	37	37	37	38	38	38	38
R^2	0,293	0,072	0,030	0,155	0,179	0,004	0,031	0,165

Nota: Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: Elaboración propia a partir de información pública

Los estudios de postgrado son la variable más significativa e importante. Los Presidentes con formación de postgrado (un máster, un doctorado, o estudios en el extranjero) dedicaron un 7% más de su cartera de inversión crediticia a préstamos a particulares y entre un 6% y un 7% menos a préstamos al sector inmobiliario. En consonancia con estos datos, su tasa de morosidad en julio de 2009 era significativamente menor, alrededor de un 1%; además, la probabilidad de experimentar una rebaja de calificación crediticia también era más reducida (aunque este resultado no siempre es estadísticamente significativo).

El papel de la experiencia bancaria es también significativo, pero menos directo: la experiencia bancaria reduce la tasa de morosidad corriente en un 1% adicional. Este resultado refleja también, en parte, una menor proporción de créditos asignada al sector inmobiliario, que todas las regresiones sitúan entre un 6% y un 7%. Como consecuencia, existe una menor probabilidad, estadísticamente significativa, de que la deuda de la Caja sufra una rebaja de su calificación crediticia.

Una opinión habitual sobre los cargos de Presidentes de las Cajas de Ahorros españolas es que son puestos para personas que se retiran de la vida política. El siguiente conjunto de regresiones estudia el grado en que ser un antiguo cargo público electo afecta a los resultados de la Caja. Evidentemente, tener experiencia y conexiones políticas podría ser un plus, al poder ofrecer a la Caja acceso a informaciones y proyectos imposibles de otro modo. En consecuencia, dilucidar si la experiencia y conexiones políticas del Presidente benefician o perjudican a la Caja termina siendo una cuestión empírica.

El valor estimado de los coeficientes del Cuadro 4a, columnas (III), muestran que esas experiencias y conexiones políticas tienen en realidad un efecto desfavorable, pero que deja de ser significativo cuando la variable se utiliza aisladamente. Cuando se incluyen todas las variables de forma conjunta, haber ocupado previamente un cargo público electo está correlacionado con un aumento de la tasa de morosidad de la Caja de aproximadamente un 1%.

Estos efectos se refuerzan mutuamente: dado que las variables no están correlacionadas, unirlas en la regresión apenas reduce su impacto. Esto puede apreciarse en la columna (I) de cada panel, que es nuestra especificación preferida. Por tanto, podemos concluir que, en comparación con un Presidente con educación de postgrado y experiencia bancaria relevante, uno carente de ambas características eleva la tasa de morosidad en 2,1 puntos porcentuales; como la tasa de morosidad media se sitúa en torno al 4%, ese incremento viene a ser de un 50%, por encima de una desviación típica de esa variable. Además, utilizando las estimaciones de la columna (I), podemos ver que contar con un Presidente sin experiencia ni formación de posgrado que anteriormente ocupaba un cargo público electo eleva ese efecto sobre la tasa de morosidad hasta el 3%, alrededor de dos desviaciones típicas. Aunque es difícil establecer la causalidad en este contexto, ese resultado sugiere que, en este caso, la tasa de morosidad de una Caja media se elevaría del 4% al 7%[16].

Hay que reseñar que no se precisan grandes diferencias en las habilidades observables de los distintos Presidentes de las Cajas para generar fuertes pérdidas económicas. Dada la naturaleza del sector financiero, con instituciones de gran tamaño y elevado apalancamiento, pequeñas diferencias en las tasas de rentabilidad obtenidas por diferentes Presidentes producen abultadas pérdidas económicas cuando se traducen

16. Una posible matización a estos resultados se deriva de la naturaleza de nuestro análisis, que implica la utilización de una reducida muestra de observaciones. Aun cuando estas observaciones constituyen la población de todas las Cajas de Ahorros españolas (excluidas las Cajas rurales, que son de menor dimensión), podría ocurrir que los resultados obtenidos se derivaran de unas pocas observaciones. Para despejar estas dudas, en el Cuadro 4b del Apéndice presentamos los resultados de regresiones medianas análogas a las que se recogen en el Cuadro 4. La evidencia obtenida es que los estudios de postgrado y la experiencia bancaria previa muestran una fuerte correlación con una menor proporción de crédito al sector inmobiliario, un mayor porcentaje de crédito a particulares, una menor tasa de morosidad y una menor probabilidad de sufrir una rebaja de calificación crediticia. Los resultados de la variable "cargo público previo" son, sin embargo, más ambiguos, aunque sigue manteniéndose el resultado básico con respecto a esta variable, es decir, encontramos un efecto intenso (aumento de la tasa de morosidad en 1 punto porcentual o el 25% de la media), positivo y significativo de la variable "cargo público previo" sobre la tasa de morosidad.

a términos monetarios[17]. Aunque los Presidentes que en nuestra muestra parecen mostrar menos capacidad para dirigir las Cajas puedan ser, en realidad, personas muy cualificadas, sus diferencias de capacitación con respecto a los Presidentes aparentemente óptimos están correlacionadas con una gran disparidad de resultados. Podríamos inferir, de forma aproximada, lo que habría pasado si todas y cada una de las Cajas de nuestra muestra hubieran estado dirigidas por el Presidente óptimo (es decir, experimentado, formado y sin conexiones políticas), bajo el supuesto de que pudiéramos interpretar los coeficientes de forma causal. Este ejercicio sugiere que el volumen total de créditos en mora habría disminuido en 16.000 millones de euros. Suponiendo una tasa de recuperación bastante convencional para los créditos en mora del 35%, esto se traduciría en unas pérdidas de 10.000 millones de euros. Esta inferencia debe interpretarse con cautela, ya que los Presidentes podrían diferir en características inobservables que estén correlacionadas con el tamaño y los resultados de la Caja, pero nos ofrece una idea de la dimensión de los efectos generados. También aporta información al controvertido debate sobre el pago de incentivos y cuantiosas gratificaciones en el sector financiero. Aunque la concesión de elevados pluses a ejecutivos de escaso rendimiento es, obviamente, una política desacertada, el pago de retribuciones elevadas parece ser una política correcta en la medida en que sea una condición necesaria para atraer a individuos muy capacitados.

Otra importante matización es que todos los efectos obtenidos podrían ser resultado de la mala suerte. Es decir, cabe la posibilidad de que un determinado tipo de Caja de Ahorros se concentrara en el crédito al sector inmobiliario, que fue rentable durante un tiempo, pero demostrándose a la larga una apuesta equivocada. Por este motivo, en el Cuadro 4b presentamos una regresión de la rentabilidad sobre activos de las Cajas en 2006 sobre el mismo conjunto de variables[18].

17. Véase en Gabaix y Landier (2007) un argumento más formal y general sobre de la influencia del tamaño sobre los rendimientos de la capacidad de los directores ejecutivos de las grandes empresas.

18. El cálculo de la rentabilidad sobre activos excluye los rendimientos atípicos y los ajenos al negocio bancario ordinario (por ejemplo, la revalorización de activos no financieros).

Cuadro 4b: Capital humano y antecedentes políticos del Presidente y rentabilidad pasada

ROA (suavizado)

	(I)	(II)	(III)	(IV)
Estudios de postgrado	0,206**	0,240**		
	(0,0987)	(0,103)		
Cargo público	0,162*		0,199*	
	(0,0938)		(0,0990)	
Experiencia bancaria	0,167			0,195*
	(0,102)			(0,109)
Ingresos (mm)	-0,48	-0,07	-0,33	-0,59
	-0,72	-0,73	-0,74	-0,77
Constante	0,677***	0,799***	0,776***	0,841***
	(0,0805)	(0,0637)	(0,0766)	(0,0585)
Observaciones	43	43	43	43
R^2	0,243	0,122	0,094	0,076

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Los efectos de los estudios de postgrado y de la experiencia bancaria de los Presidentes están en consonancia con los resultados de las Cajas durante la crisis. Los Presidentes con mayor experiencia y formación generaron mejores resultados *tanto antes como durante* la crisis. Ésta es una información importante; los mediocres resultados durante la crisis no parecen obedecer a la asunción de más riesgo por parte de algunas Cajas al tratar de aprovechar un mercado inmobiliario muy rentable, para verse luego perjudicadas por una crisis impredecible. Si éste fuera el caso, las Cajas con peores resultados durante la crisis deberían también presentar mejores resultados en los periodos de burbuja inmobiliaria, con arreglo a la hipótesis de "apuesta equivocada". Los efectos encontrados no sólo no muestran esta relación, sino que, por el contrario, revelan que los Presidentes con mayor experiencia y formación generaron mejores resultados tanto antes como durante la crisis.

En cambio, la evidencia con respecto a la ocupación previa de cargos políticos difiere sobre este punto. Parece que en periodos normales, las Cajas dirigidas por Presidentes que han ocupado con anterioridad cargos políticos obtienen mejores resultados. En esta dimensión concreta, los datos parecen apoyar la hipótesis de que las Cajas dirigidas por Presidentes con conexiones políticas apostaron por una asunción de riesgos durante la época de bonanza que acabó siendo costosa durante la crisis. Sin embargo, en el Cuadro 4a, la exposición crediticia al sector inmobiliario no parece ser mayor en el caso de los Presidentes con conexiones políticas, de modo que no está claro que el sector inmobiliario subyaciera en esa apuesta. Dejamos para investigaciones futuras la exploración de este resultado.

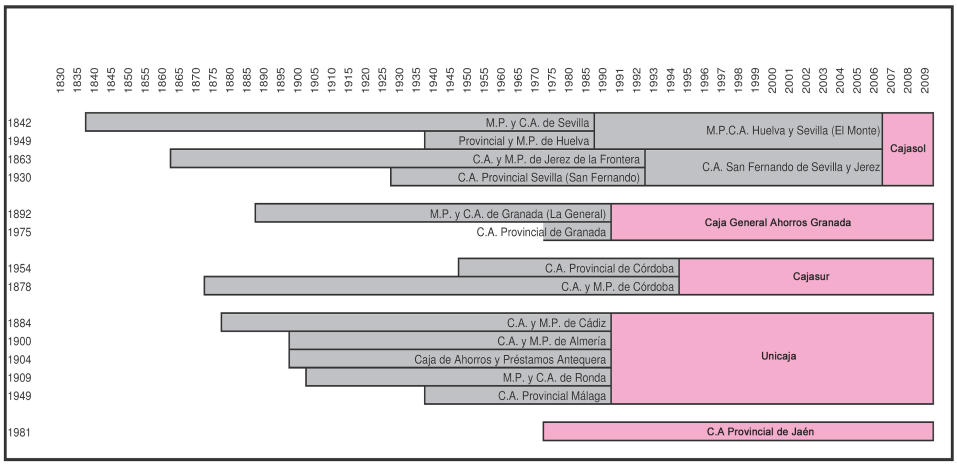
Pese a la dificultad de realizar afirmaciones causales y a que, en el caso de muchas Cajas, no pudimos obtener datos sobre estos aspectos sensibles, nuestros resultados son muy sugerentes: creemos que la utilización de las Cajas como una prebenda política ha resultado muy costosa para el sistema financiero español.

5. Andalucía: Historia de cuatro Cajas

En esta sección, ilustramos algunos de los aspectos expuestos en secciones precedentes utilizando como caso práctico la evolución de las Cajas de Ahorros en Andalucía. Las actuales cuatro Cajas andaluzas son el resultado de un proceso de consolidación y expansión desarrollado a lo largo de los últimos 50 años. Pese a la relativa igualdad de condiciones en que operan todas las instituciones, sus resultados son bastante heterogéneos. Para añadirle cierto contexto a nuestro estudio, analizamos si esta disparidad de resultados guarda relación con los dos principales elementos de nuestro estudio, a saber, las diferencias de gobierno corporativo y de capital humano.

En la actualidad, existen cuatro importantes Cajas de Ahorros en Andalucía (Cajasol, Caja de Granada, CajaSur y Unicaja), junto a una quinta Caja de menor tamaño (Caja de Jaén). Todas ellas han surgido a partir de distintos procesos de consolidación de Cajas más pequeñas, como ilustra el siguiente Gráfico.

Gráfico 5: La fundación de las actuales cajas de ahorros andaluzas



En términos de volumen total de depósitos, la suma de las partes que hoy conforman Cajasol dominaba claramente en 1940, pero durante las décadas de los 40 y los 50 e incluso en la actualidad, Unicaja se convirtió en principal Caja de Ahorros andaluza. El panorama con respecto a la cifra total de créditos es ligeramente distinto: el peso relativo de las diferentes Cajas en el volumen total de créditos presenta una volatilidad mucho mayor, ya que los créditos son más sensibles que los depósitos a las fluctuaciones económicas. Tanto Cajasol como Cajasur se tornaron más proclives a la concesión de créditos hacia el año 2000.

1. Resultados

El Cuadro 5 presenta la evolución del volumen relativo de depósitos, créditos y valor contable de los recursos propios con respecto al total andaluz durante el periodo 2000-2006. Se trata de una época de gran expansión del conjunto del sector financiero y las Cajas de Ahorros andaluzas no fueron una excepción. El panel A del Cuadro 5 presenta estos datos en términos relativos con el fin de evaluar las diferentes estrategias de negocio utilizadas.

Cuadro 5: Evolución reciente de las Cajas andaluzas

Panel A: Proporción de créditos y depósitos (tanto por ciento)

	Depósitos 2000	Depósitos 2006	Créditos 2000	Créditos 2006	Recursos propios 2000	Recursos propios 2006
Unicaja	34,80	31,64	30,05	32,48	36,96	43,09
Cajasol	29,44	31,76	32,93	31,84	29,04	26,79
Cajasur	19,89	19,63	20,43	19,38	19,71	15,34
Caja Granada	15,06	15,82	15,77	15,24	12,84	13,64

Fuente: Anuario Estadístico de las Cajas de Ahorros, 2006.

Panel B: Composición y resultados de la cartera de créditos (tanto por ciento salvo últimas dos columnas)

	% Sector inmobiliario (2006)	% Particulares (2006)	% Tasa de morosidad (2009)	Calificación actual	Descenso de la calificación
Unicaja	24	50	2,9	AA3	No
Cajasol	32	53	4,5	A-	No
Cajasur	28	40	7,8	BB+	0,23
Caja Granada	28	55	-	BBB+	1,59

Fuente: Agencia de Calificación Fitch; Informe a la CNMV del primer semestre de 2009.

Unicaja destaca como la Caja de Ahorros más conservadora de las cuatro durante este periodo. Su peso relativo disminuye un 3,2% en términos de depósitos y aumenta alrededor de un 2% en términos de créditos. Con todo, Unicaja ha reforzado simultáneamente sus niveles de solvencia, con un peso relativo superior al 40% en términos de recursos propios. Cajasol atemperó su expansión previa de los años 90 y muestra un aspecto relativamente saludable, con una moderada caída de su proporción relativa de recursos propios. Cajasur, por el contrario, muestra síntomas de malos resultados, con un aumento del cociente de créditos sobre recursos propios desde el

103% al 126%, que se ha convertido en el más elevado de las cuatro Cajas. Caja Granada presenta una situación muy estable, aunque su nivel relativo de recursos propios también ha sido bastante reducido durante todo el periodo.

El panorama que presentan las Cajas andaluzas durante la crisis actual consolida las tendencias observadas durante la última década. El panel B del Cuadro 5 ilustra nuestras principales variables de interés para las cuatro mayores Cajas de Ahorros andaluzas. Las dos entidades con buenos resultados son Unicaja y Cajasol. Unicaja ha sido la Caja que menos ha sufrido las consecuencias de la crisis. Su porcentaje de créditos relacionados con el sector inmobiliario es el menor de Andalucía, mostrando también una tasa de morosidad saludable. No sorprende, pues, que tenga la calificación crediticia a largo plazo más alta de las cuatro Cajas, que ha permanecido estable durante todo el periodo. En cambio, Cajasol se ha embarcado en una agresiva expansión durante las dos últimas décadas y, como consecuencia, ha destinado una mayor proporción de su crédito al sector inmobiliario. También mantiene una tasa de morosidad relativamente alta. Sin embargo, su calificación crediticia a largo plazo sigue siendo buena y no ha sufrido rebaja alguna durante el periodo analizado.

Mientras que Unicaja y Cajasol presentan diferentes trayectorias dentro una buena situación en términos de solvencia, Cajasur –por el contrario– muestra síntomas de estar sufriendo una enorme presión durante la actual crisis. Esta entidad tiene una elevada proporción de crédito concedido al sector inmobiliario y su tasa de morosidad es mucho peor que las de las otras Cajas. No es, por tanto, sorprendente la rebaja de su calificación crediticia, ahora situada justo por encima del grado de inversión. Por último, Caja Granada presenta un panorama dispar; ha sido una institución más conservadora que Cajasur, con menos crecimiento en los 10 últimos años, pero su calificación crediticia ha sufrido mayores rebajas.

Aunque no podemos utilizar una pequeña muestra de cuatro Cajas de Ahorros para realizar inferencia estadística alguna, el caso de las Cajas andaluzas resulta de interés dado que el tamaño de las cuatro principales entidades es muy similar y todas ellas operan en un entorno institucional y de negocio semejante. Aun así, sus resultados han sido muy diferentes. En líneas generales, Unicaja ha sido una entidad sólida y continúa siendo líder del sector en Andalucía. Cajasol ha adoptado una agresiva estrategia de crecimiento que hasta ahora no ha ocasionado importantes problemas de solvencia. Caja Granada y Cajasur presentan un panorama mucho más desalentador, especialmente en el caso de Cajasur, con problemas de solvencia bastante serios. Es importante entender en qué medida los aspectos de gobierno corporativo, influencia política y capital humano pueden ser responsables, en parte, de la disparidad de resultados.

2. ¿A qué obedece esta disparidad de resultados?

Gobierno corporativo formal y real. En términos de gobierno corporativo formal, las cuatro Cajas de Ahorros son bastante similares. Unicaja, Cajasol y Caja Granada son las que tienen un menor número de miembros de sus Asambleas Generales formalmente nombrados por las instituciones políticas (35%), estando muy dispersa la representación restante. Cajasur tiene un mayor porcentaje de miembros nombrados por instituciones políticas (45%) (ver gráfico 2). En definitiva, parece que, desde un punto de vista institucional, ninguna de las cuatro entidades es sustancialmente distinta de las demás o de las restantes Cajas de Ahorros de España. En consonancia con nuestra evidencia para el conjunto de Cajas españolas, tampoco parece que en Andalucía exista un patrón claro, ni formal ni en la práctica, que relacione los resultados de la Caja y la composición de su Asamblea General. Sin embargo, ese patrón se torna más consistente cuando nos centramos en la afiliación política del Presidente de la Caja.

Cuadro 6: Posibles explicaciones de la evolución reciente de las Cajas andaluzas

Panel A: Composición política de la Asamblea General (tanto por ciento)

	PSOE/UGT	PP	Otros Partidos Políticos
Unicaja	45	5	15
Cajasol	52,5	10	7,5
Cajasur	30	10	5
Caja Granada	25	20	5

Panel B: Capital humano y afiliación política del Presidente

	Partido político del Presidente	Educación	Experiencia previa	Rotación
Unicaja	PSOE	Desde 91, doctor en Economía	Sí	1 desde 1991
Cajasol	PSOE	Economista, doctor y con estudios de MBA	Sí	1 desde su fundación (2006); múltiples anteriormente
Cajasur	Iglesia Católica	3 últimos, sacerdotes católicos; teólogos	No	3 desde 1997
Caja Granada		Últimos 3 sin formación en economía y administración de empresas	No	4 desde 1994

Panel C: Remuneración en las Cajas de Ahorro andaluzas

	Remuneración total (m.)	Por miembro del Consejo	Por ingresos (mm.)	Consejo / Comisión de Control
Unicaja	4,6	231.000	94.500	1,42
Cajasol	1,7	45.000	39.700	0,97
Cajasur	1,8	90.000	65.300	0,86
Caja Granada	1,1	55.000	49.600	1,33

Nota: m. indica millones de euros, mm. indica miles de millones

Capital humano. En términos de capital humano (véase el cuadro 6), Unicaja ha sido la única Caja de Ahorros continuamente dirigida por una persona con formación y conocimientos de Economía o Finanzas. Desde 1991, esta Caja ha estado presidida por Braulio Medel, una persona con experiencia empresarial, doctor en Economía y con cierta actividad académica previa. Desde su fusión en 2006, que dio lugar a la actual Cajasol, esta Caja ha sido dirigida por el economista Antonio Pulido, antiguo académico, doctor y con estudios de MBA. Aparte de estos dos Presidentes, los Presidentes actuales y pretéritos de las distintas Cajas de Ahorros carecían de formación económica específica, aunque la mayoría de ellos poseía experiencia profesional en otras áreas, como el derecho, la medicina o la ingeniería. Los tres últimos Presidentes de Cajasur fueron sacerdotes católicos formados en Teología. Ninguno de los tres últimos Presidentes de Caja Granada poseía formación específica en Economía o Administración de Empresas.

En relación con las variables de conexión política que nuestro análisis anterior encontró relevantes, una sustancial proporción de todos los Presidentes de Cajasol y Caja Granada durante las dos últimas décadas han estado vinculados a la administración regional, a través de su afiliación directa al mismo partido (PSOE) o por haber ocupado previamente cargos públicos. Por el contrario, los Presidentes de Cajasur han estado tradicionalmente ligados a la Iglesia Católica, dada su condición de institución fundadora de la entidad de ahorros. Por último, Unicaja ha tenido un único Presidente durante los últimos 18 años, sin vinculación formal a ningún partido político; sin embargo, en el pasado ocupó un cargo político vinculado al PSOE en el departamento de Economía y Hacienda de la Junta de Andalucía[19].

Remuneración y rotación: La rotación de presidentes y directores ejecutivos también ha sido analizada como fuente de ineficiencias. Aunque una escasa rotación puede ser un indicativo de atrincheramiento en el puesto, una rotación excesiva de los

19. En concreto, fue "Viceconsejero de Economía y Hacienda" entre 1984 y 1987.

Presidentes puede revelar también una falta de continuidad y un gobierno corporativo mediocre. En este sentido, Cajasur ha tenido 3 Presidentes distintos desde 1997 y Caja Granada 4 Presidentes diferentes desde su fundación en 1992. Cajasol ha tenido un único Presidente desde que fue fundada en 2006, si bien las diferentes Cajas de Ahorros que la conformaron solían mostrar un alto grado de rotación en la Presidencia. Por último, Unicaja vuelve a destacar en esta dimensión, con un solo Presidente desde 1991. Aunque no es posible extraer conclusiones robustas de una muestra tan pequeña, parece que la estabilidad en el cargo más importante de la entidad podría ser uno de los factores determinantes de su éxito o bien la manifestación de ausencia de problemas.

Tendría interés conocer la dotación de capital humano en los escalones jerárquicos inferiores de las Cajas. Aunque no tenemos acceso a datos de toda la estructura jerárquica de las diferentes Cajas de Ahorros, sí podemos hacernos una idea de la importancia concedida al capital humano mediante el análisis de la remuneración percibida por los principales directivos. Es fácil ver que, de nuevo, Unicaja es la Caja de Ahorros que dedica más recursos a remunerar a sus máximos ejecutivos, tanto en términos absolutos como per cápita, así como en relación con sus recursos propios. También paga relativamente más a los miembros del órgano ejecutivo que discute cuestiones estratégicas (Consejo) que a los que tratan meras cuestiones de gobierno corporativo (Comisión de Control). Esta diferenciación podría conceder a Unicaja una ventaja a la hora de atraer profesionales externos e individuos capacitados.

Conclusión. En líneas generales, aunque un caso práctico como éste no puede interpretarse como evidencia estadística concluyente, el panorama de las Cajas de Ahorros en Andalucía ofrece una imagen bastante coherente que parece sustentar la evidencia obtenida en el resto del estudio. Pese a que las cuatro Cajas de Ahorros operan en condiciones de negocio muy semejantes, sus resultados muestran diferencias sustanciales, tanto en perspectiva histórica como, lo que es más importante, durante la reciente crisis. Unicaja es la entidad más destacada y Cajasol parece transitar por una senda estable

tras completar una expansión relativamente exitosa. En el extremo opuesto, Caja Granada parece operar relativamente peor que sus homólogas y Cajasur viene aparentemente sufriendo problemas de solvencia de intensidad moderada a grave. Con respecto a las variables que explican esta disparidad de resultados, la composición formal y real de la Asamblea General está aparentemente incorrelacionada con los resultados; sin embargo, el grado de independencia política y la dotación de capital humano de los Presidentes de cada institución vuelven a estar positivamente correlacionados con sus resultados: la capacidad y predisposición a atraer y situar profesionales cualificados en el cargo más importante de una Caja es un determinante crucial de los resultados de su cartera de créditos.

6. Conclusiones y discusión

El principal resultado que arroja nuestro análisis es el coste de las deficiencias de capital humano de las personas que dirigen una Caja. Encontramos evidencia (véase el Cuadro 4) de que la escasez de capital humano de los Presidentes de las Cajas suma, en total, unos 3 puntos porcentuales a sus tasas de morosidad: haber ocupado un cargo político electo añade 0,82 puntos, carecer de educación de postgrado añade 0,96 puntos y no disponer de experiencia bancaria previa suma 1,24 puntos. Como la tasa de morosidad media en nuestra muestra es del 4,05% (con desviación típica de 1,24%) y la cartera de créditos de la Caja promedio es de 19.800 millones de euros, bajo el supuesto de que se trate de una relación causal, se puede calcular el coste monetario de esta carencia de capital humano para una Caja promedio. En concreto, en vez de tener una mora media de 801,9 millones de euros, el volumen de créditos en mora ascendería en esa Caja a unos 1.399 millones de euros; es decir, la escasez de capital humano añadiría 598 millones de euros a los créditos en mora. Suponiendo una tasa de recuperación del 35%, este exceso de créditos en mora representaría 389 millones adicionales a sumar a los 641 millones de euros de pérdidas esperadas. Suponiendo que la Obra Social de la Caja recibe un 20% de los beneficios de la entidad, esto representa una pérdida adicional de 77 millones de euros en la Obra Social y una merma adicional de la solvencia de la institución de 311 millones de euros.

Estos resultados son robustos y no parecen obedecer a la situación concreta de algunas Cajas. Además, los Presidentes de las Cajas con peores resultados durante la crisis mostraron también un peor desempeño justo antes de ésta. La implicación es obvia: la selección de un Presidente inadecuado –que, aun así, percibe un considerable salario– cuesta al contribuyente y a la sociedad más de lo que cuesta contratar al idóneo.

Este cálculo debe, por supuesto, matizarse, ya que no ha sido posible utilizar un experimento natural que se asemejase a comparar Cajas análogas con diferentes dotaciones de capital humano. Probablemente, existen otras variables relacionadas con la selección de Presidentes poco cualificados. Pese a estas matizaciones, creemos que la evidencia obtenida es útil, ya que centra la atención de los investigadores en un hecho crucial, e incontrovertible en nuestra opinión, que debe ser explicado: en el periodo previo a la crisis y durante ésta, las Cajas con Presidentes menos cualificados obtuvieron peores resultados.

Nuestra interpretación es la siguiente. Dirigir una entidad bancaria es una difícil tarea que exige capacitación. Es poco probable que personas sin contacto previo con la Economía o las Finanzas, ya sea durante sus estudios o en sus anteriores carreras profesionales, puedan comprender, entre otros, aspectos como la política de créditos, la dotación de provisiones y la diversificación del riesgo. Así pues, el problema de las Cajas no es la politización, como la mayoría de los analistas ha sostenido en debates recientes. Este argumento no está justificado desde un punto de vista empírico: las principales excepciones son las tres Cajas vascas que, pese a tener unas Asambleas totalmente controladas por los partidos políticos, arrojan unos resultados ejemplares. El factor explicativo clave de la disparidad de resultados de las Cajas es su grado de profesionalización. En nuestro análisis, un historial caracterizado por una formación de postgrado y una experiencia bancaria previa y sin desempeño de anteriores cargos políticos induce notables diferencias en varios aspectos relevantes de los resultados de las Cajas.

Por tanto, nuestro estudio arroja luz en el vigente debate sobre las posibles reformas del marco regulador de las Cajas. En nuestra opinión, la evidencia obtenida sugiere la necesidad de distinguir entre dos funciones básicas: la dirección de una Caja exige capacitación económica y financiera; la distribución de los beneficios de la actividad bancaria a través de una fundación requiere un control político y la intervención de los ciudadanos. Estas dos funciones demandan la existencia de dos cargos ejecutivos separados que deberían estar contemplados en la legislación: el Presidente de la Caja debería ser una persona con conocimientos avanzados en banca y finanzas; por otra parte, el máximo responsable de la fundación (la Obra Social) debería ser un representante de la sociedad no necesariamente experto en el negocio bancario.

Referencias

Agrawal, A. (2008): "Corporate governance objectives of labor union shareholders: Evidence from proxy voting", manuscrito no publicado, New York University.

Crespí, R., M. A. García Cestona y V. Salas (2004): "Governance mechanisms in Spanish banks: Does ownership matter?" *Journal of Banking and Finance* 28, 2311-2330.

Ferreira, D. (2010): "Board diversity", en *Corporate Governance*, R. Anderson y H.K. Baker (eds.), Wiley & Sons.

Fisman, R. (2001): "Estimating the value of political connections", *American Economic Review* 91, 1095-1102.

García Cestona, M. y Surroca, J. (2008): "Multiple goals and ownership structure: Effects on the performance of Spanish savings Banks", *European Journal of Operational Research* 187, 582-599

García-Posada, M. y J. Mª. Vilarrubia (2008): "Map of the international exposure of the Spanish Economy", Occasional Papers of the Bank of Spain, 0807.

Garicano, L. (2000): "Hierarchies and the organization of knowledge in production", *Journal of Political Economy* 108, 874-904.

Harford, J., D. Jenter y K. Li (2007): "Conflicts of interest among shareholders: The case of corporate acquisitions", MIT Sloan Research Paper núm. 4653-07.

Hart, J. y O. Hart (2005): "The Design of hierarchies: Coordination versus specialization", *Journal of Political Economy* 113, 675-702.

Illueca, M., L. Norden y G. F. Udell (2008): *Liberalization, Corporate Governance, and Savings Banks*, EFA 2008 Athens Meetings Paper.

Matvos, G. y M. Ostrovsky (2008): "Cross-ownership, returns, and voting in mergers", *Journal of Financial Economics* 89, 391-403.

Mian, A., A. Sufi y F. Trebbi (2009): "The political economy of the U.S. mortgage default crisis", *American Economic Review*, de próxima aparición.

Mian, A. y A. Khwaja (2005): "Do lenders favor politically connected firms? Rent Provision in an Emerging Financial Market", *Quarterly Journal of Economics* 120, 1371-1411.

Qian, Y.: "Incentives and Loss of Control in an Optimal Hierarchy", *The Review of Economic Studies* 61, 527-544.

Salas, V. y J. Saurina (2002): "Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks", *Journal of Financial Services Research* 203-204.

Sumner, S. W. y E. Webb (2009): "Does corporate governance determine bank loan portfolio choice?", manuscrito no publicado, University of San Diego, San Diego, California.

Tortosa, E. (2002): "Exploring efficiency differences over time in the Spanish banking industry", *European Journal of Operational Research* 139, 643-664.

A. Apéndice. Robustez: Regresión mediana del capital humano del Presidente

Cuadro A1: Capital humano y antecedentes políticos del Presidente frente a resultados (regresiones medianas)

Variable explicativa	Créditos al Sector Inmobiliario				Créditos a particulares			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(I)	(II)	(III)	(IV)
Estudios de postgrado	-2,346 (2,667)	-7,130** (3,419)			7,893 (10,47)	4,940 (7,649)		
Cargo público	-4,502* (2,624)		-2,791 (2,999)		2,007 (10,32)		4,677 (4,806)	
Experiencia bancaria	-3,891 (2,589)			-6,496** (2,928)	5,586 (9,812)			2,214 (6,663)
Ingresos (miles de millones)	-16,1 (11,8)	-28,7** (13,6)	-25,3* (12,4)	-9,41 (13,1)	36,3 (42,7)	36,8 (31,0)	40,5** (15,1)	35,5 (29,8)
Constante	34,09*** (2,068)	32,53*** (2,225)	31,35*** (2,171)	30,60*** (1,792)	38,72*** (7,966)	46,41*** (4,982)	43,30*** (3,395)	46,05*** (4,066)
Observaciones	30	30	30	30	30	30	30	30

Variable Explicativa	Tasa de morosidad				Cambio de calificación (positivo = aumento)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(I)	(II)	(III)	(IV)
Estudios de postgrado	-0,806 (0,509)	-1,581** (0,745)			-9,10e-10 (0,0891)	0,208** (0,0886)		
Cargo público	1,041** (0,489)		1,442* (0,793)		-6,84e-10 (0,0856)		0,210* (0,123)	
Experiencia bancaria	-1,619*** (0,476)			-1,230** (0,492)	0,230*** (0,0762)			0,230*** (0,0584)
Ingresos (miles de millones)	1,21 (0,329)	-2,47 (0,327)	-2,46 (0,357)	0,282 (0,233)	-4,21 (0,674e9)	-3,3 (0,697 e9)	-0,215 (0,914)	-3,67 (0,522 e9)
Constante	4,270*** (0,432)	4,652*** (0,478)	3,168*** (0,597)	4,516*** (0,280)	-0,230*** (0,0744)	-0,208*** (0,0650)	-0,207** (0,0926)	-0,230*** (0,0450)
Observaciones	37	37	37	37	38	38	38	38

Nota: Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: Elaboración propia a partir de información pública.

Comentarios

Rafael Repullo[1]
CEMFI

El trabajo de Vicente Cuñat y Luis Garicano analiza la relación entre algunas características del gobierno de las cajas de ahorro españolas y cuatro variables descriptivas de su comportamiento durante la reciente crisis financiera, a saber: la proporción de préstamos al sector inmobiliario en 2007, la proporción de préstamos al consumo en 2007, la morosidad en 2009 y el cambio en la calificación crediticia durante el periodo 2007-2009.

Los resultados muestran que variables relacionadas con aspectos formales del gobierno de las cajas, como la proporción y la concentración de los miembros de sus Consejos nombrados por instancias políticas, no tienen un efecto significativo sobre su comportamiento. Tampoco tienen un efecto claro variables relacionadas con aspectos reales de su gobierno, como la proporción y la concentración de los miembros de sus Consejos que pertenecen a un partido político o que han ocupado cargos públicos.

Sin embargo, variables relacionadas con las características del capital humano de sus presidentes, en particular la educación de postgrado, la experiencia previa en el sector financiero o el haber ocupado con anterioridad cargos públicos, tienen un efecto estadísticamente significativo y cuantitativamente importante sobre su comportamiento. Por ejemplo, en la regresión de la morosidad, los coeficientes de las variables cualitativas "educación de postgrado", "experiencia bancaria" y "cargo público" son $-0{,}96^{**}$, $-1{,}24^{***}$ y

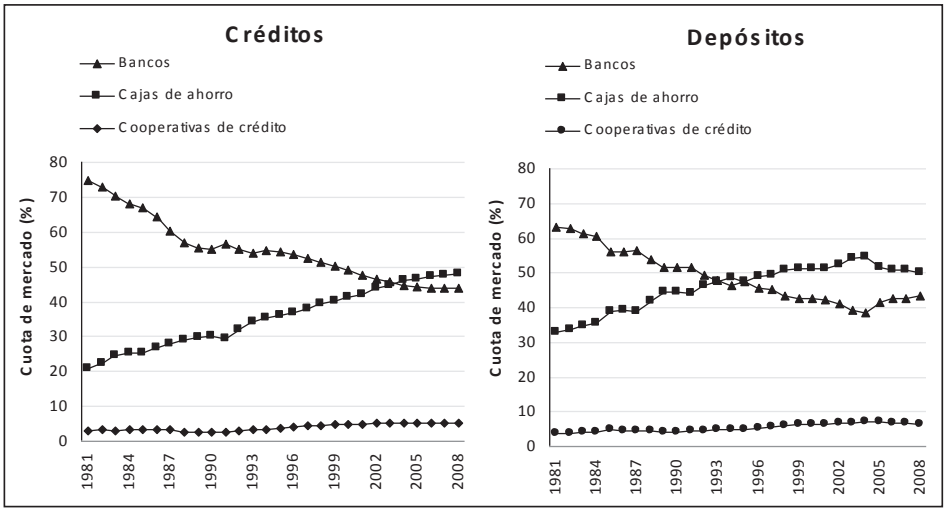
1. Doy las gracias a los autores por facilitarme los datos utilizados en el trabajo, a Manuel Arellano por su asesoramiento econométrico y a Alfredo Martín por su ayuda con las estimaciones econométricas.

0,82*. La conclusión de los autores es que "tener un presidente sin experiencia bancaria y sin educación de postgrado que haya ocupado cargos públicos aumenta la morosidad en un 3%".

En mi opinión, el trabajo de Vicente Cuñat y Luis Garicano es interesante tanto por sus resultados negativos (ausencia de correlación entre características formales y reales del gobierno de las cajas de ahorro y su comportamiento durante la crisis) como por sus resultados positivos (correlación significativa entre características del capital humano de sus presidentes y su comportamiento durante la crisis). Mis comentarios se van a centrar en (i) la consideración de los efectos en un periodo de crisis, (ii) las medidas de comportamiento utilizadas y (iii) la interpretación causal de los resultados.

En primer lugar, el análisis empírico muestra la relación entre características del gobierno de las cajas de ahorro y su comportamiento en una situación extraordinaria, un suceso que desde una perspectiva *ex ante* podríamos situar en el extremo de una distribución de probabilidad. Este tipo de sucesos, asociados normalmente con crisis financieras y quiebras bancarias, importan sobre todo al sector público, en tanto que responsable subsidiario de los fondos de garantía de depósitos y responsable último de la estabilidad financiera. Sin embargo, esta perspectiva no se corresponde con la maximización del bienestar social, que también tendría en cuenta el excedente del sector privado en situaciones de normalidad. De hecho, la pregunta que cabría plantearse no es tanto por qué las cajas de ahorro españolas lo han hecho tan mal en la reciente crisis, sino por qué lo hicieron tan bien en las décadas anteriores, especialmente si se tiene en cuenta que competían con algunos de los mejores bancos del mundo. Como botón de muestra, el Gráfico 1 recoge la evolución desde 1981 de las cuotas de mercado de bancos, cajas y cooperativas de crédito en créditos y en depósitos. El aumento de las cuotas de mercado de las cajas es, sencillamente, espectacular.

Gráfico 1. Cuotas de mercado de bancos, cajas de ahorro y cooperativas de crédito en créditos y en depósitos, 1981-2008



En segundo lugar, las medidas de comportamiento utilizadas tienen algunos problemas. Por ejemplo, los préstamos al sector inmobiliario no tienen por qué ser necesariamente "malos", ni los préstamos al consumo necesariamente "buenos". Asimismo, la morosidad no es necesariamente "mala", pues puede ser la contrapartida de préstamos cuyo tipo de interés incorpora elevadas primas de riesgo, de manera que el efecto neto podría ser positivo (por ejemplo, se podría citar el caso de las tarjetas de crédito). En mi opinión, sería más apropiado utilizar medidas de comportamiento como la rentabilidad sobre activos (ROA) o la ratio de eficiencia (el cociente entre los gastos de explotación y el margen ordinario).[2] Pero con estas medidas, referidas al año 2006, algunos de los coeficientes dejan de ser estadísticamente significativos mientras que otros cambian de signo. En particular, en la regresión del

2. Obsérvese que cuanto menores sean los gastos de explotación en relación con el margen ordinario menor será la ratio de eficiencia, que en buena lógica debería denominarse ratio de "ineficiencia".

ROA, los coeficientes de las variables "educación de postgrado", "experiencia bancaria" y "cargo público" son 0,03, 0,25** y 0,16 (signo incorrecto), y en la regresión de la ratio de eficiencia los coeficientes de estas tres variables son 0,46 (signo incorrecto), –3,15 y –5,79* (signo incorrecto).[3]

En tercer lugar, aunque los autores señalan en más de una ocasión que "realmente no se puede demostrar una conexión causal", no pueden resistir la tentación de realizar interpretaciones causales, llegando incluso al cálculo de un coste anual agregado de 389 millones de euros de tener presidentes sin educación de postgrado y experiencia previa en el sector financiero y que hayan ocupado con anterioridad cargos públicos. En mi opinión, las correlaciones que muestran los resultados empíricos del trabajo son suficientemente interesantes como para justificar un análisis serio de los posibles efectos causales. Pero, en principio, no se puede excluir que la causalidad vaya en el sentido opuesto, esto es, las cajas que funcionan bien tienden a elegir presidentes más cualificados.[4]

Así pues, creo que el trabajo de Vicente Cuñat y Luis Garicano abre un nuevo territorio a la investigación sobre el sector bancario español, pero sus atrevidas conclusiones deberían ser puestas en cuarentena hasta que tengamos evidencia de que las correlaciones halladas pueden interpretarse de manera causal.

3. Las diferencias con los resultados del Cuadro 4b del trabajo se deben a la utilización del logaritmo de los activos en lugar de los ingresos como variable de tamaño y de las características del presidente en 2009 en lugar de las del presidente "sintético" (la media ponderada de las características de los presidentes de los últimos nueve años).

4. De hecho, en una regresión logit de la variable "experiencia bancaria" en 2009 sobre el ROA y el logaritmo de los activos en 2006, el coeficiente del ROA es positivo y estadísticamente significativo.

El enigma de los concursos empresariales en España y la crisis[1]

Marco Celentani
Universidad Carlos III y FEDEA

Miguel García-Posada
FEDEA

Fernando Gómez Pomar
Universitat Pompeu Fabra

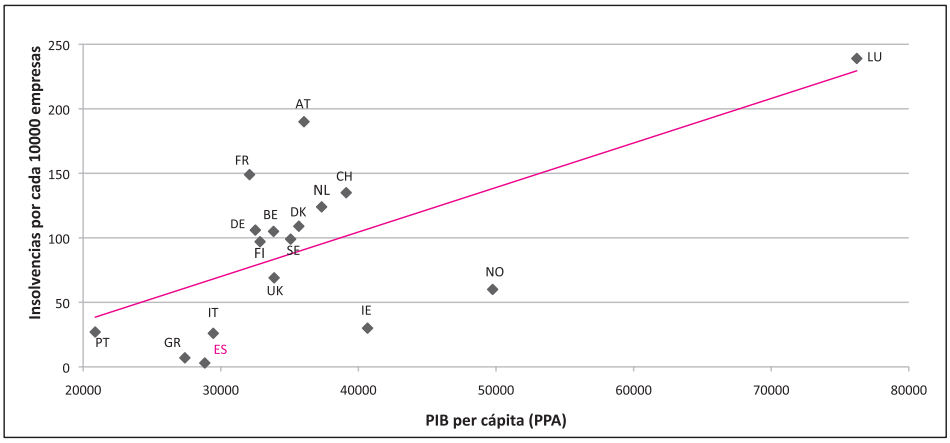
1. Introducción

Los mecanismos utilizados para hacer frente a las dificultades financieras de las empresas en países relativamente semejantes, como las economías desarrolladas con niveles de renta similares, resultan sorprendentemente diversos. Los países difieren en la probabilidad de que sus empresas se vean inmersas en procedimientos concursales o de insolvencia organizada, así como en los resultados finales de estos procedimientos (como, por ejemplo, convenios con los acreedores bajo supervisión judicial o liquidación de la empresa).

1. Agradecemos el apoyo financiero de FEDEA y del Ministerio de Innovación y Ciencia mediante las ayudas SEJ2007-60503, SEJ2007-10041 y SEJ2008-03516. Asimismo damos las gracias a Luis Garicano, Luis Gonzaga Serrano de Toledo, María Gutiérrez, Roberto Mantovano y Tano Santos por sus útiles comentarios y sugerencias, y a Carlos Alberto Ruiz y Gabriela Antonie por su excelente ayuda en la investigación.

El Gráfico 1 presenta la tasa de concursos empresariales (número de concursos por cada 10.000 empresas) frente al PIB per cápita medio en 2006 en la mayoría de los países de Europa Occidental. En los Gráficos 2 y 3, representamos, en cambio, la tasa media de concursos empresariales (número de concursos por cada 10.000 empresas) y la tasa media de concursos empresariales condicionada (número de concursos dividido por número de empresas que desaparecen) frente al PIB per cápita para una selección más pequeña de países de Europa Occidental en el periodo 2004-2006.

Gráfico 1: Tasas de insolvencia y PIB, 2006

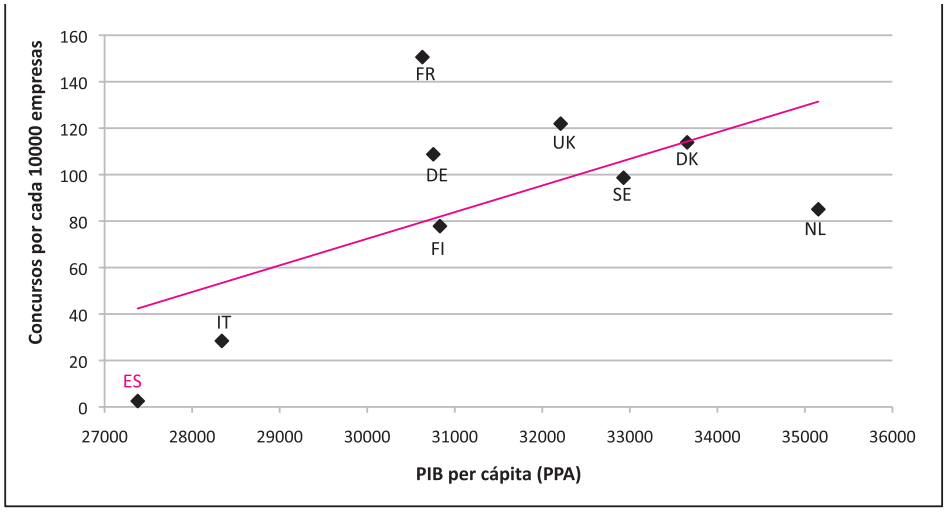


Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Credit Reform Economic Research Unit (2007) y el *World Economic Outlook* (FMI).

Este trabajo no tiene como objetivo ofrecer una explicación completa de las relaciones positivas que se observan en los Gráficos 1 a 3. Más bien, estos gráficos ilustran la *observación* que motiva este trabajo y la *razón* por la que creemos que resulta importante explicar esta observación. La *observación* es que España tiene unas tasas de concursos empresariales extremadamente bajas. La *razón* por la que creemos que es importante explicar dicha observación es que las reducidas tasas de concursos empresariales podrían ser indicativas de que el marco legal desincentiva la asunción de riesgos empresariales, lo que tendría repercusiones obvias sobre el

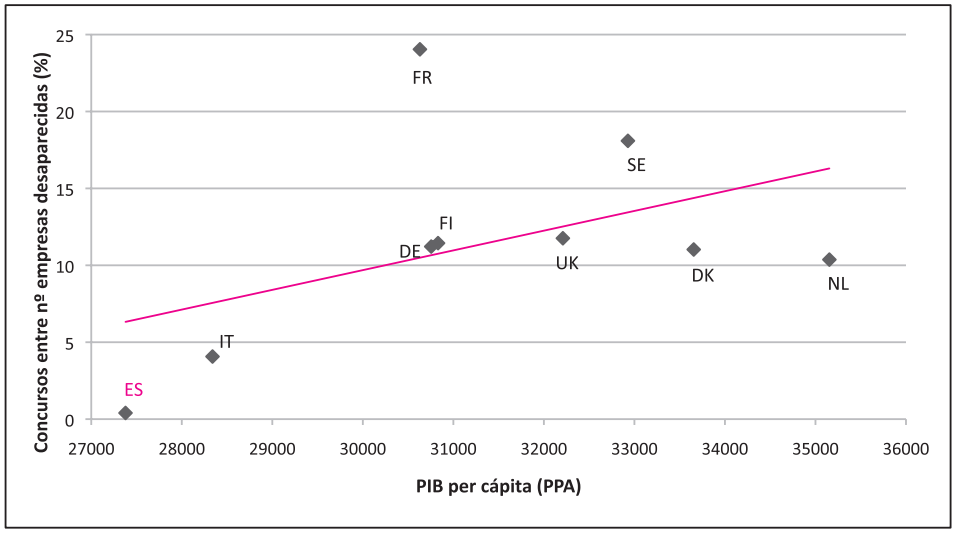
crecimiento y sobre los factores determinantes de éste con mayor riesgo, como la innovación.

Gráfico 2: Tasas de concursos y PIB, 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat, el *World Economic Outlook* (FMI) y diversas fuentes nacionales.

Gráfico 3: Tasas de concursos condicionadas y PIB, 2004-2006



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat, el *World Economic Outlook* (FMI) y diversas fuentes nacionales.

La constatación de que España tiene unas tasas de concursos empresariales extremadamente bajas no es novedosa. Sin embargo, dado que no existe una explicación generalmente aceptada de este hecho, nos referiremos a él como el *enigma concursal español* (ECE). Este trabajo es un primer paso para tratar de explicar el ECE. El principal objetivo del trabajo es proponer una explicación que resulte coherente y sustentanda por una serie relevante de hechos agregados estilizados que hemos documentado. Como los datos que utilizamos son agregados, no podemos contrastar empíricamente nuestras hipótesis. Simplemente podemos utilizarlos como guía para proponer una explicación coherente y como indicación de lo provechoso que podría resultar proseguir esta línea de investigación.

Podría pensarse que el ECE tiene una sencilla explicación, a saber, que la legislación concursal española determina que la insolvencia formal sólo sea una necesidad legal cuando las dificultades financieras de las empresas son extremas, concediendo, por tanto, un mayor protagonismo a los acuerdos privados fuera del sistema judicial. En otras palabras, una empresa sólo se vería inmersa en un procedimiento formal de insolvencia en raras ocasiones, tras fracasar los acuerdos privados o cuando el deterioro de su situación financiera fuera tan rápido que careciese de sentido intentar una solución privada.

Llevada al extremo, de esta explicación Coasiana podría derivarse que el ECE no fuera más que el reflejo estadístico de una legislación con un "test de insolvencia" implícito anormalmente bajo que asigna el grueso de las empresas con dificultades financieras a acuerdos informales (difíciles de documentar) y un menor número de ellas a insolvencias formales (registradas en las estadísticas oficiales), pero que, *salvo por esto, careciese de relevancia práctica*.

Podemos alegar dos objeciones a esta explicación, al menos si se la quiere presentar como la más importante en relación con el fenómeno observado. Una de ellas es lógica; la otra se basa en la evidencia empírica. Desde el punto de vista lógico, nos resulta difícil creer que la elección de acuerdos informales o de procedimientos formales de insolvencia para el tratamiento de las dificultades

financieras de una empresa carezca de relevancia práctica, dado que las reglas y las instituciones disponibles en un procedimiento formal de insolvencia no resultan fáciles de replicar en los acuerdos privados. Por ejemplo, no sería fácil que un gran número de pequeños acreedores mal informados aceptaran de forma voluntaria una suspensión de sus derechos o una financiación concomitante a la retención por el deudor del control de su empresa (*debtor-in-possession financing*) que conlleva la prioridad de la nueva financiación sobre sus derechos.

Desde el punto de vista empírico, aunque la evidencia disponible no es muy amplia y la comparación entre los datos de diferentes países no es fácil, aparentemente la situación financiera de las empresas españolas inmersas en procedimientos de insolvencia no es peor que la de sus equivalentes extranjeras.

Existe una abundante literatura, tanto dentro como fuera del campo de la economía, que sostiene que el marco institucional que regula las relaciones entre acreedores y deudores y la insolvencia de las empresas tiene una gran relevancia en los resultados económicos.

Los mecanismos que utilizan los sistemas legales para dividir entre deudores y acreedores los derechos sobre los activos de las empresas insolventes y para asignar el poder de control de esos activos a acreedores, deudores o terceros (como jueces o administradores concursales) obviamente influyen sobre los resultados *ex-post*, es decir, sobre la asignación de recursos una vez iniciado el procedimiento de insolvencia. Pero las disposiciones legales sobre empresas insolventes también tienen importantes efectos *ex-ante*, ya que afectan a las actividades productivas y a su financiación y además influyen en última instancia en la probabilidad de que las empresas terminen siendo insolventes.

En este trabajo avanzamos la idea de que para explicar el enigma concursal español resulta necesario tener en cuenta las repercusiones tanto *ex-ante* como *ex-post* de la legislación concursal

en España. La hipótesis que proponemos en este trabajo puede resumirse del siguiente modo: (1) La orientación pro-acreedor o pro-deudor de la legislación sobre insolvencias, (2) la eficiencia de los procedimientos de insolvencia y (3) la eficiencia del sistema hipotecario tienen efectos sobre (4) la elección de la estructura de capital y (5) las decisiones empresariales sobre compras de activos y nivel de asunción de riesgos y (4) y (5) tienen efectos sobre (6) la probabilidad de sufrir dificultades financieras y sobre (7) la probabilidad de que una empresa en dificultades financieras acabe inmersa en un procedimiento formal de concurso.

La organización de este trabajo es la siguiente. En la Sección 2 discutimos la literatura relacionada con el problema y nuestra hipótesis. En la Sección 3 describimos el procedimiento legal español en caso de insolvencia empresarial y lo comparamos con los de Francia, Alemania, Italia y el Reino Unido. En la Sección 4 exponemos nuestra hipotésis sobre la experiencia española. En la Sección 5 contrastamos esta conjetura con datos agregados de la estructura del capital y del activo de las empresas no financieras de España, Francia, Alemania e Italia. En la Sección 6 documentamos la reciente evolución de los procedimientos de insolvencia y los últimos cambios de la legislación concursal en España. En la Sección 7 presentamos nuestras conclusiones y ofrecemos una breve discusión de nuestros resultados y de las implicaciones de nuestra hipótesis para la política pública. El Apéndice incluye detalles sobre las fuentes de datos que utilizamos en el trabajo.

2. Literatura relacionada

Nuestro trabajo guarda relación con literatura previa en los campos de la economía, las finanzas y el análisis económico del derecho. Numerosos autores han destacado con anterioridad la importancia del mecanismo – y de su grado de eficiencia– utilizado por la legislación concursal para dividir los derechos de cobro sobre los activos de las empresas en dificultades financieras y asignar el control sobre éstos o, en otras palabras, de (1) la orientación pro-acreedor o pro-deudor y (2) la eficiencia de los procedimientos de

insolvencia. Por ejemplo, La Porta *et al.* (1997 y 1998) han efectuado comparaciones internacionales de los procedimientos de insolvencia, construyendo índices de sus propensiones a asignar esos derechos de cobro y su control a los acreedores[2]. La Porta *et al.* (1997) utilizan también los índices de "eficiencia del sistema judicial", "el estado de Derecho o *rule of Law*" y la "corrupción" elaborados por las organizaciones Business International Corporation e International Country Risk Guide. Djankov *et al.* (2008) han diseñado una encuesta para obtener una medida cuantitativa de las pérdidas incurridas en los procesos de ejecución de deudas en diversos países del mundo y de las causas de esas pérdidas (por ejemplo, qué parte se debe a costes legales, duración o decisiones ineficientes cuando se liquida una empresa insolvente).

Numerosos autores han puesto el acento en las implicaciones *ex-ante* de la legislación concursal y, particularmente, sobre (4) la estructura de capital de las empresas. Morrison (2008) sostiene que la complejidad de la estructura de capital de una empresa es uno de los determinantes de la utilización de los procedimientos concursales –frente a otros mecanismos relacionados con la insolvencia– en caso de dificultades financieras de las empresas. La Porta *et al.* (1997) encuentran que la protección de los accionistas fomenta el desarrollo de los mercados bursátiles y, en menor grado, que la protección de los acreedores promueve el desarrollo de los mercados de crédito. Jappelli y Pagano (2002) sugieren que los prestamistas podrían responder ante una deficiente protección de los acreedores mediante el intercambio de información sobre los prestatarios a través de agencias privadas de información crediticia o centrales de riesgos públicas. Qian y Strahan (2007) estudian la forma en que las normas de protección de los acreedores afectan al precio y a elementos ajenos a éste (como el plazo de vencimiento de la deuda) de los préstamos bancarios en una muestra de 60 países. En su comparativa internacional de las estructuras de capital, Rajan y Zingales (1995) sugieren que las legislaciones concursales

2. Véase también la clasificación independiente de López *et al.* (2009).

podrían ser uno de los motivos principales que explican por qué las empresas de distintos países presentan diferentes estructuras de capital y conjeturan que un factor determinante podría ser el grado de protección a los acreedores que brinda la legislación concursal. Giannetti (2003) halla que las instituciones que favorecen los derechos de los acreedores son concomitantes con un mayor apalancamiento y una mayor oferta de crédito a largo plazo. Davydenko y Franks (2008) comparan la estructura de capital de las empresas que suspendieron el servicio de su deuda bancaria en Francia (país con una legislación poco proclive al acreedor) y en Alemania y el Reino Unido (cuyas leyes concursales son mucho más favorables al acreedor). Acharya *et al.* (2010) proponen un modelo donde el apalancamiento óptimo depende del grado de orientación pro-acreedor de la legislación concursal, pero también del valor de liquidación previsto de la empresa. Estos autores encuentran evidencia que corrobora la conclusión de su modelo, a saber, que la diferencia en el grado de apalancamiento entre la legislación pro-deudor (EEUU) y la pro-acreedor (RU) es una función decreciente del valor de liquidación previsto. Gennaioli y Rossi (2008) proponen un modelo del que se deriva que una mayor protección del acreedor induce una estructura de capital con financiación ajena en la que el acreedor principal toma como garantía el conjunto de la empresa (*floating charge financing*).

La presunción de que la elección de la estructura de capital está inherentemente ligada a (5) decisiones empresariales como la elección de la estructura del activo y el grado de asunción de riesgos es una idea con solera dentro de la literatura de las finanzas corporativas. Por ejemplo, Jensen y Meckling (1976) sostienen que los accionistas de una empresa apalancada tienen incentivos a incrementar ineficientemente el riesgo, ya que la deuda induce una estructura de beneficios convexa. Grossman y Hart (1982) señalan que si la quiebra entraña costes añadidos para los directivos (debido, por ejemplo, a la pérdida de reputación que sufren), la existencia de deuda puede conciliar los incentivos de directivos y accionistas. Kim y Maksimovic (1990) sugieren que los acreedores de las empresas pueden vincular la disponibilidad de financiación al uso de activos

productivos más fáciles de vigilar y que retienen un mayor valor en caso de liquidación.

Otros autores han sugerido asimismo que el tratamiento que la legislación otorga a los acreedores involuntarios ante un evento de insolvencia afecta también a (4) y (5), porque influye sobre la elección de los niveles de activos y de los patrones de conducta de las empresas con respecto a numerosos tipos de leyes y regulaciones (Shavell, 1986; Ganuza y Gómez, 2008). Por ejemplo, las empresas podrían utilizar diversas estrategias conducentes a una grave descapitalización que determinarían su incapacidad para hacer frente a las obligaciones o a las sanciones monetarias resultantes de sus actividades: el traspaso de actividades a filiales infracapitalizadas o a entidades separadas puramente instrumentales; la subcontratación de los segmentos arriesgados de la actividad a empresas de escasa dimensión; la elección de un excesivo volumen de deuda preferente o garantizada que tendrá prioridad sobre las indemnizaciones a las víctimas de perjuicios extracontractuales o sobre los derechos del Gobierno derivados de la imposición de sanciones. Todas estas estrategias ocasionan distorsiones con respecto a la conducta óptima en actividades generadoras de externalidades.

Claessens y Klapper (2005) es uno de los pocos trabajos que también destaca la importancia de analizar (6) multiplicado por (7), es decir, la frecuencia con que se utilizan los procedimientos formales de insolvencia (a diferencia de los acuerdos informales), ya que es una manera de captar la importancia en la práctica de los derechos de los diferentes acreedores. Estos autores encuentran que el *rule of Law* fomenta la utilización de los procedimientos formales de insolvencia y que el índice agregado de protección de los acreedores propuesto por La Porta *et al.* (1997) no es significativo. Sin embargo, también encuentran que dos de los componentes de ese índice agregado tienen efectos significativos y de signo contrario. En concreto, estos autores obtienen que las tasas de utilización de la legislación concursal son mayores cuando existen reglas (favorables al acreedor) que limitan la reorganización empresarial –exigiendo, por ejemplo, el consentimiento de los acreedores para

la reorganización–, pero también cuando existen disposiciones (favorables al deudor) de suspensión automática de los derechos de cobro de los acreedores durante los procedimientos de insolvencia.

Dado que la principal finalidad de este trabajo es explicar la baja tasa de utilización de los procedimientos formales de insolvencia en España, podría pensarse que Claessens y Klapper (2005) ofrecen una útil explicación genérica de este hecho –de forma que el enigma concursal español no lo sería en realidad–. Pero no es éste el caso. El trabajo empírico de Claessens y Klapper (2005) tiene el ambicioso objetivo de ofrecer una explicación de las tasas de utilización de los procedimientos concursales en una importante sección cruzada de países desarrollados y en desarrollo. Sin embargo, sus resultados (elevada eficiencia judicial, capacidad de los acreedores para limitar los procesos de reorganización y existencia de suspensiones automáticas de los derechos de cobro de los acreedores durante el procedimiento de insolvencia) indican que España debería tener altas tasas de utilización. En otras palabras, aunque el trabajo de Claessens y Klapper (2005) podría ser útil para racionalizar las tasas de utilización en buena parte de los países del mundo, en absoluto sirve para explicar las bajísimas tasas de utilización en España.

3. La legislación concursal española en contexto

La legislación concursal actualmente vigente en España se remonta a 2003, si bien su entrada en vigor se retrasó hasta el 1 de septiembre de 2004. Con anterioridad, el régimen español era notoriamente caótico e ineficiente (Cerdá y Sancho, 2000) y se encontraba claramente separado en dos procedimientos distintos. Uno de ellos (*quiebra*) podía ser iniciado tanto por el deudor insolvente como por los acreedores e implicaba que la gestión de la empresa pasaba a ser asumida por los representantes designados por los acreedores, cuya función esencial era la liquidación de activos y el pago a los acreedores en el orden oportuno, aunque también era posible un acuerdo de reestructuración. Las disposiciones sobre el deudor eran muy severas y arcaicas –básicamente procedentes del Código de Comercio de 1885, pero también de un anterior Código

de Comercio de 1829–. El procedimiento era complejo y dilatado –25 años no era una duración absolutamente insólita– y la eficiencia *ex-post* en términos de realización de activos era, en el mejor de los casos, exigua. El otro procedimiento era básicamente –porque también podía tener como resultado final una liquidación– un procedimiento de reestructuración (*suspensión de pagos*), al que únicamente podía acogerse el deudor, que normalmente retenía el control de la empresa. El procedimiento, aunque sustancialmente más simplificado que el de la quiebra, era enrevesado y abría muchas opciones al oportunismo de deudores y acreedores.

Después de varias iniciativas fracasadas de reforma radical de la legislación española sobre insolvencias, en 2003 se aprobó la Ley concursal (LC, en adelante). Es probable que la antigua legislación fuera en buena medida responsable de la asombrosamente baja tasa de procedimientos concursales observada en España –es decir, teniendo en cuenta el número de empresas–. Con arreglo a los datos de Claessens y Klapper (2005), España presentaba una tasa de insolvencias del 0,02%, la más baja de una muestra de 35 países de Europa, América y Asia, únicamente cercana a la de Perú (en torno al doble de la tasa española) y Portugal (alrededor de cuatro veces la tasa española)[3].

El nuevo régimen concursal aplicado en los juzgados españoles a partir de 2004 presenta, de forma sucinta, los siguientes rasgos[4]:

1. Se trata de un procedimiento unificado, por lo que elimina la bifurcación en dos vías de las situaciones de insolvencia empresarial. También es unificado en el sentido de que sirve tanto

3. Según los informes de la consultora EULER-Hermes, con datos sobre 30 países –esencialmente europeos y norteamericanos, con algunas economías emergentes de Iberoamérica y Asia– Polonia tiene una tasa de concursos empresariales ligeramente menor que la de España. Veáse, por ejemplo, *Insolvency Outlook* (2008).

4. Véase Vicent Chuliá (2007) para una exposición razonablemente sucinta del régimen concursal español. En cuanto a los datos del funcionamiento y aplicación efectiva del régimen legal de la LC, veáse van Hemmen (2009).

a empresas como a individuos, aunque existe un procedimiento simplificado cuando el pasivo estimado no supera los diez millones de euros[5] y la empresa dispone de una contabilidad simplificada y carece de estados financieros auditados.

2. Tanto el deudor como los acreedores pueden iniciar el procedimiento. En la práctica, desde su entrada en vigor en septiembre de 2004, más del 85% de las solicitudes han sido de las denominadas voluntarias, a iniciativa del deudor. Por diferentes vías la LC fomenta que el deudor y los directivos de la empresa soliciten de forma temprana el procedimiento concursal: en primer lugar, la solicitud puede incluso realizarse cuando no exista una insolvencia actual, siempre que la incapacidad de hacer frente a los pagos sea inminente; en segundo lugar, el deudor y los directivos de la empresa están legalmente obligados a iniciar el procedimiento en el plazo de dos meses desde la insolvencia efectiva, que se presume cuando han transcurrido 3 meses sin abonar impuestos, cotizaciones a la seguridad social o salarios. Si aquéllos no inician el procedimiento en el plazo prescrito, se presumirá que la insolvencia no está exenta de culpa, lo que podría acarrear graves responsabilidades personales a los directivos; en tercer lugar, la solicitud se simplifica, puesto que para que esté completa sólo son necesarios los estados financieros, una relación de acreedores y activos y una breve explicación de la situación de la empresa; en cuarto lugar, si el deudor y la dirección no inician el procedimiento, pero sí lo hacen los acreedores, la regla –que permite excepciones– es que los directivos de la empresa serán sustituidos por unos administradores concursales designados por el juzgado. La LC ha sido modificada por el Real Decreto-Ley 3/2009 para conciliar una pronta solicitud con los incentivos a la renegociación de la deuda: si el deudor

5. Esta cifra es el resultado de una ampliación de la cuantía inicial de un millón de euros prevista en la LC de 2003 que se ha introducido, junto con otros cambios, en 2009 (Real Decreto-Ley 3/2009, de medidas urgentes en materia tributaria, financiera y concursal ante la evolución de la situación económica), a raíz del gran aumento de la carga de trabajo de los juzgados de lo mercantil debido a la crisis.

está negociando una propuesta de acuerdo de reestructuración (*convenio anticipado*), podría eludir la obligación de iniciar el procedimiento de insolvencia si notifica al juzgado que se encuentra en dicho proceso de negociación. A continuación se abre un periodo de tres meses para el desarrollo de ese proceso, con un mes adicional para solicitar la declaración de concurso en caso de que la renegociación fracasara, plazos durante los cuales los acreedores no pueden iniciar procedimientos.

3. Una vez formalizada la solicitud de concurso, los tribunales –los juzgados de lo mercantil, especializados en asuntos mercantiles– comenzarán el procedimiento (*sección primera*) y decidirán si aceptan o rechazan la solicitud. Los tribunales deben adoptar esta decisión de forma ágil –la LC, pecando de optimista, prevé que la duración del trámite será de un solo día, si es a petición del deudor–. En torno al 20% de las peticiones se rechaza, aumentando el porcentaje cuando la solicitud no es instada voluntariamente por el deudor. En caso de que la iniciativa corresponda al acreedor, y que el deudor se oponga a ella, el rechazo suele obedecer a que no se demuestra de forma convincente la situación de insolvencia. Si la iniciativa corresponde al deudor, el rechazo parece que suele responder básicamente a la ausencia o defecto de los requisitos formales, posiblemente a sabiendas, cuando el deudor trata de cumplir a toda prisa su obligación de iniciar el procedimiento o bien de presentar la petición antes que los acreedores.

4. La sección segunda del procedimiento trata de los administradores concursales designados por el juez. La regla general es que haya tres (solo uno en el procedimiento simplificado), todos ellos nombrados por el juez, pero de diversa extracción. Uno tiene que ser un abogado en ejercicio seleccionado de una lista proporcionada por el Colegio de Abogados. El segundo debe ser un auditor, economista o titulado mercantil procedente también de listados ofrecidos por los pertinentes colegios profesionales. El tercero será un acreedor, ya sea ordinario o privilegiado –pero no con un

crédito garantizado por un activo real–. La retribución de estos administradores provendrá de los activos del deudor y será variable, dependiendo del valor de los activos y del volumen de crédito. Ante las numerosas críticas recibidas por el pago de excesivas retribuciones, la modificación de LC en 2009 estipuló un límite retributivo máximo. Este sistema de retribución no incluye incentivos por resultados (ni en la reestructuración ni en la liquidación).

Los administradores concursales sustituyen a los directivos de la empresa si el juez así lo decide –con mayor frecuencia en los procedimientos iniciados por los acreedores– y, en los restantes casos, supervisan a los directivos y han de autorizar todas las operaciones que no formen parte de la actividad diaria de la empresa. También elaboran la relación de activos y acreedores, tienen que expresar su opinión sobre todos los planes de reestructuración que puedan presentarse y son los responsables de redactar el plan de liquidación de los activos de la empresa, a menos que el propio deudor haya presentado un plan de liquidación previo que haya sido aprobado por el juzgado.

5. La declaración judicial de concurso que da inicio al procedimiento formal determina una suspensión automática de todos los créditos no garantizados hasta el final del procedimiento, dejando de devengarse intereses, con muy pocas excepciones. Los acreedores cuyos créditos están garantizados por activos integrados en el proceso productivo del deudor también se ven afectados por la suspensión, durante un periodo mínimo de un año o hasta la fecha en que se apruebe un plan de reestructuración que no afecte a sus derechos.

6. Los administradores concursales elaboran una relación de todos los activos del deudor (*sección tercera*) y de todos los créditos frente al deudor insolvente (*sección cuarta*). La prelación de los créditos seguirá el siguiente orden: (i) créditos preferenciales (*créditos contra la masa*) serán los primeros en

pagarse, e incluyen los salarios del último mes de actividad, las costas del propio procedimiento, incluida la retribución de los administradores concursales, más las nuevas deudas contraídas por la empresa en el ejercicio de sus actividades posteriores a la declaración de insolvencia. Esto significa que los nuevos fondos destinados a la operativa en curso de la empresa, incluso la nueva deuda financiera, pueden tener prioridad sobre la antigua deuda garantizada; (ii) los créditos de todo tipo garantizados sobre activos de la empresa (*créditos con privilegio especial*); (iii) los créditos privilegiados (*créditos con privilegio general*), tales como otros créditos derivados de relaciones laborales e indemnizaciones extracontractuales, además de acreedores públicos, hasta una cierta cantidad; (iv) los créditos comunes (*créditos ordinarios*) como categoría residual: todos los créditos que no pertenecen a ningún otro tipo; y (v) los créditos de último rango (*créditos subordinados*), que incluyen las deudas frente a personas especialmente relacionadas con la empresa en concurso (administradores, accionistas, etc.) y algunos otros tipos de crédito, como intereses, sanciones y multas, etc.

7. La LC ofrece ciertas medidas y procedimientos de recuperación de la masa patrimonial encaminadas a proteger los activos del deudor –con la presumible postergación de los derechos de los acreedores a un estatus residual– de las lesivas consecuencias de actuaciones que tuvieron lugar con anterioridad a la declaración de insolvencia. De este modo, los pagos realizados por adelantado y las transacciones con personas especialmente relacionadas –directivos, accionistas– podrían ser recuperadas a iniciativa de los administradores o de los acreedores, y los ingresos así obtenidos pasarían a engrosar los activos del deudor. La posibilidad de recuperación de la masa patrimonial también afecta al estatus como singularmente garantizados de los créditos que refinancian créditos anteriores. En algunos –pero, en la práctica, muy pocos– casos, los tribunales españoles resolvieron eliminar las garantías otorgadas a los bancos que habían refinanciado la deuda preexistente. Esto generó una gran alarma en el sector financiero e indujo un cambio de la LC –de

nuevo en el Real Decreto-Ley 3/2009– para que las operaciones de refinanciación no integrasen la masa patrimonial, en caso de que se satisfagan ciertas condiciones: que el plan de refinanciación cuente con la anuencia de tres quintos del crédito preexistente y con la aprobación de un experto independiente nombrado por el Registro Mercantil.

8. Una vez que el juzgado aprueba la relación de activos y acreedores, finaliza la fase común del procedimiento y a partir de ahí puede haber una reorganización o una liquidación. Tanto el deudor como los acreedores pueden proponer un convenio de reestructuración o reorganización. Los datos revelan que en la práctica totalidad de los casos –casi el 97%– es el deudor quien toma la iniciativa del plan. El deudor también podría hacer uso de la oportunidad de proponer un convenio anticipado, simultáneo a la petición de concurso (con, al menos, el apoyo del 10% del crédito pendiente), o en el plazo de un mes a partir de la declaración judicial de insolvencia (con, al menos, el apoyo del 20% del crédito pendiente). Si bien la propuesta anticipada de convenio ha gozado de popularidad, su aprobación ha sido mucho menos frecuente que la de los planes ordinarios[6].

   El plan debe ser informado por los administradores concursales, aprobado por la mayoría de los acreedores ordinarios y, por último, autorizado por el juzgado. Los acreedores garantizados y privilegiados no se verán afectados por el plan y disfrutarán de sus plenos derechos legales frente a la empresa insolvente a menos que voten a favor del plan. El plan no podrá implicar –excepto en casos extraordinarios que el juzgado deberá justificar– una quita para los acreedores ordinarios superior al 50% de su valor nominal, ni una espera en el pago de más de cinco años.

6. Aunque los planes anticipados han constituido un 23% de todos los planes de reorganización propuestos, sólo han representado un 14% de los planes aprobados, de forma que el 86% restante han sido planes ordinarios.

9. Si no se presenta un plan o éste no logra su aprobación[7], o si el plan aprobado fracasa, los administradores concursales presentarán al juzgado un plan de liquidación, con el fin de vender los activos y pagar a los acreedores en el orden anteriormente mencionado[8].

10. La LC exige que el juzgado examine las posibles responsabilidades del deudor –de los directivos de la empresa en el caso de una sociedad– cuando haya liquidación de la empresa, o cuando el plan de reorganización inflija una grave pérdida a los acreedores, a saber, una quita superior al 33% y una espera en el pago de más de tres años. Dado que, en la realidad, la inmensa mayoría de los concursos acaban en liquidación, esta eventualidad se va a producir con muy alta probabilidad. La LC contiene ciertas presunciones de culpabilidad del deudor o de sus directivos, y tras tenerlas en cuenta y considerando la evidencia presentada, el juzgado podrá declarar el carácter fortuito (*concurso fortuito*) o culpable (*concurso culpable*). La declaración de concurso culpable podría conllevar una sentencia contra los administradores de la empresa, con la posibilidad de incapacitación para dirigir una empresa durante un periodo de 2 a 15 años, el pago de daños a la propia empresa o a los acreedores e, incluso, en el caso a los acreedores. Estas responsabilidades son independientes de las responsabilidades penales que pudieran existir si se descubriera y probara una conducta delictiva –estafa, malversación de fondos, alzamiento de bienes–.

¿Qué grado de similitud o discrepancia presenta la actual legislación concursal española con respecto a las de otras economías desarrolladas? La mayoría de los analistas, tanto del campo de la economía como del derecho, tienden a atribuir cada régimen

7. Del total de los procedimientos concursales iniciados, sólo en el 11% se presentó un plan de reorganización y únicamente en el 5% de ellos el plan fue aprobado.
8. El deudor también podrá presentar un plan de liquidación al juzgado, junto con la petición de concurso o en cualquier momento dentro de los 15 días posteriores a la elaboración de la relación de activos y acreedores.

concursal a uno u otro de dos tipos ideales de régimen[9]. Por una parte, existirían regímenes favorables al acreedor, básicamente dirigidos por los acreedores y centrados en la maximización de la recuperación neta de sus créditos. Por otra parte, los regímenes favorables al deudor tendrían como principal objetivo el mantenimiento de la empresa como negocio viable y ofrecen un margen de maniobra al deudor para que reorganice la empresa y reflote el negocio, al tiempo que procuran salvaguardar los intereses de otras partes implicadas, especialmente de los empleados.

Suele considerarse que el Reino Unido[10] posee un sistema claramente favorable al acreedor. Es probable que esta orientación se haya moderado tras los cambios legislativos introducidos hace algunos años que seguidamente se mencionan, si bien cabe la posibilidad de que el impacto total de esos cambios no pueda aún ser percibido. Aunque en el Reino Unido coexisten varios procedimientos concursales, los régimenes más importantes en materia de insolvencia empresarial se resumen en estas líneas. Con anterioridad a la *Enterprise Act* (2002), los acreedores privilegiados estaban casi por completo a cargo del procedimiento de insolvencia bajo el sistema de *administrative receivership*. El acreedor que tomaba como garantía el conjunto de la empresa[11], normalmente un

9. Es cierto que caracterizar un sistema concursal como "pro-acreedor" o "pro-deudor" implica una simplificación notable que necesariamente descarta muchos detalles relevantes del régimen y la práctica legal de los sistemas concursales de los distintos países. Sin embargo, la caracterización que hacemos de los distintos sistemas legales en esos términos responde a lo que constituyen las calificaciones cuantitativas –basadas en una indexación exhaustiva de los distintos elementos relevantes de un cierto sistema concursal– y cualitativas –basadas en la opinión comparada de juristas y analistas en la materia– en relación con este o aquel sistema concursal. Véase, por ejemplo, la evidencia cuantitativa en Djankov *et al.* (2008), cuantitativa y cualitativa en Davydenko y Franks (2008) y cualitativa en McBryde *et al.* (2003) y López *et al.* (2009).

10. La principal fuente de información sobre las legislaciones concursales en Europa es McBryde *et al.* (2003).

11. Davydenko y Franks (2008) presentan evidencia de que las empresas individuales británicas muestran una financiación más concentrada que las de otros países europeos.

banco que proporcionaba el grueso de la financiación de la misma, podía nombrar, casi sin ninguna otra restricción, y tan pronto como se producía un impago del préstamo, un interventor que se hacía cargo de toda la empresa e intentaba maximizar la recuperación para aquel acreedor. Esto, por supuesto, normalmente no significaba la liquidación troceada de los activos, sino la venta del negocio en su conjunto a un nuevo empresario. Tras la entrada en vigor de la *Enterprise Act*, los derechos de control del acreedor que toma como garantía el conjunto de la empresa no son tan amplios. No obstante, el banco podrá, bajo ciertas condiciones, designar un administrador concursal que asuma la dirección de la empresa, aunque éste deberá también rendir cuentas ante los restantes acreedores y la propia compañía. El procedimiento podrá ser iniciado por el acreedor garantizado incluso sin orden judicial ni prueba de insolvencia. Todo el equipo directivo de la empresa es sustituido y el administrador concursal queda bajo la supervisión del tribunal y de un comité de acreedores. La situación de administración implica una suspensión de los derechos de los acreedores no garantizados, si bien el pago individualizado de los créditos garantizados necesita la autorización del administrador concursal o del tribunal. La responsabilidad de los directivos tras un procedimiento de insolvencia es principalmente de índole penal, si se descubren actividades fraudulentas que pudieran atribuirse a las actuaciones o decisiones de los directivos.

A Francia se la suele situar en el lado opuesto del espectro, debido básicamente a los amplios poderes de los tribunales de insolvencia, que están al servicio del objetivo de preservar la empresa y el empleo. De entre los diversos procedimientos, el *redressement judiciaire* parece ser, con mucha diferencia, el régimen de insolvencia más importante para las empresas. Para iniciar el procedimiento debe establecerse la incapacidad de la empresa para hacer frente con sus activos líquidos a sus obligaciones corrientes. La solicitud podrá realizarla el propio deudor –que está obligado a ello en un periodo de 15 días tras haber suspendido pagos, o de lo contrario se expone a graves sanciones–, pero también los acreedores, el fiscal y el propio tribunal.

Tras la apertura formal del procedimiento, el deudor suele mantener la posesión y el control de los activos y el equipo directivo continúa en su puesto, aunque sujeto a la autorización de un juez especial (*juge commissaire*). En raras ocasiones, el equipo directivo es sustituido por un administrador concursal, que también debe informar al juez especial. El procedimiento determina una suspensión de los derechos de los acreedores garantizados y no garantizados, a excepción de los empleados, en cuantías determinadas. Los planes de reorganización desempeñan un papel protagonista en el procedimiento, si bien éste también podría desembocar en la liquidación de los activos de la empresa y en un ordenado proceso de pago a los acreedores. Las planes de reorganización se dividen en planes de continuidad o de transferencia, dependiendo de si el actual deudor mantiene o no el control del negocio. Todos los agentes implicados podrán presentar un plan, aunque el tribunal es el único facultado, tras escuchar a las partes afectadas, para decidir sobre su aprobación, careciendo los restantes agentes de derecho de veto. De hecho, el tribunal puede aplicar ciertas medidas punitivas –moratorias dilatadas a los acreedores, imposición de correctivos– para guiar el objetivo y el contenido del plan en la dirección deseada. Por último, los directivos de la empresa insolvente podrán ser declarados responsables civiles de haber ocasionado, por su actuación culposa, la situación de insolvencia. Una declaración de responsabilidad civil culposa comporta sanciones monetarias –que podrían llegar al resarcimiento total de la deuda impagada– y la incapacitación para dirigir empresas.

Alemania ha experimentado también un proceso similar al del Reino Unido. Tradicionalmente se ha considerado un país muy favorable al acreedor, pero la introducción en 1999 del nuevo régimen (*Insolvenzordnung*) atemperó en cierta medida esa orientación. El procedimiento podrá ser iniciado por el propio deudor o por los acreedores, cuando pueda demostrarse la incapacidad de la empresa para hacer frente al pasivo circulante. El deudor debe instar la insolvencia en un plazo de tres semanas tras el reconocimiento de su propia incapacidad de pago. Al igual que en la LC española,

es posible iniciar el procedimiento basado en una presunción de insolvencia. El tribunal no sólo verifica la insolvencia real, sino que también contrasta el nivel de activos. Si el tribunal considera poco probable que los activos sean suficientes para cubrir las costas del procedimiento, entonces rechazará la solicitud.

Tan pronto como se inicia formalmente el procedimiento, el tribunal designa un administrador concursal que sustituye al equipo directivo vigente. Los acreedores pueden cambiar al administrador nombrado por el juez en la primera junta de acreedores, aunque esto sólo sucede en contadas ocasiones, básicamente en los casos de empresas insolventes con grandes volúmenes de deuda en manos de acreedores financieros. El administrador está bajo la supervisión del tribunal y de los acreedores, quienes podrán reemplazarlo. Aunque es menos habitual, el tribunal puede autorizar al deudor el mantenimiento del control, en cuyo caso el tribunal nombrará un supervisor que vigile la gestión. Los créditos no garantizados se suspenden una vez declarada la insolvencia formal. Los créditos garantizados con bienes muebles se suspenden hasta la primera junta de acreedores. Los créditos garantizados con bienes inmuebles no se suspenden automáticamente, pero el tribunal podrá determinar la suspensión del pago individualizado a petición del administrador, de estimarse necesaria para una adecuada reorganización.

Si los acreedores no son favorables a la continuidad de la empresa y no se ha presentado ningún plan, el administrador debe proceder a liquidar los activos y a resarcir ordenadamente a los acreedores. Los planes de reorganización podrán ser presentados por el deudor o el administrador y deberán ser aprobados por la mayoría –en número y valor– de los acreedores afectados. Los no afectados por el plan carecen de voto. El plan debe luego ser aceptado por el deudor y confirmado por el tribunal, que sólo puede rechazar la confirmación con argumentos concretos. La responsabilidad civil de los directivos de la empresa insolvente no parece ser muy relevante, aunque el incumplimiento de la obligación de iniciar el procedimiento podría hacerles responsables frente a los acreedores con arreglo a los

principios generales del derecho en materia de responsabilidad extracontractual.

Italia conoce una amplia gama de procedimientos de insolvencia (*fallimento, concordato preventivo, amministrazione controllata, liquidazione coatta amministrativa, amministrazione straordinaria delle grandi imprese insolventi*), aunque uno de ellos –*fallimento*– es, de lejos, el más utilizado. El evento detonante es, de nuevo, la incapacidad de hacer frente con regularidad a sus obligaciones corrientes. El deudor, los acreedores, el fiscal y el propio tribunal pueden iniciar el procedimiento. La evidencia muestra que los acreedores inician un gran número de procedimientos. En tales casos, el deudor debe ser escuchado y podrá oponerse a la declaración de insolvencia. Esto explica la tasa relativamente alta de procedimientos rechazados en el sistema italiano.

Una vez iniciado formalmente el procedimiento, el deudor es desposeído de la empresa, que pasa a ser gestionada por un administrador concursal (*curatore fallimentare*) designado por el tribunal, bajo la supervisión de éste. El procedimiento conlleva una suspensión automática de los créditos no especialmente garantizados. Los acreedores garantizados pueden solicitar el cumplimiento separado e individualizado de sus derechos, lo que en la práctica significa una suspensión transitoria de duración variable. La liquidación de activos y el ordenado proceso de pago a los acreedores parece ser el curso normal de los acontecimientos en el procedimiento, a menos que se redacte y apruebe un plan de reorganización. Sólo el deudor está facultado para presentar un plan. Para que entre en vigor necesita tanto la aprobación de dos tercios de los acreedores no garantizados como la aceptación del tribunal –que podrá denegarla en función de su juicio acerca de los méritos del propio plan–. La responsabilidad civil de los vigentes directivos no parece ser muy relevante, aunque el administrador concursal puede, en nombre de los acreedores, demandar a los directivos por daños a los activos ocasionados por una conducta culposa.

Resulta asimismo útil comparar los resultados finales de los procedimientos de insolvencia para comprender qué implican en la práctica las diferentes legislaciones.

Entre 2004 y 2008, de un total de 6.371 solicitudes de concurso presentadas en España, se aprobaron 316 planes de reorganización, lo que sólo representa el 5% de los procedimientos. Sin embargo, para evaluar la probabilidad de que un procedimiento de insolvencia finalice en una reorganización, debemos introducir dos correcciones, una que tiende a elevar el total y otra que tiende a reducirlo. La corrección al alza es necesaria dada la existencia de casos de concurso con un inicio tan tardío que no había posibilidad de que se aprobara un plan de reorganización. Por otra parte, no todos los planes de reorganización tienen éxito, de modo que en algunos casos ocurre que, tras su aprobación, el plan fracasa y la empresa es liquidada a posteriori. Como es probable que ninguna de las dos correcciones sea importante, podemos afirmar que solo en torno al 5% de las empresas españolas que se ven envueltas en procedimientos concursales se reorganizan con éxito.

Durante el mismo periodo, el 98% de los 102.677 procedimientos iniciados en el Reino Unido acabó en liquidación (*compulsory liquidations*, *creditors' voluntary liquidations*, *self-employed bankruptcies*) y sólo un 2% fueron reorganizaciones con éxito (*company voluntary arrangements*)[12]. Los datos italianos del periodo 2004-2007 muestran que el 96% de los 51.794 procedimientos iniciados finalizó en liquidación y sólo el 4% dio lugar a reorganizaciones. En Francia, de un total de 218.093 procedimientos, 191.019 (el 88%) fueron liquidaciones. Los restantes 27.074 (el 12%) fueron reorganizaciones, en el sentido de continuidad de la empresa o venta de la empresa en funcionamiento. Sin embargo, esta cifra también incluye casos cuyo resultado final aún

12. En estos cálculos hemos decidido ignorar las *administrative receiverships* y las *simple receiverships*, ya que éstas pueden resultar en una liquidación de activos o en la venta de la empresa en funcionamiento. Sin embargo, debido a la *Enterprise Act* de 2002, su importancia en el periodo 2004-2008 es despreciable.

no se conoce. En el caso de Francia parece existir una probabilidad de reorganización algo más alta, que no resulta sorprendente dado que la legislación concursal francesa prescribe que el mantenimiento del empleo podrá aconsejar la continuidad de la empresa aun cuando no maximice la recuperación de los créditos de los acreedores o el valor de la empresa.

4. Un modelo ajustado a la legislación concursal española

Una forma de describir las legislaciones sobre insolvencias consiste en caracterizar su capacidad para promover la eficiencia *ex-ante* y *ex-post*. Cabría pensar que la eficiencia *ex-post* simplemente requiere la maximización del valor esperado de los activos de la empresa, condicionada a que la empresa está inmersa en un procedimiento de insolvencia. El motivo es que los derechos de control deben asignarse de forma que maximicen el valor de los activos y luego los derechos de cobro sobre esos activos podrán asignarse de cualquier modo que promueva la eficiencia *ex-ante*[13]. Mediante un razonamiento análogo, parece relativamente natural identificar la eficiencia *ex-ante* con la maximización del valor esperado de la empresa[14].

Si realmente fuera posible la asignación de derechos de control y la asignación de derechos de cobro sobre los activos con independencia una de la otra, entonces la eficiencia *ex-post* sería una condición

13. Para que ésta sea la noción adecuada de eficiencia, debe suponerse que las preferencias son cuasilineales en la riqueza, que no hay ninguna parte sujeta a restricciones de liquidez y que los únicos activos implicados en el procedimiento de quiebra son los activos de la empresa. Esto podría no ser así, por ejemplo, cuando la reputación del directivo/empresario también depende del resultado final del proceso de insolvencia, cuando los trabajadores tienen capital humano específico a la empresa o cuando las pérdidas de los acreedores puedan precipitarlos a la insolvencia.

14. Podría ser importante determinar si debe pensarse en la maximización del valor de una empresa potencial que aún no ha sido creada, o en la maximización del valor de las empresas existentes. Como no discutiremos esta cuestión, preferimos ignorarla.

necesaria para la eficiencia *ex-ante*. Pero hay una serie de razones para pensar que esto no es cierto en la práctica y que existe una notable disyuntiva entre la eficiencia *ex-ante* y *ex-post*.

En primer lugar, los procedimientos de insolvencia comportan unos costes legales y administrativos sustanciales. Esto significa que podría ser preferible una legislación concursal con menor eficiencia *ex-post* pero que induzca una menor probabilidad de acabar en una situación de insolvencia.

Un aspecto probablemente más importante es que varios de los individuos implicados en un procedimiento de insolvencia sufren seguramente restricciones de liquidez (ante todo, el deudor). Esto implica que no todas las transferencias son posibles y que la asignación de derechos de control y la asignación de derechos de cobro no son independientes entre sí. Por poner un ejemplo, pensemos en una situación en la que la maximización del valor de los activos requiere la asignación de derechos de control al deudor, quien mantendría la empresa en funcionamiento. Imaginemos, sin embargo, que garantizar la disponibilidad de crédito que promueve la eficiencia ex-ante exige una asignación sustancial de derechos de cobro al acreedor. Si el deudor no estuviera sujeto a restricciones de liquidez, lo único necesario sería que el deudor hiciese una transferencia al acreedor. Pero, dado que es probable que el deudor esté sujeto a restricciones de liquidez, esto no es posible. Por tanto, en esta situación, la eficiencia *ex-ante* podría exigir la asignación de derechos de control a los acreedores. Pero dado que los acreedores presentan un sesgo intrínseco hacia la liquidación (ya que la naturaleza de sus derechos implica que en ellos no revierten todos los beneficios de un posible reflotamiento), ello acarrearía una pérdida de eficiencia *ex-post*.

Un trabajo que examina con detalle la disyuntiva entre la eficiencia *ex-ante* y *ex-post* es el de Ayotte y Yun (2007). Como creemos que se trata de un trabajo particularmente adecuado al caso español, resumimos aquí algunos de sus argumentos y conclusiones.

Ayotte y Yun (2007) parten de la observación de que las legislaciones sobre insolvencias asignan sustanciales derechos de control a terceros, como jueces y administradores concursales (AC), o les permiten mediar en la asignación de esos derechos a deudores y acreedores. El motivo por el que un mecanismo de este tipo podría ser más beneficioso para deudores y acreedores es que los terceros pueden actuar sobre la base de indicadores "informales" (por ejemplo, la evolución reciente de los flujos de caja) que son difíciles de describir y, por tanto, no pueden incluirse en acuerdos contractuales. En otras palabras, la discrecionalidad de los jueces o AC puede aumentar la eficiencia de los contratos *ex-ante* entre deudores y acreedores.

Es conveniente recalcar que el supuesto no es que los jueces o AC dispongan de mejor información. Lo importante es que los jueces o AC ofrecen una tecnología que permite incluir los indicadores informales en acuerdos contractuales.

Una de las principales tareas de jueces y AC en un procedimiento de insolvencia consiste en determinar si el valor de la empresa en funcionamiento (con los actuales directivos o con otros nuevos) es mayor o menor del que podría obtenerse mediante una liquidación por lotes de los activos. Dependiendo de su capacidad para realizar sólidos juicios *de negocio*, esta tarea puede ejecutarse con mayores o menores probabilidades de incurrir en errores de tipo I (mantener en funcionamiento una empresa que vale más si se liquida) y de tipo II[15] (liquidar por lotes una empresa que vale más en funcionamiento). Esto implica que las ganancias de eficiencia *ex-post* derivadas de la discrecionalidad de jueces y AC son crecientes en su capacidad para realizar sólidos juicios de negocio.

Alternativamente, la normativa concursal podría asignar los derechos de control de una forma más mecánica que renuncie a las posibles ganancias derivadas de la discrecionalidad de jueces y

15. Seguimos la terminología utilizada por White (1994).

AC. Pero en este caso, la legislación sobre insolvencia debe poner el acento en la perspectiva *ex-ante* y asignar los derechos de control a los acreedores para promover la disponibilidad de crédito *ex-ante*, a través de la maximización de la recuperación de los créditos en caso de liquidación y de la reducción de la probabilidad de llegar a una situación de insolvencia.

Sobre la base de las anteriores premisas, el argumento de Ayotte y Yun (2007) es que, hasta cierto punto, las leyes deberían responder de la mejor manera posible a las capacidades de aquéllos que deben velar por su cumplimiento, en vez de al contrario. El motivo es que resulta más sencillo y económico ajustar una legislación concursal a la distribución realmente existente de habilidades profesionales que esperar en torno a una década –o más– para que surja una élite profesional apta –en términos de capacitación y experiencia– dentro de los colectivos profesionales de jueces y administradores concursales que posea las competencias adecuadas para garantizar el cumplimiento exactamente tal y como aspira la legislación[16].

La conclusión de Ayotte y Yun (2007) es que el equilibrio óptimo entre la eficiencia *ex-post* y la eficiencia *ex-ante* depende de la capacidad de los terceros a quienes pueden asignarse derechos de control en un proceso de insolvencia. Si los jueces y AC tienen una gran pericia en separar las empresas viables de las no viables, la legislación sobre insolvencia debe hacer uso de esa pericia para promover la eficiencia *ex-post*. Pero si los jueces y AC demuestran poca habilidad en la separación de empresas viables y no viables, las ganancias *ex-post* de la discrecionalidad son menores y la normativa concursal óptima sobre insolvencias debe ser más favorable a los acreedores, en el sentido de que debe asignar amplios derechos de control y derechos de cobro a estos. Ello implica que, en el primer caso, existiría una mayor propensión a la reorganización, en el sentido de que, para cualquier distribución exógenamente dada de empresas que se encuentran inmersas en un proceso de insolvencia,

16. Ayotte y Yun (2007) mencionan que la Ley de Quiebras y Composición de la República de Eslovaquia ha sufrido 14 modificaciones en 10 años.

habría más reorganizaciones que en el segundo. Sin embargo, esto no significa que *se darían* más reorganizaciones en el primer caso que en el segundo, pues la distribución de empresas en la economía y, por tanto, la distribución de empresas que llegan a situaciones de insolvencia, también dependería del contenido y orientación de la normativa concursal elegida.

Aún más importante es la pregunta que también se plantean Ayotte y Yun (2007), a saber: ¿Qué sucedería si, ante la escasa pericia de jueces concursales y AC, el sistema legal no respondiera óptimamente con una legislación pro-acreedor? Esta cuestión es interesante en el caso español, ya que, como la discusión precedente debería haber clarificado, la legislación concursal española es moderadamente pro-deudor y además hace uso de jueces y AC que probablemente conocen bien la ley, pero que no están especialmente capacitados ni poseen incentivos claros a tomar las decisiones de negocio adecuadas con respecto a la continuidad de la empresa. La respuesta a la citada cuestión que los propios Ayotte y Yun (2007) apuntan es que "donde la legislación concursal no ofrece suficiente protección al acreedor para hacer viable el préstamo, nuestro modelo predice que los contratos de crédito se redactarán de forma que las dificultades financieras de las empresas se resuelvan fuera del procedimiento de quiebra, reduciendo así las tasas de utilización del procedimiento"[17].

En la siguiente sección, mostraremos cómo un punto de vista similar al arriba descrito es compatible con los rasgos estilizados de los balances y las cuentas de pérdidas y ganancias de las empresas españolas, cuando se los compara con los de empresas sometidas a las diferentes legislaciones concursales de otros países europeos.

La hipótesis que proponemos se resume del siguiente modo. La orientación relativamente pro-deudor de la Ley Concursal española de 2003, junto con la escasa eficiencia de los procedimientos de insolvencia en España –en particular, la escasa capacidad de jueces

17. Ayotte y Yun (2007), página 5.

y administradores concursales para determinar qué empresas deben liquidarse y cuáles deben mantenerse en funcionamiento y reorganizarse–, implican que, en comparación con sus equivalentes extranjeras, las empresas españolas y sus acreedores toman decisiones que implican un menor riesgo de verse inmersos en un procedimiento formal de insolvencia.

5. ¿Reducción del riesgo de insolvencia formal? La evidencia agregada

Ya hemos documentado en la introducción que el riesgo de insolvencia formal es sustancialmente menor en las empresas españolas. Además, el análisis comparativo de la Sección 2 constituye nuestra manera de afirmar que las premisas (1) y (2) de la hipótesis resumida al final de la sección precedente se cumplen en España.

Para convencer al lector de que esta hipótesis no es incompatible con la evidencia disponible, en esta sección ofrecemos una serie de comparaciones internacionales de determinados hechos estilizados que guardan relación con las actividades que pueden realizar empresas y prestamistas para reducir el riesgo de insolvencia formal.

Como es obvio, debemos ser explícitos sobre los canales concretos de que disponen y pueden hacer uso las empresas y los prestamistas españoles para reducir el riesgo de insolvencia formal. Siguiendo la literatura previa, conjeturamos que, *ceteris paribus*, cada una de las siguientes *actividades* reduce el riesgo de insolvencia formal: (a) elección de un reducido apalancamiento financiero; (b) sustitución de deuda no garantizada por deuda garantizada; (c) elección de proyectos que renuncian a mayor rentabilidad a cambio de un menor riesgo; (d) elección de proyectos que renuncian a mayor rentabilidad a cambio de menores costes de liquidación (para minimizar el coste de liquidar la empresa antes de que un deterioro de su situación financiera la aboque a un procedimiento formal de insolvencia); y (e) mejora de la selección y vigilancia de los prestatarios por parte de los prestamistas.

Con arreglo a estas ideas, en cada una de las subsecciones que forman parte de la presente sección investigaremos si los datos agregados indican que en las empresas españolas, comparadas con sus equivalentes extranjeras, (a) el apalancamiento es menor; (b) el peso de los activos fijos tangibles que pueden utilizarse como garantía es mayor; (c) la rentabilidad (medida por el *return on assets*) es menor; (d) el peso de los activos específicos del sector –los cuales tienen un bajo valor de liquidación– es menor; y (e) el peso de la deuda bancaria es mayor, dada la mayor probabilidad de que los bancos seleccionen a las empresas y vigilen su evolución en relación con otros acreedores con menores intereses en ellas, como los acreedores comerciales.

Sin embargo, antes de pasar al análisis empírico, es importante destacar que algunas de las actividades arriba mencionadas podrían ser sustitutivos estratégicos en la reducción del riesgo de insolvencia formal. Por ejemplo, la deuda garantizada facilita un mayor grado de apalancamiento, pudiendo asimismo reducir el valor de la vigilancia. Por otra parte, la elección de un proyecto menos arriesgado reduce la importancia de los costes de liquidación, pudiendo reducir así los incentivos a elegir proyectos con menores costes de liquidación.

Esto implica que nuestra hipótesis es consistente con la evidencia de un diferente grado de intensidad en algunas de estas actividades, aunque *no necesariamente en todas*. En otras palabras, aunque creemos que elevar *por separado* la intensidad de cada una de las actividades (a)-(e) reduce el riesgo de insolvencia formal, no podemos excluir que esta reducción pudiera lograrse óptimamente aumentando la intensidad en algunas de las actividades y reduciendo o manteniendo constantes las intensidades en el resto de ellas.

En la presente sección comparamos los datos agregados de apalancamiento, activos y rentabilidad de las empresas españolas con los de las empresas francesas, alemanas e italianas a partir de las estadísticas publicadas por el Banco de Cuentas Armonizadas

de Empresas (*Bank for the Accounts of Companies Harmonized*, BACH). Hemos limitado nuestro análisis comparativo a este conjunto de países porque son aquellos que, además de disponer de datos sobre ellos en BACH, también hemos podido calcular sus tasas de concursos. El Apéndice contiene una descripción, para cada país, de las empresas incluidas en BACH. En el Cuadro 1 resumimos los balances de situación de las empresas incluidas en BACH para el año 2006.

Cuadro 1: Balances de situación (cada rúbrica en % del activo total)

	España	Francia	Alemania	Italia
ACTIVO				
Activo circulante	**47,5**	**51,6**	**55,0**	**62,9**
Tesorería e inversión circulante	5,2	8,8	7,9	6,0
Efectos comerciales a cobrar / otros deudores	30,9	31,5	31,7	41,2
Existencias	11,4	11,3	15,5	15,7
Inmovilizado	**52,3**	**47,5**	**44,5**	**36,3**
Inmovilizado intangible	3,2	5,0	1,7	6,1
Inmovilizado tangible	21,0	17,7	22,0	20,2
Inmovilizado financiero	28,1	24,9	20,7	10,0
Otros activos	**0,2**	**0,9**	**0,5**	**0,8**
Total	**100**	**100**	**100**	**100**
PASIVO				
Pasivo exigible a corto plazo	**41,1**	**35,9**	**39,2**	**51,0**
Deudas con instituciones de crédito	5,0	2,2	4,4	11,1
Efectos comerciales a pagar /otros acreedores	33,4	31,0	31,0	38,5
Ingresos a cuenta recibidos	2,7	2,7	3,8	1,4
Pasivo exigible a largo plazo	**21,5**	**22,9**	**11,0**	**12,8**
Deudas con instituciones de crédito	10,7	7,5	6,3	6,5
Efectos comerciales a pagar /otros acreedores	10,5	11,5	4,0	5,3
Empréstitos	0,3	3,9	0,7	1,0
Otros pasivos	**2,9**	**6,0**	**20,6**	**7,7**
Capital y reservas	**34,5**	**35,2**	**29,2**	**28,4**
Total pasivo exigible, capital y reservas	**100**	**100**	**100**	**100**

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH.

Dado que en los países considerados existen diferentes composiciones sectoriales y distintas distribuciones de tamaño empresarial, con el fin de que las comparaciones sean lo más reveladoras posible, examinaremos por separado los sectores más importantes denotados por códigos NACE de un 1 dígito (D-K) y distinguiremos simultáneamente entre empresas pequeñas (con una facturación inferior a 10 millones de euros), empresas medianas (con una facturación comprendida entre 10 y 50 millones de euros) y empresas grandes (con una facturación superior a 50 millones de euros).

5.a Apalancamiento financiero: De la legislación sobre insolvencias a la estructura del capital

Para documentar el grado de apalancamiento consideramos dos medidas distintas de apalancamiento financiero agregado.

La primera, Pasivos Ajenos/Activo Total, es más amplia y se ve afectada por el volumen de crédito comercial, ya que incluye los efectos comerciales a pagar en el numerador y los efectos comerciales a cobrar en el denominador. En términos de esta medida (véase el Cuadro 2), las empresas españolas presentan unas ratios de apalancamiento sustancialmente inferiores a las observadas en el resto de países. Cuando agregamos todos los sectores, las pequeñas y medianas empresas presentan una diferencia de 8 y 14 puntos, respectivamente, que se reduce a sólo 7 en las grandes empresas. Las empresas españolas muestran el menor grado de apalancamiento en 16 de las 21 categorías tamaño/sector y el segundo menor en las 5 restantes. Los únicos casos en que el grado de apalancamiento de las empresas españolas es mayor que la media de los otros 3 países corresponden a las medianas empresas del sector H (Hoteles y restaurantes).

Cuadro 2: Pasivos ajenos sobre activo total (%), 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	62	59	72	74	68
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	55	71	65	52	62
F – Construcción	72	70	81	80	77
G – Comercio al por mayor y al por menor	68	67	75	66	69
H – Hostelería	62	72	81	71	75
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	67	67	76	75	73
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	49	48	71	71	64
MEDIA	62	65	74	70	70
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	54	62	65	71	66
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	48	77	59	58	65
F – Construcción	67	80	82	80	81
G – Comercio al por mayor y al por menor	63	69	71	79	73
H – Hostelería	67	54	74	73	67
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	37	65	68	73	68
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	53	58	70	75	67
MEDIA	56	66	70	73	70
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	63	63	70	67	66
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	60	76	70	60	69
F – Construcción	78	85	84	76	81
G – Comercio al por mayor y al por menor	63	70	73	78	74
H – Hostelería	60	67	69	74	70
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	55	79	58	71	69
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	67	52	79	75	69
MEDIA	64	70	72	71	71

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. Los pasivos ajenos incluyen la deuda financiera –tanto a corto como a largo plazo- los efectos comerciales a pagar, las provisiones, los intereses devengados y las rentas diferidas. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es inferior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

La segunda medida de apalancamiento financiero, Deuda/Capital, es más restrictiva, ya que no sólo excluye el crédito comercial, sino también otros factores que podrían ser ajenos a la financiación, como los pasivos procedentes de planes de pensiones derivados de contratos laborales y los activos en que están invertidos dichos pasivos. En términos de esta medida (véase el Cuadro 3), las empresas españolas y francesas presentan unos grados de

apalancamiento sustancialmente menores que los de las empresas alemanas e italianas. En el caso de las empresas pequeñas, las diferencias son del orden de 8 puntos (con Italia) y de 20 puntos (con Alemania). En el grupo de empresas medianas, las diferencias son del orden de 9 a 14 puntos. En el colectivo de empresas grandes, las diferencias sólo son del orden de 2 a 7 puntos.

Cuadro 3: Deuda sobre capital (%), 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	44	31	59	55	48
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	27	52	57	34	48
F – Construcción	53	31	62	65	53
G – Comercio al por mayor y al por menor	49	41	63	37	47
H – Hostelería	48	63	74	62	66
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	48	46	67	55	56
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	39	43	66	57	55
MEDIA	44	44	64	52	53
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	37	35	50	52	45
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	33	63	48	37	49
F – Construcción	48	40	55	63	53
G – Comercio al por mayor y al por menor	42	40	59	60	53
H – Hostelería	59	46	58	63	56
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	26	39	53	51	47
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	43	51	65	50	55
MEDIA	41	45	55	54	51
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	45	34	52	45	44
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	49	59	47	39	48
F – Construcción	50	55	53	54	54
G – Comercio al por mayor y al por menor	37	38	61	58	53
H – Hostelería	51	45	51	54	50
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	40	68	46	60	58
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	62	44	71	47	54
MEDIA	48	49	55	51	51

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. La deuda financiera incluye la deuda financiera tanto a corto como a largo plazo, es decir, excluye los pasivos no financieros tales como efectos comerciales a pagar. El capital incluye deuda, recursos propios y reservas. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es inferior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

Obsérvese que, de las dos anteriores medidas de apalancamiento, Rajan y Zingales (1995) consideran que la más apropiada es la ratio Deuda/Capital, básicamente porque no se ve afectada por el volumen de crédito comercial en los diferentes sectores. Aun así, dado que el crédito comercial es una importante fuente de financiación y dado que controlamos por sector y por tamaño, las comparaciones de las ratios Pasivos Ajenos/Activo total que recoge el Cuadro 2 también son relevantes.

Las comparaciones de los Cuadros 2 y 3 indican que el grado de apalancamiento financiero agregado de las empresas no financieras de los países con legislaciones concursales menos favorables en términos relativos al acreedor (España, Francia e Italia) es sustancialmente inferior al de las empresas del país más pro-acreedor (Alemania). En particular, las empresas españolas destacan por su reducido grado de apalancamiento, especialmente en los colectivos de pequeñas y medianas empresas.

Por tanto, la evidencia de los Cuadros 2 y 3 es coherente con la idea de que la orientación pro-acreedor de la normativa sobre insolvencias tiene efectos sobre el grado de apalancamiento de las empresas y que esto es especialmente evidente en los colectivos de pequeñas y medianas empresas[18]. Como un alto grado de apalancamiento suele estar asociado con una mayor probabilidad de insolvencia, la evidencia presentada también contribuye a explicar las bajas tasas de concursos empresariales en España. Aun así, hemos de reconocer que, pese a que las empresas francesas e italianas presentan grados de apalancamiento similares a los españoles, las tasas de utilización de los procedimientos formales de insolvencia en Francia e Italia son mucho mayores. Las subsecciones siguientes tratan de dar cuenta de estas diferencias.

18. Suele pensarse que las grandes empresas son menos dependientes de las instituciones locales en materia de protección al acreedor, ya que tienen mayor facilidad de acceso a la financiación vía recursos propios y al crédito procedente del exterior.

A fin de comprobar que es razonable pensar que los resultados comparativos de los Cuadros 2 y 3 guardan relación con las distintas legislaciones concursales, es importante discutir los posibles efectos de otros conocidos determinantes del apalancamiento.

En primer lugar, obsérvese que al tener en cuenta el tamaño y el sector en los Cuadros 2 y 3, eliminamos los efectos de dos determinantes bien documentados del apalancamiento. En segundo lugar, aunque la evidencia es a veces contradictoria, suele esperarse un grado de apalancamiento reducido cuando (i) los tipos impositivos personales y sobre el capital son bajos (porque el ahorro impositivo de la emisión de deuda es menor); (ii) el peso del inmovilizado material es menor (porque éste puede utilizarse como garantía); y (iii) la rentabilidad es más alta (porque los rendimientos pueden utilizarse como fuente de financiación alternativa)[19]. Ahora bien, como las empresas españolas, en comparación con las de los otros tres países, no pagan menores impuestos[20], presentan un mayor peso del inmovilizado material[21] y sus proyectos generan una menor rentabilidad[22], el menor grado de apalancamiento que en ellas se observa es mucho más sorprendente y dota de mucha mayor plausibilidad a nuestra hipótesis acerca de su relación con la normativa concursal.

19. Véase, por ejemplo, Titman y Wessels (1988) y Rajan y Zingales (1995).
20. Con arreglo a la Base de Datos Tributaria de la OCDE, España poseía en 2006 el segundo mayor tipo impositivo sobre la renta de sociedades de los cuatro países (35%), un tipo impositivo sobre la renta de las pequeñas empresas superior al de Francia (el único país junto con España que aplicaba este impuesto) y el segundo mayor tipo marginal máximo en su impuesto sobre las personas físicas (45%, aplicable también a empresas individuales), aunque tenía el segundo menor tipo impositivo efectivo sobre los dividendos. Algunos de estos tipos impositivos se han reducido, sin embargo, en años posteriores. Para una mayor información, véase www.oecd.org/ctp/taxdatabase.
21. Véase la subsección 5.b.
22. Véase la subsección 5.c.

5.b Inmovilizado material: ¿De la legislación sobre insolvencias a la deuda garantizada? ¿O se trata de la eficiencia de las garantías hipotecarias?

Si las instituciones –y, en particular, la legislación sobre insolvencia– no protege los derechos de los acreedores, una empresa que trate de obtener crédito podría responder eligiendo una estructura del activo que facilite que sus deudas sean vistas por sus acreedores como razonablemente garantizadas. Si esto fuera cierto, esperaríamos observar una relación negativa entre una legislación concursal pro-acreedor y el peso del inmovilizado material.

Por este motivo analizamos la ratio entre el inmovilizado material y el activo total en el Cuadro 4 y la rotación del inmovilizado material (es decir, la facturación dividida por el inmovilizado material) en el Cuadro 5.

El resultado que surge del Cuadro 4 es que las empresas españolas y alemanas presentan, por lo general, ratios sustancialmente mayores que las de sus equivalentes francesas o italianas. En particular, del total de 21 categorías tamaño/sector, España muestra el cociente más alto en 14 casos y el segundo más alto en 6 casos. Los únicos casos en que las empresas españolas muestran una ratio menor que la media de los restantes países son el sector E (Suministro de energía eléctrica, gas y agua) para los colectivos de pequeñas y medianas empresas, el sector K (Inmobiliarias, alquiler de equipamiento y otras actividades empresariales) en los grupos de medianas y grandes empresas y el sector F (Construcción) en el colectivo de grandes empresas.

La evidencia sobre las empresas españolas es consistente con la idea de que los elevados pesos del inmovilizado material son la respuesta a una normativa en materia de insolvencia que ofrece una relativamente escasa protección al acreedor. Con todo, la evidencia del resto de países sugiere que esos pesos deben ser función de otros importantes determinantes, dado que la protección del acreedor es elevada en Alemania y reducida en Francia e Italia.

Cuadro 4: Inmovilizado material sobre activo total (%), 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	32	15	26	23	21
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	48	35	67	59	54
F – Construcción	22	9	16	16	13
G – Comercio al por mayor y al por menor	26	10	15	9	11
H – Hostelería	59	39	42	58	47
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	39	19	46	35	33
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	40	4	59	18	27
MEDIA	38	19	39	31	30
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	27	17	25	20	21
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	43	52	67	50	56
F – Construcción	17	6	12	12	10
G – Comercio al por mayor y al por menor	18	10	14	12	12
H – Hostelería	53	17	48	49	38
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	59	30	42	38	37
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	16	17	72	15	35
MEDIA	33	21	40	28	30
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	20	15	13	18	15
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	48	45	33	50	43
F – Construcción	4	6	8	6	6
G – Comercio al por mayor y al por menor	29	9	12	13	11
H – Hostelería	35	23	33	20	26
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	54	59	30	41	43
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	4	13	63	19	32
MEDIA	28	24	27	24	25

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. El inmovilizado material incluye edificios y terrenos, maquinaria y planta, pagos a cuenta, activos en construcción y otras partidas. Se trata de valores contables netos, es decir, netos de depreciación acumulada. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es superior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

Una posible explicación es que las garantías hipotecarias son muy eficientes en España y Alemania, pero no en Francia e Italia. Por ejemplo, según un estudio comparativo de la Federación Hipotecaria Europea (2007), el intervalo de tiempo habitual entre la ejecución hipotecaria y la distribución efectiva del importe recaudado con la venta es de 7 a 9 meses en España, de 12 meses en Alemania, de 15 a 25 meses en Francia y de 5 a 7 años en Italia. En el

caso de Francia, debe también tenerse en cuenta que su legislación concursal y la práctica de sus tribunales de insolvencia no ofrecen mucha protección a los acreedores hipotecarios, de ahí que no sea sorprendente que las empresas francesas sustituyan inmovilizado material por efectos comerciales a cobrar para poder aumentar el grado de garantía sobre su deuda (véase Davydenko y Franks (2007)).

Cuadro 5: Rotación del inmovilizado material, 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	3,5	9,1	6,8	4,3	6,8
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	0,8	1,7	0,7	0,4	0,9
F – Construcción	5,3	19,0	12,6	4,5	12,0
G – Comercio al por mayor y al por menor	5,9	19,7	17,4	9,6	15,5
H – Hostelería	1,5	2,9	5,7	0,8	3,1
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	3,1	6,8	4,2	2,5	4,5
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	0,8	3,5	1,0	3,4	2,6
MEDIA	3,0	8,9	6,9	3,6	6,5
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	3,5	8,0	6,8	5,2	6,7
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	0,7	1,1	1,0	0,9	1,0
F – Construcción	4,2	21,6	15,2	6,8	14,5
G – Comercio al por mayor y al por menor	10,6	22,2	21,0	13,6	18,9
H – Hostelería	0,7	2,7	5,0	1,2	3,0
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	0,6	4,7	4,4	2,5	3,9
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	1,2	1,4	0,5	6,4	2,8
MEDIA	3,1	8,8	7,7	5,2	7,2
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	5,7	8,6	9,2	5,9	7,9
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	1,1	0,7	3,4	1,7	1,9
F – Construcción	18,8	17,8	16,5	12,9	15,7
G – Comercio al por mayor y al por menor	7,0	24,6	31,9	14,6	23,7
H – Hostelería	1,7	6,2	6,7	4,9	5,9
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	0,8	1,1	2,0	0,7	1,3
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	2,1	1,9	1,0	5,9	2,9
MEDIA	5,3	8,7	10,1	6,6	8,5

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. La rotación del inmovilizado material es la ratio entre la facturación y el inmovilizado material. El inmovilizado material se contabiliza por su valor neto, es decir, neto de depreciación acumulada. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es inferior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

La relación entre el inmovilizado material y la facturación de la empresa ofrece una indicación aún más clara del exceso de inversión en inmovilizado material que realizan las empresas españolas. El Cuadro 5 presenta datos de la rotación del inmovilizado material, que suele considerarse un indicador de la eficiencia de la inversión en capacidad productiva. En 20 de las 21 categorías de tamaño/sector (todas, salvo las empresas grandes de la construcción), las empresas españolas presentan una rotación del inmovilizado material inferior a la media de los otros tres países. En 10 categorías de tamaño/sector, la rotación española es inferior a la mitad de la media de los otros tres países. En 14 de las 21 categorías de tamaño/sector, las empresas españolas muestran la rotación más baja de los cuatro países.

5.c Rentabilidad

Otra forma de reducir el riesgo de insolvencia consiste en elegir proyectos que renuncian a rentabilidad a cambio de un menor riesgo. El Cuadro 6 presenta la medida más utilizada de rentabilidad de una empresa, la ROA o rentabilidad del activo, calculada como la ratio entre el EBITDA (resultado antes de intereses, impuestos, depreciación y amortización) y el activo total, con el fin de evitar que las diferencias en los sistemas contables e impositivos de los distintos países distorsionen las conclusiones. El Cuadro 6 muestra un patrón habitual en el que la ROA de las empresas españolas es inferior a la media de los otros tres países.

La ROA suele expresarse como el producto de dos factores, el margen de beneficio (EBITDA sobre facturación) y la rotación del activo (facturación sobre activo total), que se presentan en los Cuadros 7 y 8, respectivamente. Aunque el margen de beneficio de las empresas españolas es casi siempre mayor que la media de los otros tres países, la rotación del activo es siempre menor que la media. Esto significa que la baja ROA de las empresas españolas se debe a una escasa rotación del activo, lo que indica reducidos

niveles de eficiencia operativa[23].

Cuadro 6: Rentabilidad del activo, ROA (%), 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	9,5	11,7	15,0	7,9	11,5
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	9,2	9,7	9,7	6,3	8,6
F – Construcción	9,0	12,3	11,5	5,9	9,9
G – Comercio al por mayor y al por menor	7,8	10,2	12,8	4,2	9,1
H – Hostelería	9,1	14,4	17,5	8,5	13,4
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	12,3	9,4	16,8	7,2	11,1
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	6,3	3,3	8,9	9,4	7,2
MEDIA	9,0	10,1	13,2	7,1	10,1
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	10,2	10,5	14,1	9,1	11,2
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	9,0	8,7	12,3	7,9	9,6
F – Construcción	6,9	9,6	9,2	6,3	8,3
G – Comercio al por mayor y al por menor	9,6	9,9	12,6	7,5	10,0
H – Hostelería	6,5	3,7	11,0	9,1	8,0
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	6,1	9,5	12,8	9,4	10,6
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	4,8	3,9	7,3	10,2	7,1
MEDIA	7,6	8,0	11,3	8,5	9,3
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	10,8	9,4	7,7	9,7	8,9
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	10,9	8,7	9,0	11,6	9,8
F – Construcción	5,6	7,5	2,7	9,8	6,7
G – Comercio al por mayor y al por menor	10,4	9,4	10,1	7,9	9,1
H – Hostelería	8,4	12,7	7,0	9,0	9,6
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	12,5	11,8	8,8	7,2	9,2
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	2,6	4,6	13,2	11,5	9,8
MEDIA	8,7	9,2	8,4	9,5	9,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. La ROA es el EBITDA (resultado antes de intereses, impuestos, depreciación y amortización) sobre el activo total, en %. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es inferior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

23. Vale la pena señalar que la rotación del activo, al igual que la rotación del inmovilizado material, se han expresado utilizando el valor neto de los activos, es decir, netos de depreciación acumulada. Sin embargo, también las hemos calculado utilizando el valor bruto de los activos, con el fin de descartar que las diferencias en las normativas contables de los distintos países, en combinación con sus sistemas impositivos, sean los factores que expliquen las discrepancias en esas ratios.

Cuadro 7: Margen de beneficio (%), 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	8,5	8,5	8,4	8,0	8,3
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	22,5	16,2	21,2	24,5	20,6
F – Construcción	7,7	7,6	5,8	8,1	7,2
G – Comercio al por mayor y al por menor	5,1	5,2	4,8	4,8	4,9
H – Hostelería	10,6	12,9	7,3	18,6	12,9
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	10,0	7,1	8,7	8,1	8,0
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	20,5	21,5	15,9	15,1	17,5
MEDIA	12,1	11,3	10,3	12,4	11,3
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	10,8	7,7	8,4	8,7	8,3
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	29,1	15,6	17,7	18,5	17,2
F – Construcción	9,6	7,0	5,1	7,6	6,6
G – Comercio al por mayor y al por menor	4,9	4,3	4,2	4,5	4,3
H – Hostelería	16,5	8,1	4,6	15,2	9,3
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	16,4	6,7	6,9	10,0	7,9
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	24,5	16,5	20,5	10,4	15,8
MEDIA	16,0	9,4	9,6	10,7	9,9
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	9,4	7,4	6,4	9,1	7,6
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	20,8	27,0	8,0	13,9	16,3
F – Construcción	8,5	7,2	2,2	12,8	7,4
G – Comercio al por mayor y al por menor	5,1	4,1	2,7	4,2	3,6
H – Hostelería	14,0	8,8	3,2	9,0	7,0
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	27,9	19,1	14,3	23,9	19,1
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	27,5	18,5	21,6	10,5	16,9
MEDIA	16,2	13,1	8,3	11,9	11,1

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. El margen de beneficio es el EBITDA (resultado antes de intereses, impuestos, depreciación y amortización) sobre la facturación total, en %. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es inferior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

Cuadro 8: Rotación del activo, 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	1,1	1,4	1,8	1,0	1,4
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	0,4	0,6	0,5	0,3	0,4
F – Construcción	1,2	1,6	2,0	0,7	1,4
G – Comercio al por mayor y al por menor	1,5	1,9	2,6	0,9	1,8
H – Hostelería	0,9	1,1	2,4	0,5	1,3
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	1,2	1,3	1,9	0,9	1,4
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	0,3	0,2	0,6	0,6	0,4
MEDIA	0,9	1,2	1,7	0,7	1,2
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	0,9	1,4	1,7	1,0	1,4
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	0,3	0,6	0,7	0,4	0,6
F – Construcción	0,7	1,4	1,8	0,8	1,3
G – Comercio al por mayor y al por menor	2,0	2,3	3,0	1,7	2,3
H – Hostelería	0,4	0,5	2,4	0,6	1,2
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	0,4	1,4	1,9	0,9	1,4
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	0,2	0,2	0,4	1,0	0,5
MEDIA	0,7	1,1	1,7	0,9	1,2
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	1,1	1,3	1,2	1,1	1,2
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	0,5	0,3	1,1	0,8	0,8
F – Construcción	0,7	1,0	1,3	0,8	1,0
G – Comercio al por mayor y al por menor	2,0	2,3	3,8	1,9	2,7
H – Hostelería	0,6	1,5	2,2	1,0	1,6
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	0,5	0,6	0,6	0,3	0,5
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	0,1	0,2	0,6	1,1	0,7
MEDIA	0,8	1,0	1,6	1,0	1,2

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. La rotación del activo es la ratio entre la facturación y el activo total. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es inferior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

5.d Activos específicos

Al igual que resulta razonable pensar que los acuerdos contractuales privados responden óptimamente a la legislación vigente sobre insolvencias y al modo en que ésta se aplica a través de una reducción del grado de apalancamiento cuando la protección al acreedor es limitada o no se hace cumplir adecuadamente, también resulta natural pensar que, en estas situaciones, las empresas rehuirán los activos específicos de la empresa o de su sector de actividad. Esto es así porque dichos activos tendrán un reducido valor cuando una recesión sectorial o la aparición de dificultades financieras idiosincrásicas hagan aconsejable una liquidación extraconcursal de la empresa para evitar llegar a un procedimiento formal de insolvencia.

En el Cuadro 9 presentamos las ratios entre los activos específicos, es decir, maquinaria y planta, y el activo total calculadas a partir de los datos BACH. El Cuadro 9 no ofrece ningún patrón de conducta claro. Las empresas españolas mayoritariamente presentan ratios superiores a los de las empresas de otros países, pero las diferencias en ningún caso son considerables.

Por otra parte, la relación entre la inversión en activos específicos y la facturación indica que las empresas españolas invierten más en activos específicos que las empresas de los otros tres países (Cuadro 10). Sin embargo, antes de extraer conclusiones de los Cuadros 9 y 10, debemos tener en cuenta que la maquinaria y planta son activos específicos que forman parte del inmovilizado material. Conforme se discutió en la sección 5.b, las empresas españolas presentan unas ratios de inmovilizado material sobre activo total sustancialmente mayores. Por tanto, la proporción de maquinaria y planta podría venir determinada por dos efectos opuestos, un "efecto de especificidad" que debería inducir a las empresas españolas a poseer menos maquinaria y planta que sus equivalentes europeas y un "efecto de materialidad", que debería inducirles a poseer más.

Cuadro 9: Activos específicos sobre activo total (%), 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	12,9	6,5	9,5	7,2	7,7
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	40,4	16,7	48,9	41,2	35,6
F – Construcción	6,3	2,9	3,0	1,8	2,6
G – Comercio al por mayor y al por menor	5,0	1,5	1,9	1,3	1,6
H – Hostelería	9,7	4,1	1,4	3,9	3,1
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	8,0	3,7	6,3	9,1	6,4
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	0,9	0,2	1,5	2,8	1,5
MEDIA	11,9	5,1	10,4	9,6	8,4
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	11,4	8,2	9,7	7,8	8,5
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	32,3	32,7	51,2	37,5	40,5
F – Construcción	5,3	2,9	3,5	2,6	3,0
G – Comercio al por mayor y al por menor	3,8	1,9	1,7	2,0	1,8
H – Hostelería	5,4	2,5	1,3	5,3	3,0
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	2,2	6,3	12,3	13,3	10,6
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	0,9	0,9	1,3	2,6	1,6
MEDIA	8,7	7,9	11,5	10,1	9,9
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	9,0	8,4	4,9	8,5	7,3
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	40,5	35,5	24,7	39,8	33,3
F – Construcción	1,3	3,3	2,4	2,6	2,8
G – Comercio al por mayor y al por menor	6,0	1,5	1,4	2,4	1,7
H – Hostelería	7,9	4,5	2,4	2,0	3,0
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	15,6	11,5	17,8	15,0	14,8
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	0,0	0,7	3,6	3,0	2,4
MEDIA	11,5	9,3	8,2	10,5	9,3

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. Los activos específicos son maquinaria y planta. Se trata de valores contables netos, es decir, netos de depreciación acumulada. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es inferior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

Cuadro 10: Rotación de los activos específicos (%), 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	8,6	21,4	18,8	13,9	18,0
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	1,0	3,6	0,9	0,6	1,7
F – Construcción	18,5	55,0	65,4	41,2	53,9
G – Comercio al por mayor y al por menor	30,5	129,0	137,8	70,6	112,4
H – Hostelería	8,9	27,1	166,8	11,8	68,6
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	15,5	35,6	30,6	9,8	25,3
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	34,4	64,2	38,1	22,1	41,5
MEDIA	16,8	48,0	65,5	24,3	45,9
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	8,2	16,8	17,3	13,5	15,9
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	1,0	1,7	1,4	1,1	1,4
F – Construcción	13,6	47,6	51,7	31,6	43,7
G – Comercio al por mayor y al por menor	51,4	122,6	179,4	85,9	129,3
H – Hostelería	7,3	18,5	190,0	11,3	73,3
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	17,3	22,4	15,1	7,1	14,9
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	20,9	26,2	28,3	37,6	30,7
MEDIA	17,1	36,5	69,0	26,9	44,2
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	12,7	15,2	24,5	12,5	17,4
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	1,3	0,9	4,6	2,1	2,5
F – Construcción	50,2	32,0	52,6	28,9	37,8
G – Comercio al por mayor y al por menor	33,5	154,3	283,5	79,1	172,3
H – Hostelería	7,6	32,6	93,9	49,3	58,6
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	2,9	5,4	3,4	2,0	3,6
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	309,1	36,1	16,8	37,1	30,0
MEDIA	59,6	39,5	68,5	30,2	46,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. Los activos específicos son maquinaria y planta. Se trata de valores contables netos, es decir, netos de depreciación acumulada. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es superior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

Un primer examen de los Cuadros 9 y 10 no parece avalar nuestra idea de que las empresas españolas podrían elegir una inversión deficitaria en activos específicos como forma de reducir el riesgo de insolvencias formales (ya que de este modo se preparan para reestructuraciones informales con las que podrían eludir el concurso). Para observar que esta conclusión no está justificada, es importante reflexionar sobre el hecho de que las liquidaciones no sólo tienen lugar en las reestructuraciones informales, sino también en los procedimientos formales de insolvencia y que reducir el riesgo de insolvencia (mediante todas las actividades anteriormente discutidas) disminuye también el beneficio de una baja inversión en activos específicos.

En otras palabras, conforme se mencionó al inicio de esta sección, la sustituibilidad estratégica de las actividades que pueden acometer las empresas para reducir el riesgo de insolvencia formal posibilita que, en el óptimo, las empresas acometan algunas de ellas con una intensidad más baja que si tuvieran una menor aversión a la insolvencia, de forma que la evidencia recogida en los Cuadros 9 y 10 no debe considerarse incompatible con nuestra hipótesis sobre la legislación concursal española.

5.e Deuda bancaria

El Cuadro 11 ilustra la proporción de la deuda que las empresas mantienen con los bancos, observándose un patrón muy habitual en el que las empresas españolas acumulan una proporción de deuda bancaria superior a la media de sus equivalentes francesas, alemanas e italianas. En particular, las empresas españolas presentan una proporción superior a la media de los otros tres países en prácticamente todas las categorías de tamaño/sector, siendo la más alta en 10 de las 21 categorías.

Así pues, el Cuadro 11 está en consonancia con la idea de que las empresas españolas y sus prestamistas responden a una legislación concursal poco atractiva utilizando canales de financiación que promueven la selección y vigilancia de las empresas por parte de sus acreedores, reduciendo así el riesgo de insolvencia.

Cuadro 11: Crédito bancario sobre crédito total (%), 2006

	España	Francia	Alemania	Italia	MEDIA
EMPRESAS PEQUEÑAS					
D – Industria Manufacturera	40	18	36	40	31
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	21	14	61	36	37
F – Construcción	39	10	21	40	24
G – Comercio al por mayor y al por menor	39	19	32	24	25
H – Hostelería	49	37	41	55	44
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	41	16	45	37	33
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	54	24	63	27	38
MEDIA	40	20	43	37	33
EMPRESAS MEDIANAS					
D – Industria Manufacturera	35	16	29	38	28
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	27	10	55	36	34
F – Construcción	40	5	13	38	19
G – Comercio al por mayor y al por menor	35	17	31	34	27
H – Hostelería	52	15	20	53	29
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	47	17	33	33	27
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	53	34	73	23	43
MEDIA	41	16	36	36	30
EMPRESAS GRANDES					
D – Industria Manufacturera	16	10	8	26	15
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua	18	2	20	24	15
F – Construcción	19	9	5	32	15
G – Comercio al por mayor y al por menor	17	10	19	22	17
H – Hostelería	48	11	22	39	24
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones	34	27	10	17	18
K– Inmobiliarias, alquiler de equipamiento, otras actividades empresariales	40	21	47	12	26
MEDIA	27	13	18	24	19

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos BACH. El crédito bancario incluye los pasivos a corto y largo plazo frente a instituciones de crédito. El crédito total incluye el crédito bancario, otras deudas financieras a corto y largo plazo, los efectos comerciales a pagar, etc. La última columna recoge la media aritmética de Francia, Alemania e Italia. Cuando la cifra española es superior a la media aritmética de la última columna, aquélla aparece en rojo. La última fila de cada tamaño empresarial es la media aritmética de todos los sectores.

5.f ¿Cómo explicar las diferencias entre España y Francia? Liquidación prematura, refinanciación y sanciones

Los argumentos presentados y la evidencia agregada mostrada hasta ahora han revelado varias similitudes entre España y Francia (legislación pro-deudor, decisiones de negocio ineficientes en caso

de reorganización y grado de apalancamiento reducido), pero también dos importantes diferencias, en las ratios de inmovilizado material y en la tasa de utilización de los procedimientos formales de insolvencia. Seguidamente, tratamos de explicar cómo compatibilizar estas diferencias con nuestra hipótesis del problema.

La eficiencia de las garantías hipotecarias en España conlleva la improbabilidad de que los acreedores garantizados sufran quebrantos en su relación con un deudor. En Francia, por el contrario, un acreedor garantizado sabe que la tasa de recuperación de su deuda garantizada puede ser baja en una situación de insolvencia, por dos motivos. En primer lugar, el proceso de distribución a los acreedores garantizados del importe recaudado con la venta de los activos es más dilatado. En segundo lugar, los acreedores garantizados podrían sufrir pérdidas si el juez decide vender la empresa en funcionamiento a un comprador que se compromete a mantener el empleo a cambio de realizar una oferta económica poco generosa. Esto implica que incluso un acreedor garantizado podría tener incentivos a conceder crédito extraordinario en caso de dificultades financieras con el fin de elevar la probabilidad de recuperación de su crédito inicial.

Esto significa, a su vez, que una situación de dificultad financiera resulta menos atractiva para el directivo/empresario español porque, en tal caso, casi no dispone de poder de negociación frente a los acreedores y, por este motivo, es más probable que prefiera un proyecto con menor riesgo y/o un menor coste de interrupción prematura, a fin de reducir la probabilidad de verse abocado a un procedimiento formal de concurso.

Otra discrepancia entre la legislación francesa y la española podría contribuir a explicar la enorme diferencia en las tasas de utilización de los procedimientos formales de insolvencia. La legislación francesa incluye sanciones a los deudores que no inician el procedimiento de insolvencia a tiempo. Sin embargo, parece que la posibilidad de sanciones o responsabilidades civiles es remota si el procedimiento se inicia a tiempo. Esto significa que los directivos de las empresas francesas saben que una solicitud voluntaria de concurso, siempre

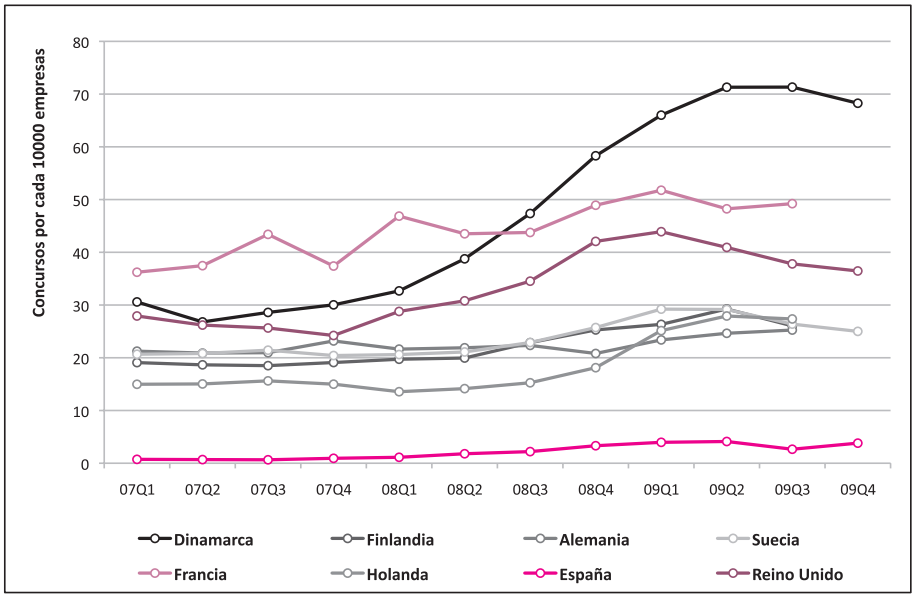
que sea temprana, reduce de forma muy sustancial la probabilidad de sanción. En cambio, la legislación española incluye sanciones por retrasos en el inicio del procedimiento (en este caso, se presume la culpa), pero también por dolo o culpa grave del deudor, que incluye "la generación o agravación del estado de insolvencia". Esto significa que incluso una solicitud puntual de concurso no reduce drásticamente la probabilidad de declaración de concurso culpable. Como consecuencia, los directivos de la empresa prefieren no iniciar el concurso en absoluto. Pero esto, a su vez, significa que prefieren no verse abocados a la situación de tener que iniciar el concurso, por lo que –para evitarlo– podrían elegir proyectos con bajos niveles de riesgo y posibilidad de liquidación prematura sin fuertes pérdidas.

6. Evolución reciente

La actual crisis ha tenido consecuencias muy dispares sobre el número de procedimientos formales de insolvencia en los diferentes países. El Gráfico 4 ilustra las tasas de concursos en varios países europeos. Desde el comienzo de 2007 hasta el tercer o cuarto trimestre de 2009, la mayoría de estos países (Holanda, Dinamarca, Reino Unido, Finlandia y Suecia) han registrado aumentos de entre el 30% y el 120%. Las dos únicas excepciones han sido Alemania y España. Alemania ha mantenido una tasa de concursos bastante estable[24]. España, por su parte, pese a que aún conserva tasas de concursos extraordinariamente bajas, ha experimentado un aumento cercano al 550% entre el primer trimestre de 2007 y el cuarto trimestre de 2009. Esta evolución se observa con mayor claridad en el Gráfico 5 y debería ser motivo de preocupación, porque –a menos que se movilicen los suficientes recursos– la congestión de los tribunales especializados en materia de concursos y otros asuntos mercantiles (Juzgados de lo Mercantil) es probable que eleve de forma muy sustancial la duración de los procedimientos concursales.

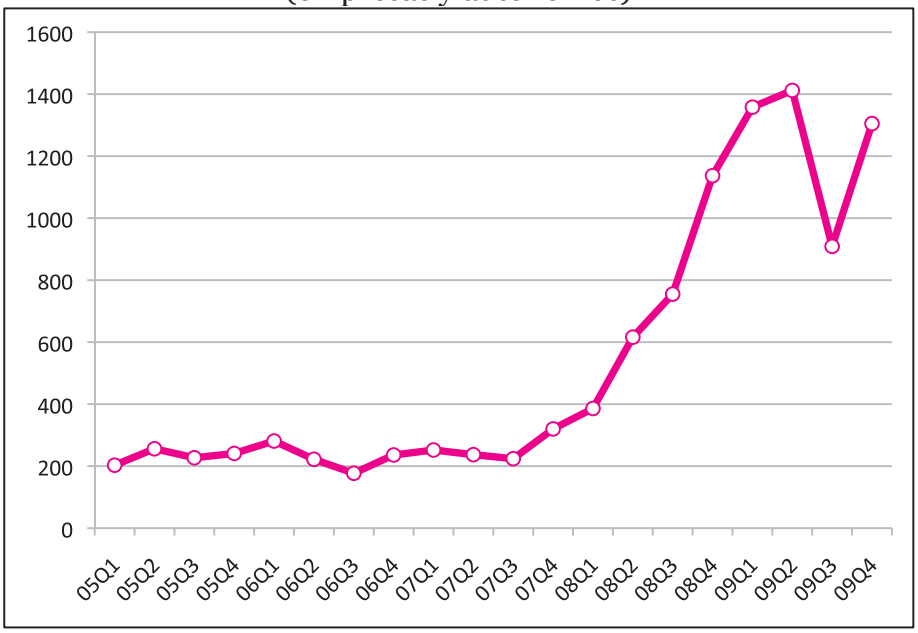
24. Esto podría ser una consecuencia de una disposición existente en la legislación concursal alemana que no permite iniciar un procedimiento de insolvencia si la empresa carece de activos suficientes para cubrir las costas legales.

Gráfico 4: Tasas de concursos, 2007-2009



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat y diversas fuentes nacionales.

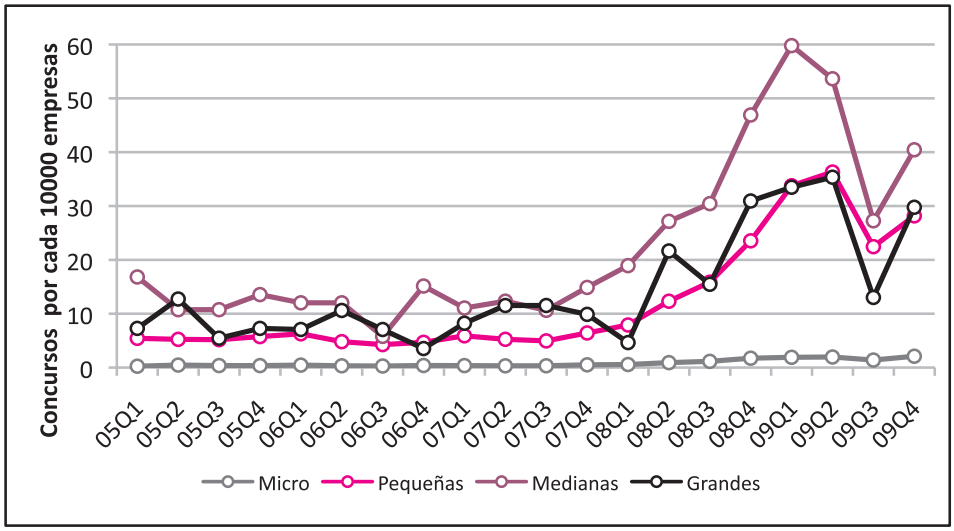
Gráfico 5: Total de concursos de acreedores en España (empresas y autónomos)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

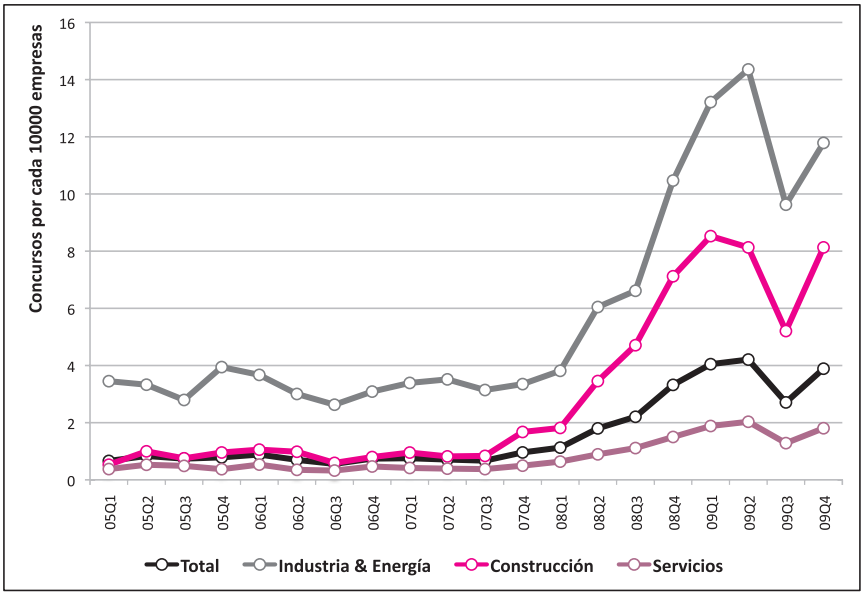
Los Gráficos 6 y 7 ofrecen detalles adicionales sobre los procedimientos concursales en España. El Gráfico 6 muestra que la crisis no ha alterado el patrón habitual de las tasas de concursos: las más bajas afectan al colectivo de microempresas (con 0-9 empleados), siendo mayores en las empresas pequeñas (10-49 empleados), aún mayores en las empresas grandes (200 empleados o más), mientras que la tasa más alta afecta al colectivo de empresas medianas (50-199 empleados). El Gráfico 7 ilustra un hecho que no es sorprendente, a saber, que el impacto de la crisis ha afectado en mayor medida al sector de la construcción. Con todo, también muestra que, incluso ahora, las tasas de concursos en el sector de la construcción son menores que en los de industria y energía. El Gráfico 8 muestra, por último, que el ritmo de crecimiento de las tasas de concursos ha sido similar en los colectivos de empresas y de autónomos, aunque la actual tasa de concursos de los autónomos es aún unas 20 veces inferior a la de las empresas.

Gráfico 6: Tasas de concursos por tamaño de empresa (España)



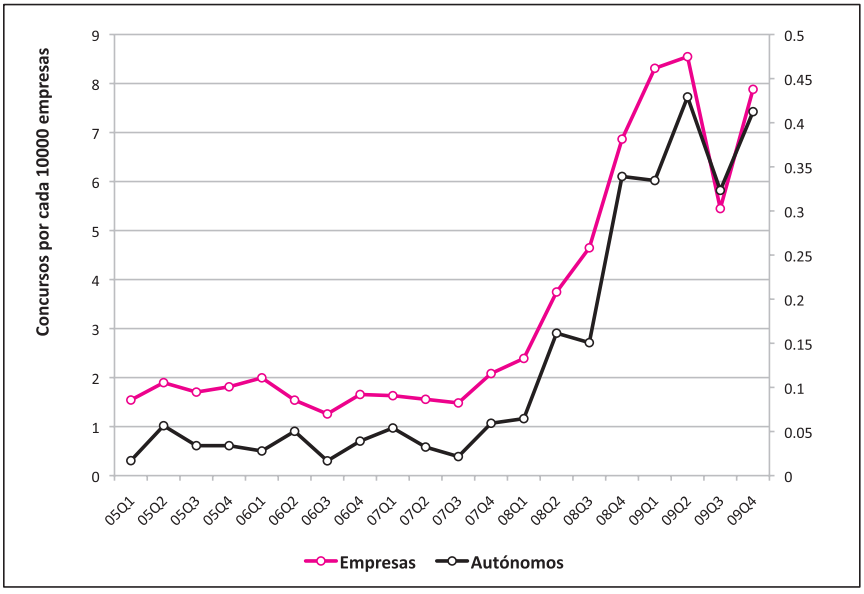
Nota. Numero de empleados: Micro (0-9), Pequeñas (10-49), Medianas (50-199) y Grandes (≥ 200).
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

Gráfico 7: Tasas de concursos por sector (España)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística.

Gráfico 8: Tasas de concursos de empresas y autónomos (España)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística. El eje izquierdo muestra la escala de las empresas y el eje derecho la escala de los autónomos.

La aparición de la crisis y el espectacular aumento del número de procedimientos concursales en España han inducido la modificación de la legislación concursal española. El Capítulo III del Real Decreto-Ley 3/2009, de 27 de marzo, ha introducido una serie de modificaciones importantes. Algunas de ellas (la existencia de un procedimiento simplificado para empresas con deudas inferiores a 10 millones de euros y los cambios en el régimen retributivo de los administradores concursales) ya se mencionaron en la Sección 3. Aquí simplemente discutimos un cambio que ha suscitado cierto debate y que merece algunos comentarios.

Este cambio está relacionado con la aportación de garantías con fines de asegurar la refinanciación de la deuda preexistente, y que se hubiera producido durante los dos años previos a la solicitud de concurso. La LC permitía que los activos objeto de esas garantías pudieran reintegrarse a la masa patrimonial de la empresa concursada, concediendo al tribunal un alto grado de discrecionalidad en la interpretación de la disposición legal pertinente a las circunstancias concretas de cada caso. El resultado es que existía la posibilidad de retorno de los activos dados en garantía a la masa patrimonial de la compañía insolvente no sólo cuando había evidencia de que la refinanciación tenía como fin favorecer a un acreedor en detrimento del resto, sino también cuando el juez creía que la refinanciación no había ayudado a la empresa. Además, existía el riesgo no solo de que las garantías aportadas volvieran al patrimonio de la empresa en concurso, sino también de que la prelación del acreedor podía rebajarse al grado de crédito subordinado si se demostraba la existencia de mala fe.

En el apresurado debate que precedió al Real Decreto-Ley se aireó el temor de que esta disposición legal pudiera dificultar enormemente la refinanciación de las deudas de las empresas con los bancos, planteándose que la demanda de seguridad jurídica de los acreedores exigía una intervención que redundase, en última instancia, en interés de las empresas en dificultades financieras. Sin embargo, durante el debate no se mencionó que, desde la entrada

en vigor de la Ley, el 1 de septiembre de 2004, los activos dados en garantía se habían reintegrado a la empresa deudora solo en un puñado de casos. En otras palabras, aun cuando la redacción de la Ley era suficientemente genérica para justificar ese temor, éste no habría sobrevivido a un constraste con la evidencia disponible.

Aunque los efectos de la modificación de la Ley son aún desconocidos, en nuestra opinión existen al menos dos motivos de preocupación. El primero es que la nueva Ley puede llevar a una situación tipo "trampa 22", un razonamiento circular que podría obstaculizar la refinanciación de las empresas, en lugar de facilitarla. Las razones son las siguientes. Una posible interpretación judicial es que la ausencia de aprobación formal por los acreedores que representen tres quintos de la deuda y de un informe de un experto independiente justifica la presunción de que la refinanciación no se realizó en interés de la empresa y de sus actuales acreedores. Por otra parte, hay motivos para creer que una empresa que está contemplando refinanciar su deuda no querría alarmar a sus actuales acreedores solicitando su aprobación, ya que esto indicaría que (i) la situación de insolvencia es inminente y (ii) sin una aprobación por mayoría sustancial, el juez tendría razones para pensar que la refinanciación no se realiza en interés de la compañía o de sus actuales acreedores.

El segundo motivo para estar preocupado por la modificación de la LC es que podría tener un efecto anticompetitivo, ya que la aprobación por parte de tres quintos de los actuales acreedores concede ventaja a los actuales acreedores sobre posibles competidores, pudiendo elevar el coste de financiación de las empresas.

Resulta útil hacer una observación adicional sobre el reciente cambio legislativo. Como se mencionó en la Sección 3, la LC exige que el juez examine las posibles responsabilidades del deudor. En este sentido, el porcentaje de concursos declarados fortuitos desde la entrada en vigor de la Ley hasta finales de 2007 fue del 80,39%, bajando en 2008 hasta el 73,43%. En otras palabras, y al contrario de lo que cabría esperar, los jueces vienen siendo más

proclives a declarar la culpabilidad de los deudores –básicamente, los directivos de la empresa insolvente– (por haber originado o agravado la insolvencia), pese a que las crisis elevan la probabilidad de insolvencia con independencia de que el equipo directivo de la empresa insolvente haya o no mantenido una conducta negligente.

7. Discusión

En este trabajo hemos omitido dos factores que podrían guardar relación con la tasa de concursos empresariales en España. El primero es que las regulaciones laborales podrían interaccionar con las dificultades financieras y las insolvencias de las empresas. Claessens y Klapper (2005), por ejemplo, encuentran una relación negativa entre tasas de concursos y regulación laboral. Estos autores sugieren que las regulaciones laborales podrían afectar a las tasas de concursos a través de su impacto en la demografía empresarial. Dado que una legislación laboral restrictiva puede reducir las tasas de creación de empresas y éstas presentan, por lo general, una correlación positiva con las tasas de desaparición de empresas, unas leyes laborales más restrictivas podrían conllevar unas menores tasas de desaparición y, en consecuencia, unas menores tasas de concursos. Sin embargo, nuestros resultados no varían sustancialmente cuando tenemos en cuenta las tasas de desaparición de empresas, conforme ilustra el Gráfico 3.

El segundo factor es que podría haber motivos para pensar en la existencia de un cierto grado de histéresis en las tasas de concursos y en que el enigma concursal español podría deberse en parte al hecho de que la nueva legislación fue aprobada en sustitución de un procedimiento caótico y arcaico para el que no existía demanda.

También hemos explorado la posibilidad de analizar el impacto de la introducción de la Ley Concursal española de 2003[25]. A estos efectos, hemos investigado si las estructuras del capital y del activo de las empresas españolas en 2006 diferían sustancialmente de las

25. Agradecemos a Tano Santos la sugerencia de realizar este ejercicio.

existentes en 2002[26]. El único cambio reseñable es que las empresas grandes españolas han reducido su diferencial de apalancamiento con respecto a sus equivalentes extranjeras. Somos reacios a extraer conclusiones a partir de esta observación. Pero nos ofrece cierta tranquilidad el hecho de que la introducción de la nueva Ley, que no ha modificado las tasas de utilización de los procedimientos formales de insolvencia, tampoco haya venido acompañada de cambios en los balances de las empresas españolas, pues este resultado podría ser un indicativo adicional de la conexión entre las tasas de utilización y la financiación de actividades productivas.

La hipótesis que hemos avanzado sobre la legislación concursal española y su interacción con las decisiones económicas y financieras puede resumirse en los siguientes términos.

- La legislación concursal española ofrece al deudor un margen de maniobra suficiente para intentar la continuidad de la empresa, pero no garantiza que la decisión de continuidad se adopte de forma eficiente. En otras palabras, sacrifica la protección de los derechos de los acreedores sin aportar beneficios sustanciales en términos de eficiencia *ex-post*.
- La eficiencia de las garantías hipotecarias en España ofrece una fuente de financiación empresarial que es segura para el acreedor y se traduce en una escasa renegociación en caso de dificultades financieras.
- Las posibles sanciones a las que se enfrenta el directivo de una empresa en caso de concurso convierte a ésta en una opción muy poco atractiva desde el punto de vista de las responsabilidades civiles previstas.
- Todos los factores anteriores inducen una elección de proyectos de bajo riesgo y escasa rentabilidad, la adquisición de inmovilizado material que pueda utilizarse como garantía y una estructura de capital con un reducido grado de apalancamiento.

26. La Ley Concursal española de 2003 sólo entró en vigor en el último trimestre de 2004. Según los expertos en procedimientos concursales a los que hemos entrevistado, podría afirmarse que en 2002 apenas existía previsión alguna de la aprobación de la nueva ley que hubiera podido afectar a los balances de las empresas españolas correspondientes a 2002.

No es evidente que unas bajas tasas de utilización de los procedimientos formales de insolvencia deban considerarse poco deseables por lo general. Aun así, en este trabajo hemos tratado por vez primera de interpretar las tasas de utilización concursal sorprendemente reducidas que se observan en España. Hemos mostrado que el análisis comparativo de los rasgos estilizados de los balances y de las cuentas de pérdidas y ganancias de las empresas no financieras de diferentes países no contradice nuestra teoría. Con arreglo a nuestra hipótesis, la baja tasa de utilización de los procedimientos formales de insolvencia puede interpretarse como indicio de que la legislación concursal española favorece implícitamente la elección de proyectos de reducido riesgo y escasa rentabilidad.

Como mencionamos al inicio, no podemos afirmar haber demostrado que nuestra teoría se ve confirmada por los datos. Sin embargo, creemos que los hechos estilizados que hemos documentado son, al menos, suficientes para alentar nuevas investigaciones en la línea aquí seguida.

No disponemos de evidencia suficiente para extraer implicaciones de política pública. Pero, en este momento, si tuviéramos que aventurar cambios en la legislación concursal española, propondríamos eliminar los factores que hemos identificado como causas del enigma concursal español. Apoyaríamos un régimen concursal que proteja en mayor medida los derechos de los acreedores (por ejemplo, facilitando que un acreedor pueda proponer la liquidación o un plan de reorganización), ofrezca mayores posibilidades de influir en la designación de administradores concursales profesionales (posiblemente con la implicación activa de los acreedores en el nombramiento, como ocurre en los sistemas alemán o británico) y reduzca el temor de los directivos de las empresas a que un adjudicador externo, como el juzgado encargado del procedimiento concursal, pueda imponerles graves sanciones, en función de un criterio tan vago y impreciso como la culpa grave en la gestión empresarial.

Apéndice: Los datos

Los datos utilizados en este trabajo proceden principalmente del Banco de Cuentas Armonizadas de Empresas (*Bank for the Accounts of Companies Harmonized*, BACH), de las estadísticas de demografía empresarial de Eurostat y de diversas fuentes nacionales.

A.1 BACH

BACH es una base de datos que contiene las cuentas anuales armonizadas de las empresas no financieras de 11 países europeos, Japón y Estados Unidos, desglosadas por sector de actividad principal y tamaño. Es el resultado de la cooperación entre la Comisión Europea y el Comité Europeo de Oficinas Centrales de Balances (ECCB, en sus siglas en inglés), al que pertenecen varios bancos centrales europeos. Su principal objetivo es la armonización de los datos para que resulten comparables entre países. Sin embargo, aún no es posible una comparación perfecta, debido a las especiales características de las normativas contables nacionales; con todo, diversos documentos, elaborados por el ECCB y los bancos centrales nacionales, permiten al investigador determinar qué comparaciones pueden hacerse. Información adicional sobre BACH puede encontrarse en Comité Europeo de Oficinas Centrales de Balances y Comisión Europea (2006) y Cano (1997).

Este trabajo utiliza datos de BACH relativos a 4 países europeos –España Francia, Alemania e Italia– de los siguientes sectores productivos:

D – Industria manufacturera
E – Suministro de energía eléctrica, gas y agua
F – Construcción
G – Comercio mayorista y minorista
H – Hostelería
I – Transporte, almacenamiento y comunicaciones
K – Inmobiliarias, alquiler de equipamiento y otros servicios a empresas

Las empresas también se clasifican por tamaño, con arreglo al siguiente criterio:

Tamaño	Facturación
Pequeñas	< 10 millones de €
Medianas	Entre 10 y 50 millones de €
Grandes	> 50 millones de €

El siguiente cuadro presenta, para 2006, la distribución por tamaño de las empresas de cada país en los sectores arriba indicados, en % de la cifra total:

	España	Francia	Alemania	Italia
Pequeñas	98,7	86	65	41
Medianas	0,9	11	24	47
Grandes	0,4	3	11	11
Número total de empresas	339.939	182.157	41.121	39.390

Del mismo modo, la distribución de los empleados en esas empresas en 2006 era:

	España	Francia	Alemania	Italia
Pequeñas	52	31	8	12
Medianas	8	21	18	31
Grandes	39	48	74	57
Número total de empleados	4.439.102	8.713.318	5.579.064	4.235.148

Otro importante aspecto de la base de datos es su cobertura, es decir, el tamaño muestral en relación con el tamaño poblacional, que puede calcularse utilizando como base de cobertura el número de empleados o la facturación. El siguiente cuadro resume esta información:

	España	Francia	Alemania	Italia
Pequeñas	44	n.d.	n.d.	n.d.
Medianas	46	n.d.	n.d.	n.d.
Grandes	48	n.d.	n.d.	n.d.
Total	46	72	73	74

País	Base de cobertura
España	Empleados
Francia	Empleados
Alemania	Facturación
Italia	Facturación

Por último, otro aspecto importante es saber si las cuentas de las empresas están consolidadas o no, puesto que las empresas con cuentas no consolidadas pueden parecer tener menor apalancamiento que empresas idénticas pero que presentan cuentas consolidadas (Rajan and Zingales, 1995).

País	Cuentas
España	No consolidadas
Francia	No consolidadas
Alemania	No consolidadas
Italia	No consolidadas

A.2 Estadísticas de demografía empresarial de Eurostat

En este trabajo utilizamos las estadísticas de demografía empresarial de Eurostat para obtener datos del número de empresas operativas y de la desaparición de empresas en un determinado país y año. El número de empresas operativas es la población de empresas que estuvieron activas en algún momento del año, incluso por tiempo limitado. La desaparición de empresas recoge la defunción real de empresas, por lo que no incluye bajas de la población derivadas de fusiones, absorciones, escisiones y reestructuraciones de una serie de empresas, ni tampoco las bajas de una sub-población resultantes únicamente de un cambio de actividad. Además, las desapariciones no se confirman hasta pasados dos años para excluir la posibilidad de una reactivación empresarial.

A.3 Fuentes nacionales

Las fuentes nacionales son principalmente los respectivos institutos nacionales de estadística, si bien alguna otra fuente ha sido utilizada. Se utilizan para obtener las cifras de insolvencias formales de empresas y autónomos.

País	Fuente
Alemania	Statistiches Bundesamt, Wiesbaden
Dinamarca	Danmarks Statistik
España	Instituto Nacional de Estadística (INE), Consejo General del Poder Judicial
Finlandia	Statistics Finland
Francia	Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE)
Italia	Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT)
Países Bajos	Centraal Bureau Voor de Statistiek
Reino Unido	The Insolvency Service
Suecia	Statistics Sweden

Referencias

Acharya, V. V., R. K. Sundaram y K. John (2010), "Cross-country variations in capital structures the role of bankruptcy codes", *Journal of Financial Intermediation*, de próxima aparición.

Ayotte, K. y H. Yun (2007), "Matching bankruptcy laws to legal environments", *The Journal of Law, Economics, & Organization* 25, 2-30.

Cano, J. R. (1997), "Las comparaciones internacionales de empresas no financieras y la base de datos BACH", Oficina de la Central de Balances, Banco de España.

Cerdá, F. y I. Sancho (2000), *Curso de Derecho Concursal*, Colex, Madrid.

Claessens, S. y L. F. Klapper (2005), "Bankruptcy around the World: Explanations of its relative use", *American Law and Economics Review* 7, 253-283.

Credireform Economic Research Unit (2007), "Insolvencies in Europe".

Davydenko, S. A. y J. R. Franks (2008), "Do bankruptcy codes matter? A study of default in France, Germany, and the U.K.", *The Journal of Finance* 63, 565-608

Djankov, S., O. Hart, C. McLiesh y A. Shleifer (2008), "Debt enforcement around the World", *Journal of Political Economy* 116, 1105-1149.

Euler-Hermes (2008), *Insolvency Outlook 2008, no. 2. Business Insolvency Worlwide*, Euler-Hermes, Evreux.

European Committee of Central Balance Sheet Offices and European Commission (2006), "BACH: Guide for the database users".

European Mortgage Federation (2007), "Study on the efficiency of the mortgage collateral in the European Union", EMF Publication, mayo 2007.

Ganuza, J. y F. Gómez (2008), "Realistic standards: Optimal negligence with limited liability", *The Journal of Legal Studies* 37, 577-594.

Gennaioli, N. y S. Rossi (2008), "Judicial discretion in corporate bankruptcy", CEI Working Paper Series, no. 2008-5.

Giannetti, M. (2003), "Do better institutions mitigate agency problems? Evidence from corporate finance choices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38 185-212.

Grossman, S. J. y O. D. Hart (1982), "Corporate financial structure and managerial incentives", en McCall, J. (ed.) *The Economics of Information and Uncertainty*, University of Chicago Press, Chicago, 107-140.

Jappelli, T. y M. Pagano (2002) "Information sharing, lending and defaults: Cross-country evidence", *Journal of Banking and Finance* 26, 2017-2045.

Jensen, M. C. y W. H. Meckling (1976), "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure", *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.

Kim, M. y V. Maksimovic (1990), "Debt and input misallocation", *The Journal of Finance* 45, 795-816.

La Porta, R., F. Lopez de Silanes, A. Shleifer, R. W. Vishny (1997), "Legal Determinants of External Finance," *Journal of Finance* 53, 1131-1150.

La Porta, R., F. López de Silanes, A. Shleifer y R. W. Vishny (1998), "Law and Finance", *Journal of Political Economy* 106, 1113-1155.

López, C., M. García y B. Torre (2009), "The influence of bankruptcy law on equity value of financially distressed firms: A European comparative analysis", *International Review of Law and Economics* 29, 229-243.

McBryde, W. W., A. Flessner y S. Kortmann (eds.) (2003), *Principles of European Insolvency Law*, Kluwer, La Haya.

Morrison, E. (2008), "Bankruptcy's rarity: An essay on small business bankruptcy in the United States", actas del Segundo Simposio ECFR sobre Insolvencia Empresarial (octubre 2007), 172-188.

Qian, J. y P. Strahan (2007), "How laws & institutions shape financial contracts: The case of bank loans", *Journal of Finance* 52, 2803-2834.

Rajan, R.G. y L. Zingales (1995), "What do we know about capital structure? Some evidence from international data", *The Journal of Finance* 50, 1421-1460.

Shavell, S. (1986), "The judgment proof problem", *International Review of Law and Economics* 6, 43–58.
Titman, S., y R. Wessels (1988), "The determinants of capital structure choice", *Journal of Finance* 63, 1-19.
Van Hemmen, E. (2009), *Estadística concursal. Anuario 2008. El concurso de acreedores en cifras*, Colegio de Registradores de la Propiedad y Mercantiles de España, Madrid.
Vicent Chuliá, F. (2007), *Introducción al derecho mercantil*, 20ª ed., Tirant lo Blanch, Valencia.
White, M. (1994), "Corporate bankruptcy as a filtering device: Chapter 11 reorganizations and out-of-court debt restructurings", *Journal of Law, Economics and Organization* 10, 268-295

Comentarios

Tano Santos
Columbia Business School

El artículo de Marco Celentani, Miguel García-Posada y Fernando Gómez Pomar aporta un dato fundamental para nuestra comprensión del marco institucional en el que opera la economía española, lo que los autores denominan el rompecabezas concursal español. Este rompecabezas se refiere a las extremadamente bajas tasas de quiebra existentes en España en comparación con las de otros países de Europa Occidental, con independencia de si la tasa de quiebra se calcula como el número de empresas inmersas en procedimientos de quiebra por cada 10.000 empresas o en proporción al número de empresas desaparecidas. Como los autores correctamente señalan, esta cuestión tiene importancia porque, como desde hace tiempo es bien sabido, el correcto diseño de un código concursal guarda una íntima relación con la iniciativa empresarial y, en términos más generales, con la asunción de riesgos.

La existencia de los códigos concursales se debe a que, por una serie de razones, los mercados son incompletos y los agentes económicos son incapaces de especificar por completo todas las posibles contingencias *ex-ante*. En términos más concretos, la deuda –el activo más insensible a la información– surge para corregir los problemas de información asimétrica, problemas que se agudizan precisamente cuando la empresa se aproxima a la insolvencia y la desalineación de los incentivos entre los dueños del capital y los acreedores es máxima. Los códigos concursales existen para gestionar las dificultades empresariales en presencia de apalancamiento y para equilibrar los intereses legítimos de los acreedores con el objetivo social de proteger las empresas rentables. En concreto, los códigos concursales ayudan a averiguar si la empresa en dificultades es viable (es decir, si es un proyecto con valor actual neto positivo) o si se trata de un proyecto con valor actual

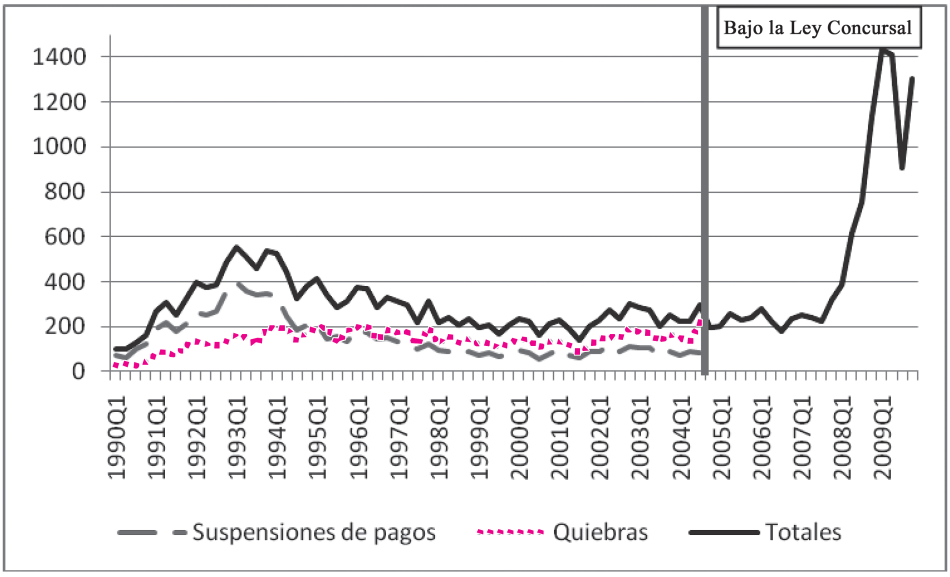
neto negativo. En el primer caso, la empresa puede reorganizarse mientras se mantienen los derechos de los acreedores; en el segundo caso, los procedimientos concursales efectúan la liquidación de los activos y distribuyen la recaudación obtenida conforme a reglas de prelación establecidas. Mediante la protección temporal de la empresa en dificultades se gana tiempo para llevar a cabo una correcta inferencia de la información que podría conducir a uno u otro resultado, redundando así en ganancias de eficiencia –idealmente, de nuevo– al permitir el cierre de las empresas con valor actual neto negativo y la reorganización de las que arrojan un valor actual neto positivo. Este proceso de resolución de problemas presenta obvios efectos *ex-ante*. Un aspecto importante es que la benevolencia de los códigos concursales obedece precisamente a la necesidad social de incentivar la asunción de riesgos, que sólo puede financiarse mediante deuda debido a los problemas de información asimétrica anteriormente mencionados. Téngase en cuenta la observación trivial, aunque a menudo olvidada, de que no habría necesidad de un código concursal si todas las inversiones se financiaran con recursos propios. Así pues, la cuestión de la optimalidad del código concursal no puede exagerarse, ya que se sitúa en el núcleo de la conducta empresarial y constituye una pieza legislativa fundamental de cualquier país. Además, las leyes concursales suelen, aunque no siempre, ampliar su radio de protección a los individuos y no sólo a las empresas. Volveré más adelante a este punto por su creciente importancia, que quizás esté pasando desapercibida.

En España, los procedimientos de quiebra se rigen actualmente por la Ley Concursal 22/2003, que entró en vigor en septiembre de 2004. Esta Ley representa un esfuerzo por dotar de un marco coherente a los procedimientos de quiebra en España. De hecho, hasta esa Ley, la quiebra venía básicamente regulada, aunque no de forma exclusiva, por la Ley de Suspensiones de Pagos de 1922, un peculiar anacronismo en un país que ha experimentado extraordinarios cambios económicos desde esa fecha y al que difícilmente se ajustaría el diseño óptimo de la Ley de 1922. El Gráfico 1 muestra las cifras brutas, sin normalizar por el número de empresas, de suspensiones

de pagos, quiebras –las dos modalidades de insolvencia existentes antes de la adopción de la Ley Concursal– y el total, que a partir del cuarto trimestre de 2004 comienzan a regirse por la actual Ley. Obsérvese, aun con datos sin normalizar, el extraordinario aumento de los procedimientos de insolvencia durante la presente crisis, muy por encima de las cifras de los últimos veinte años. Por tanto, resulta particularmente oportuno evaluar la eficiencia de nuestro actual marco.

Toda legislación concursal debe alcanzar un equilibrio entre los intereses de los deudores y de los acreedores. Si la legislación favorece ineficientemente a los primeros, los acreedores tendrían que ser protegidos por los tribunales o, en caso contrario, podrían abstenerse de proveer crédito; si la legislación favorece a los últimos, entonces los deudores tendrán que ser protegidos frente a liquidaciones ineficientes. Una forma de contemplar una legislación concursal es que ésta realiza esencialmente dos tareas: establece valores externos para los acreedores y deudores y otorga poderes a terceros para realizar la división final del excedente que pudiera persistir entre esos valores externos. La legislación puede favorecer a una parte o a la otra. Una consideración relevante es que los terceros, jueces y tribunales, pueden utilizar información intangible o informal que es difícil de codificar –una importante fuente de incompletitud– y, por tanto, lograr una asignación superior; evidentemente, el uso de esta información exige cierta pericia por parte de tribunales y jueces. La principal idea del artículo es que la Ley Concursal es desfavorable a los acreedores debido a su orientación hacia el deudor y que, además, la escasa pericia de los jueces y tribunales españoles significa que los acreedores no pueden confiar en ellos para evitar la continuidad ineficiente de malos proyectos. Como resultado, los acreedores sólo ofrecerían financiación si la empresa se comprometiera a no instar el procedimiento de quiebra mediante una reducción del apalancamiento y otras medidas, de forma que la solución de sus problemas financieros tuviera lugar fuera del tribunal concursal. De ahí el bajo número de quiebras observado en España en relación con otros países.

Gráfico 1: Quiebras y suspensiones de pagos en España, 1990-2009



Fuente: INE; datos trimestrales; 1990:I-2009:IV; 1990:I-2004:III, quiebras y suspensiones de pagos; 2004:IV-2009:IV, empresas concursadas conforme a la Ley Concursal 22/2003; 2004:IV corresponde a los cuatro últimos meses de ese año, ya que la nueva Ley entró en vigor en septiembre de 2004. El total representa la suma de quiebras y suspensiones de pagos hasta 2004:III.

Se trata de una idea fascinante (basada en el trabajo de Ayotte y Yun, 2007) y que merece la seria consideración que ha recibido de los autores; sin embargo, se precisa una mayor evidencia para evaluar por completo los posibles sesgos del marco legal español. Un supuesto implícito en este análisis es que los acreedores tienen un "sesgo hacia la liquidación" que la legislación, inclinada a proteger las empresas en funcionamiento, compensa mediante un sesgo hacia el deudor. Pero, ¿en qué medida presentan los acreedores un sesgo hacia la liquidación? ¿Siempre lo tienen? Esta cuestión es particularmente importante en el contexto de la actual crisis: cabe sostener que los acreedores podrían sufrir la tentación de refinanciar créditos que en circunstancias normales no refinanciarían, con el fin de posponer la realización de fuertes pérdidas. De hecho, los bancos y cajas de ahorros tienen incentivos a refinanciar créditos

a promotores inmobiliarios actualmente en graves dificultades financieras a fin de evitar arrastrarles a la quiebra y, por tanto, que afloren las pérdidas. La experiencia de Japón desde el estallido de la burbuja inmobiliaria debería ser ejemplo suficiente para convencer a los escépticos de la posibilidad de este tipo de conducta en una economía moderna y desarrollada. Poco hay que decir sobre los efectos de ese "crédito zombi" en la economía japonesa; baste señalar que casi dos décadas después del estallido de la burbuja inmobiliaria nipona, su economía aún debe lidiar con todas las empresas ineficientes que los bancos japoneses financiaron con el fin de evitar la realización de pérdidas. En esta línea, vale la pena considerar la posibilidad de mejorar el código concursal vigente para introducir un tercero que pudiera obligar a las partes a iniciar el procedimiento de quiebra y a renegociar los créditos fallidos.

En cualquier discusión de los méritos o deficiencias de un determinado diseño de procedimiento de quiebra se halla implícito el supuesto de existencia de algún tipo de fricción, un fallo del teorema de Modigliani-Miller, que impide que las empresas puedan corregir el diseño deficiente de cualquier disposición del código concursal. Este supuesto es clave: la cuestión es si un diseño deficiente de ese código induce algún tipo de asignación ineficiente del capital y, potencialmente, una menor creación de empresas. Se trata, por descontado, de una cuestión complicada y, en este sentido, el artículo representa un útil primer paso para ofrecer una respuesta. En concreto, los autores muestran algunas diferencias sistemáticas en una sección cruzada de países en términos de apalancamiento financiero, tangibilidad de los activos y otras variables y "atribuyen" esas diferencias a divergencias en el diseño de sus códigos concursales. La documentación de correlaciones de gran interés y la evidencia aportada sucintamente revelan diferencias sugerentes entre España y los restantes países de la muestra (Francia, Alemania e Italia); sin embargo, la causalidad es realmente difícil de establecer y aún queda mucho trabajo por hacer en este terreno. Una posible estrategia consiste en analizar la evidencia que aportan las series temporales. Como puede verse en el Gráfico 1, la actual crisis ha tenido como resultado un pasmoso aumento del número de procedimientos de

quiebra, por lo que una comparación entre la naturaleza de esos procedimientos antes y después de la adopción de la nueva legislación arrojaría luz sobre el desempeño de la Ley Concursal. Asimismo, podría utilizarse cualquier diferencia por sectores productivos en el uso de la legislación, antes y después de la adopción de la Ley Concursal, para arrojar luz adicional sobre sus propiedades.

Por último, un comentario sobre un aspecto que excede el ámbito del artículo pero que es relevante para la presente discusión, a saber, el uso que hacen los hogares de la Ley Concursal. Un rasgo peculiar de la reciente historia económica española es el extraordinario aumento del apalancamiento de los hogares, rasgo que compartimos, por ejemplo, con la economía estadounidense. Los académicos suelen centrar su análisis de la optimalidad del código concursal en el uso que las empresas hacen de él; sin embargo, durante la actual crisis una importante fracción de la deuda recae sobre los hogares, por lo que el posible exceso de endeudamiento podría tener consecuencias macroeconómicas profundas y duraderas. La evidencia muestra que los hogares están haciendo escaso uso de la Ley Concursal y es importante entender porqué un número tan reducido de esos hogares excesivamente endeudados buscan refugio en ella, dado en particular el sombrío panorama del empleo. Sospecho que un rasgo de nuestro sistema, que trasciende la Ley Concursal, obliga a que una parte importante de la renegociación de la deuda se lleve a cabo fuera del ámbito de la Ley, una situación que –aparentemente– necesita un examen más detallado. Resulta sorprendente que los hogares siempre sean el agente olvidado en el debate sobre los procedimientos de quiebra cuando parecen estar más que nunca en el centro de las actuales dificultades económicas. Así pues, es importante alentar el desarrollo de un marco legal centrado en los hogares que les permita aliviar la carga de su deuda en situaciones económicas extremas con la actual.

Referencias

Ayotte, K. y H. Yun (2007), "Matching Bankruptcy Laws to Legal Environments", Journal of Law, Economics, & Organization 25, 2 - 30.

España, Japón y los peligros de una contracción fiscal prematura[1]

R. Anton Braun
Universidad de Tokio

Javier Díaz-Giménez
IESE Business School y CAERP

1. Introducción

España se encuentra actualmente en medio de la recesión más grave de su historia reciente. La recesión española ha venido precedida de más de una década de rápido crecimiento económico real. ¿Cuáles fueron los fundamentos económicos del crecimiento español? Por una parte, el nivel de renta per cápita en España era relativamente bajo con respecto al de sus vecinos más ricos del norte y es posible que ese rápido crecimiento español reflejase un proceso de convergencia debido a la reducción de barreras a la adopción dentro de la Unión Europea. Por otra parte, el crecimiento de la productividad en España ha sido menor que en otros países europeos (véase, por ejemplo, Castiglionesi y Ornaghi, 2009). En cambio, el rápido crecimiento económico español parece haber estado estrechamente vinculado a veloces subidas de los precios inmobiliarios. Mucho antes de la actual crisis, *The Economist* (2004) y otras publicaciones habían comenzado a avisar de que el rápido crecimiento de los precios inmobiliarios españoles era insostenible.

1. Agradecemos la excelente ayuda a prestada por Javier del Campo Baonza, Gonzalo Gómez y Lena M. Körber en el marco de esta investigación. Braun agradece el apoyo financiero del Ministerio de Educación, Cultura, Deportes, Ciencia y Tecnología de Japón y Díaz-Giménez agradece la contribución financiera del Ministerio de Ciencia y Tecnología de España (Proyecto ECO2008-04073).

En julio de 2007, los precios inmobiliarios y las cotizaciones bursátiles comenzaron a caer en España. A esta caída le siguió una contracción de la actividad económica real que se inició en el segundo trimestre de 2008 y se aceleró conforme avanzaba el año. En estos momentos, España se encuentra en una situación con caída del PIB real, fuertes retrocesos de la actividad industrial, una tasa de desempleo que se ha duplicado y un rápido y repentino aumento de la tasa de morosidad crediticia.

¿Es esta corrección sólo un problema pasajero en la senda hacia la prosperidad? ¿O representa, por el contrario, el comienzo de un dilatado periodo de estancamiento económico?

Una forma de arrojar luz sobre esta cuestión consiste en estudiar las experiencias de otros países. Japón es un ejemplo particularmente interesante para España. La experiencia japonesa de los años ochenta presenta numerosas semejanzas con la actual evolución en España. En 1980, Japón también tenía un nivel de renta per cápita relativamente bajo. Sin embargo, durante la década de los ochenta, la economía japonesa experimentó un crecimiento tan rápido que la convirtió en la segunda mayor economía del mundo. El crecimiento real japonés se vio asimismo acompañado de fuertes subidas de los precios del suelo y de la renta variable. La "burbuja económica japonesa" llegó a su fin en 1990 cuando los precios de los activos comenzaron a caer. La posterior "Década Perdida" se caracterizó por descensos sostenidos de los precios del suelo y de la renta variable, así como por un estancamiento económico.

Nuestro artículo tiene dos objetivos. En primer lugar, ofrecemos un relato que compara y contrasta la actual evolución en España con la experiencia japonesa de los años 80 y 90. Este relato identifica algunos temas comunes. La evolución de los precios de los activos es muy similar en Japón y en España. Ambas economías experimentaron subidas de los precios inmobiliarios y de la renta variable de parecida magnitud durante un intervalo de tiempo de duración similar. Además, la cuantía y el perfil temporal de las caídas de los precios de los activos durante los dos primeros años posteriores

al máximo cíclico se asemejan bastante en los dos países. Existen también algunas diferencias. Japón registró un superávit comercial tanto antes como después del estallido de la burbuja de precios de los activos. España, en cambio, tenía un déficit comercial cercano al 10 por ciento del Producto Nacional Bruto (PNB). Inicialmente, la economía real japonesa capeó el repentino colapso de los precios de los activos extraordinariamente bien. La actividad económica real se ralentizó en Japón, pero no se desplomó repentinamente como en España.

Un segundo objetivo de este artículo es investigar las respuestas de política fiscal y monetaria. Analizaremos con cierto detalle si el cambio de orientación de la política fiscal fue demasiado rápido en Japón. En 1997, y en un entorno de incipiente recuperación, las autoridades económicas japonesas elevaron en un 2 por ciento el impuesto sobre el valor añadido, revirtieron recortes transitorios del impuesto sobre la renta, aumentaron el copago en el seguro de asistencia sanitaria y redujeron drásticamente el gasto público. España planea adoptar medidas similares en los próximos meses. Las recientes investigaciones de Christiano (2004), Eggertsson (2008) y Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2009) indican que la política fiscal es un instrumento muy potente cuando el tipo de interés nominal está próximo a cero. Nuestros resultados confirman sus conclusiones. También veremos cómo la experiencia japonesa sugiere que un brusco y repentino cambio de orientación de la política fiscal podría ser desaconsejable.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo. En la Sección 2, ofrecemos un relato comparativo de la actual evolución económica española con la experiencia japonesa de los años 80 y 90. En la Sección 3, describimos el modelo económico que luego utilizamos para investigar los efectos cuantitativos de un repentino cambio de orientación de la política fiscal en un entorno de bajos tipos de interés nominales. En la Sección 4, explicamos nuestra forma de parametrizar el modelo y definir las perturbaciones. La Sección 5 ofrece resultados que documentan las consecuencias económicas de un súbito cambio de orientación fiscal en un entorno de tipos de interés bajos. La Sección 6 contiene nuestras conclusiones.

2. Una comparación entre la actual recesión española y la burbuja económica japonesa de finales de los 80

La economía española ha sufrido el impacto de las fuertes perturbaciones que han afectado a la economía mundial en los tres últimos años. Una de las cuestiones más acuciantes tanto para los agentes privados como para las autoridades es conocer si la reciente evolución económica es una aberración aguda, pero transitoria, de un patrón más general de rápido crecimiento y convergencia, o más bien el preludio de un dilatado periodo de estancamiento.

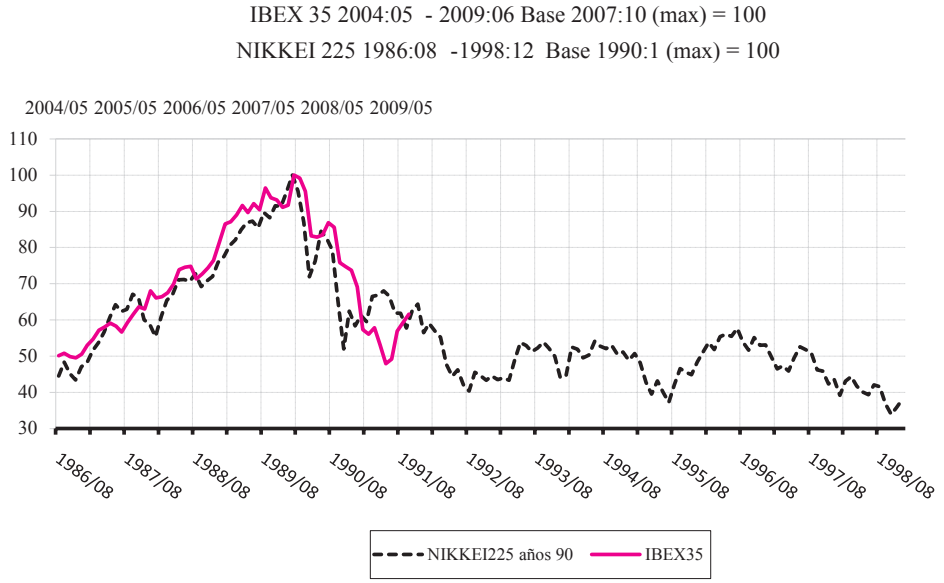
Sería fantástico si pudiéramos adelantar el reloj y ver cómo será la economía española dentro de tres años. Por desgracia, esto no es posible. En su lugar, atrasaremos el reloj para comparar la actual experiencia española con la evolución japonesa durante su burbuja económica de finales de los años 80 y tras el estallido de ésta.

Mercados bursátiles

El Gráfico 1 muestra la evolución de las cotizaciones bursátiles en Japón de 1987 a 1998 con respecto a su nivel máximo. A efectos comparativos, representamos también la evolución del índice bursátil español, el IBEX 35, en torno a la actual recesión. Las fechas en el eje horizontal de la parte inferior del Gráfico 1 corresponden a Japón, mientras que las situadas en la parte superior del gráfico se refieren a España. En ambos países, las cotizaciones bursátiles anticipan los puntos de inflexión del Producto Interior Bruto (PIB). En España, el IBEX 35 alcanza su nivel máximo en julio de 2007. En Japón, el índice NIKKEI 225 alcanza su cota máxima en enero de 1990. A efectos comparativos, el punto de inflexión del PIB en España acontece en el primer trimestre de 2008, mientras que en Japón tiene lugar en el primer trimestre de 1991. La evolución de los precios de los activos en torno a los dos eventos sobrecoge por sus similitudes. Ambas economías registran subidas de magnitud similar en los cuatro años previos al punto de inflexión. Las cotizaciones bursátiles se duplicaron en las dos economías durante un intervalo de tiempo de parecida duración. En ambas, el patrón de la caída inmediatamente posterior al punto de inflexión es también muy

similar, con descensos de las cotizaciones bursátiles de alrededor del 40 por ciento en los dos años siguientes. Tras el desplome del precio de los activos, las cotizaciones bursátiles japonesas permanecieron estancadas durante muchos años. En 1998, el índice Nikkei había retrocedido hasta un 35% del nivel de 1991. Además, su nivel máximo más reciente, alcanzado en julio de 2008, era el mismo que en mayo de 1986.

Gráfico 1. Evolución relativa de los mercados bursátiles: IBEX35 y NIKKEI225



Fuente: España Instituto Nacional de Estadística (INE)
Japón Datastream

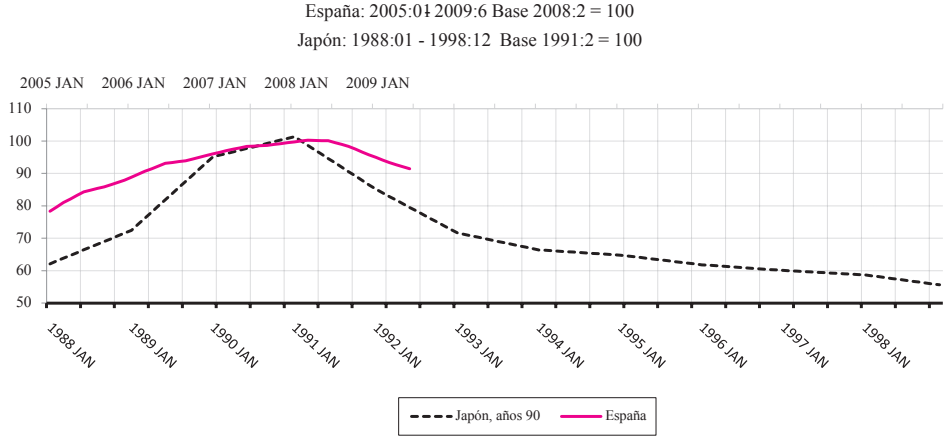
Para el resto de las variables, utilizaremos un punto de referencia común. Con arreglo a los datos del PIB, fechamos el punto de inflexión de la burbuja económica japonesa en el primer trimestre de 1991. En el caso de las variables de frecuencia mensual, fijamos el punto de inflexión en febrero de 1991. A fin de comparar la experiencia japonesa en los años 90 con la actual recesión en España, datamos el punto de inflexión de la economía española en el primer trimestre de 2008. Éste es el trimestre en el que el PIB real español alcanzó su

nivel máximo más reciente. En el caso de los indicadores mensuales españoles, elegimos su punto de inflexión en febrero de 2008.

Sector inmobiliario

El Gráfico 2 revela una llamativa similitud entre la reciente evolución de los precios inmobiliarios en España y la registrada en Japón durante los años 80.[2] Entre enero de 1986 y enero de 1991, el precio del suelo se multiplicó por 2,9 en Japón. Esta cifra representa un encarecimiento algo inferior a la triplicación de los precios de la vivienda registrada en España entre 1996 y 2008. El Gráfico 2 también revela que tanto la escalada como el desplome de los precios del suelo en Japón fueron muy repentinos. Con todo, el rasgo más preocupante de este gráfico es que el posterior descenso y estancamiento de los precios del suelo en Japón fue muy persistente. El nivel máximo más reciente del índice de precios del suelo japonés, alcanzado en 2008, era un 1 por ciento superior al registrado en 1987.

Gráfico 2. Precios inmobiliarios en España y Japón

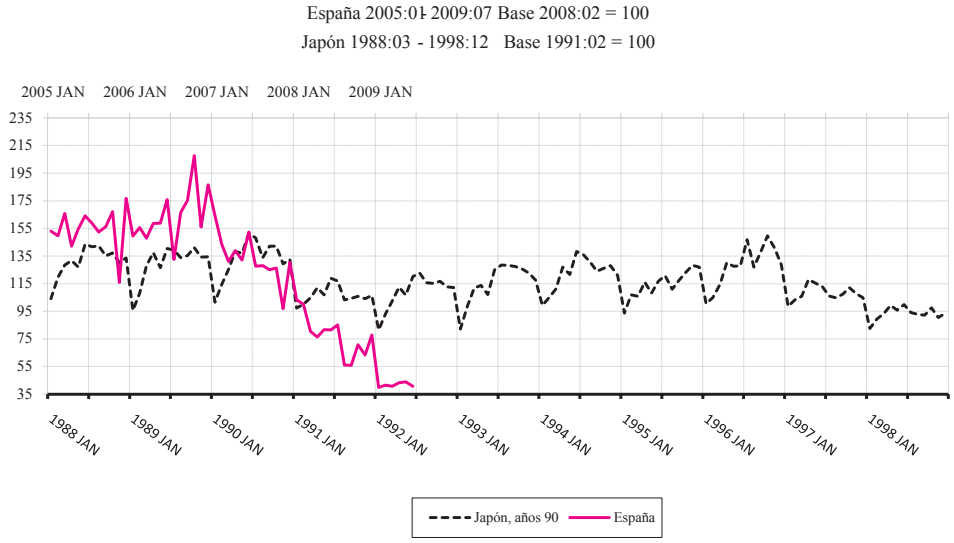


Fuente: España — España, Ministerio de Vivienda (precio/m2 de las viviendas libres con menos de dos años de antigüedad)
Japón — Instituto Inmobiliario de Japón (Índice de Precios del Suelo Urbano)

2. No existen datos de precios de la vivienda en Japón para ese periodo. En sustitución, utilizamos datos de precios del suelo urbano procedentes del Ministerio de Suelo, Infraestructuras, Transporte y Turismo (MLIT). En Japón, el valor del suelo constituye entre el 70 y el 90 por ciento del precio total de una vivienda libre.

El Gráfico 3 ilustra el número de nuevas viviendas iniciadas. En ambas economías, esos números fueron elevados antes del punto de inflexión (recuérdese que, en el caso español, lo fechamos en el mes de febrero de 2008). En la economía española, el número de viviendas iniciadas comenzó a caer a partir de julio de 2006, o sea, veinte meses antes del punto de inflexión. En Japón, la cifra de viviendas iniciadas empezó a descender en junio de 1990.

Gráfico 3. Número de viviendas iniciadas en España y Japón

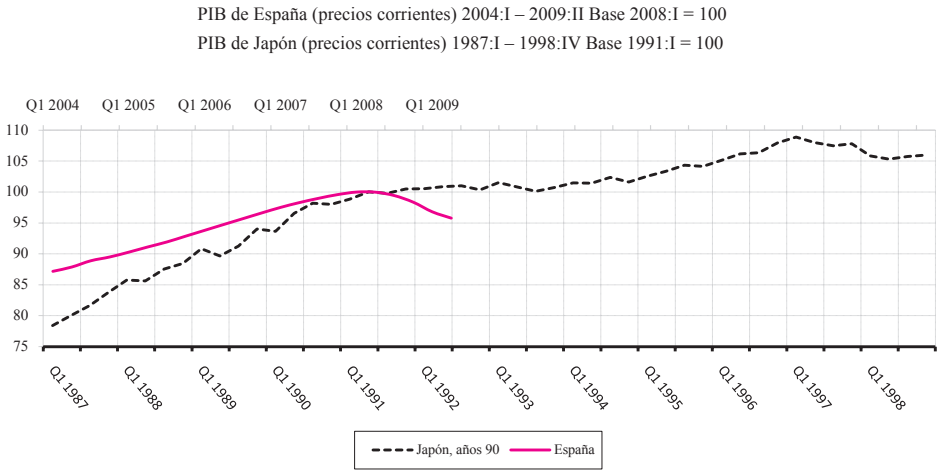


Fuente: España Ministerio de Vivienda
Japón Ministerio de Suelo, Infraestructuras, Transporte y Turismo

En los dos países, el número de viviendas iniciadas cae aproximadamente en la misma cuantía en el primer año posterior al punto de inflexión. Sin embargo, la iniciación de viviendas se estabiliza luego en Japón, de modo que entre 1992 y 1996 se sitúa únicamente un 10 por ciento por debajo de sus valores previos a 1991. Más adelante, se observan caídas adicionales posteriores a 1996. En España, el número de viviendas iniciadas desciende paulatinamente hasta el final de nuestra muestra, de forma que en junio de 2009 había retrocedido un 41 por ciento con respecto a febrero de 2008.

Hemos visto que la escalada y posterior desplome de los precios de los activos y del suelo en Japón y en España resultan notablemente similares en cuanto a perfil temporal y magnitud. Sin embargo, cuando consideramos la evolución de la economía en su vertiente real, se observa una importante diferencia entre los dos países. En Japón, esas perturbaciones financieras no se transmitieron de forma inmediata al sector real. En el Gráfico 4, que ilustra la evolución del PIB en Japón y España, puede observarse que el PIB real continuó creciendo en Japón hasta 1996. España, en cambio, experimenta un sólido crecimiento del PIB durante los tres años anteriores a su punto de inflexión en el primer trimestre de 2008, pero después el PIB sufre una pronunciada caída. En el segundo trimestre de 2009, el PIB español es un 4 por ciento inferior a su nivel máximo alcanzado en el primer trimestre de 2008.

Gráfico 4. Índices de Producto Interior Bruto real en España y Japón



Fuente: España Instituto Nacional de Estadística (INE)
Japón Datastream, Oficina del Gabinete de Japón

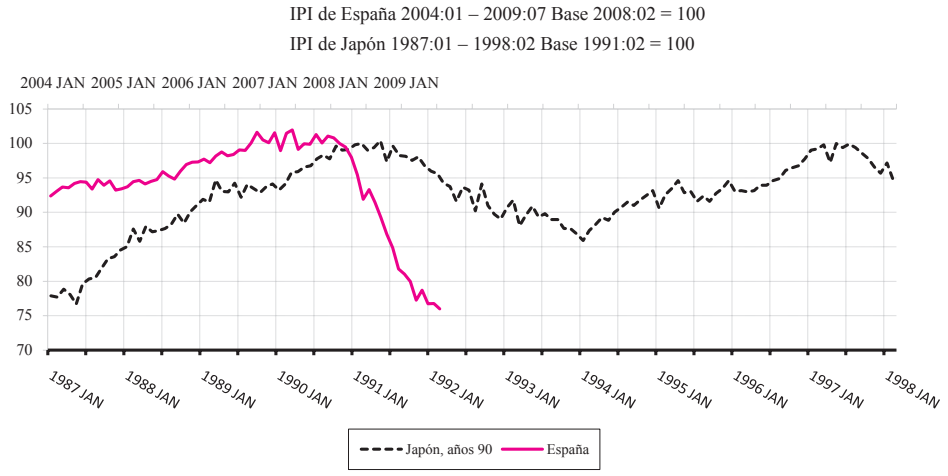
Más adelante veremos que un motivo de la transmisión más débil registrada en Japón es que las exportaciones niponas continuaron creciendo incluso después del estallido de la burbuja económica. En contraste, la actual recesión es de naturaleza internacional y

ha venido acompañada de una pronunciada caída de los flujos comerciales en numerosas economías, incluida Japón.

Producción industrial

El colapso de los precios de los activos fue concomitante a un descenso de la producción industrial en ambos países. Sin embargo, la transmisión de la perturbación financiera al sector industrial resulta, de nuevo, mucho más débil en Japón. La producción industrial japonesa recogida en el Gráfico 5 disminuye a partir de febrero de 1991. Entre febrero de 1991 y febrero de 1993, la producción industrial japonesa se redujo un 8 por ciento en total. En España, la actividad industrial experimentó una caída mucho más repentina y pronunciada. La producción industrial española se redujo un 24 por ciento entre febrero de 2008 y julio de 2009.

Gráfico 5. Índice de producción industrial en España y Japón



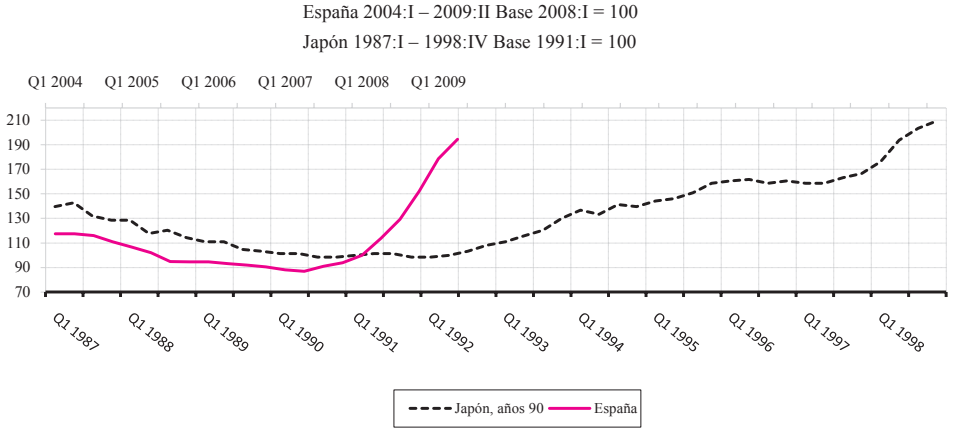
Fuente: IPI España Datastream, Instituto Nacional de Estadística (INE)
IPI Japón, Datastream, Ministerio de Economía, Comercio e Industria de Japón

Mercado de trabajo

Las estadísticas del mercado de trabajo dibujan un panorama similar, como ilustra la evolución del desempleo recogida en

el Gráfico 6. El desempleo experimenta en España un enorme incremento en un periodo de tiempo muy breve. El desempleo español comienza a aumentar a partir del tercer trimestre de 2007, habiéndose duplicado al término de nuestra muestra, en el segundo trimestre de 2009. En Japón, en cambio, el desempleo continuó disminuyendo hasta 1992, mucho después del punto de inflexión de las cotizaciones bursátiles (enero de 1990). El desempleo japonés comenzó a aumentar de una forma gradual pero sostenida a partir del segundo trimestre de 1992. El índice de desempleo japonés no alcanzó hasta 1998 el nivel que tenía el índice de desempleo español en el segundo trimestre de 2009.

Gráfico 6. Mercado de trabajo. Índice de tasa de desempleo en España y Japón

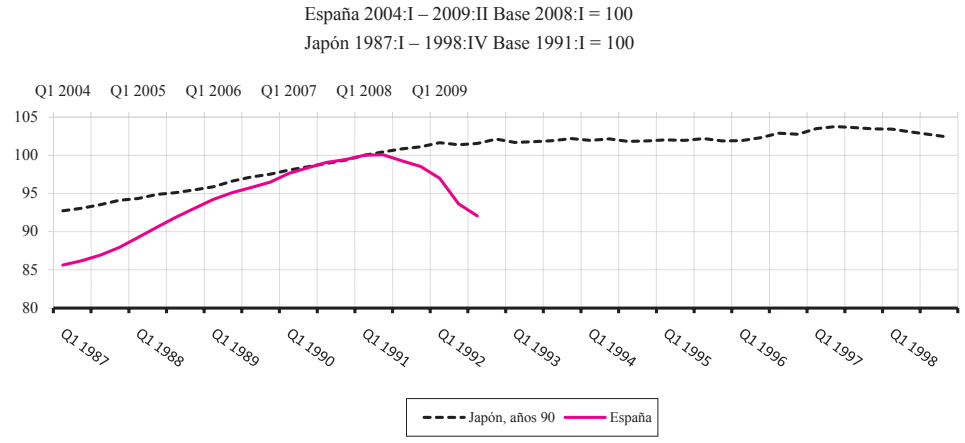


Fuente: España Instituto Nacional de Estadística (INE)
Japón Datastream, Ministerio de Asuntos Internos y Comunicación de Japón

Japón muestra también un nivel de empleo creciente y posteriormente estable durante los años 90 (véase el Gráfico 7). Este patrón es muy distinto del español, donde se observa una pronunciada caída del empleo a partir del segundo trimestre de 2008. Parte de la diferencia entre los índices del mercado de trabajo japoneses y españoles obedece a la disparidad de las instituciones de ese mercado en los dos países. Un elevado porcentaje de trabajadores japoneses disfruta de un empleo implícitamente

garantizado de por vida y las empresas ajustan las horas de trabajo de estos trabajadores en periodos de recesión.[3] Braun, Esteban-Pretel, Okada y Sudou (2006) documentan una gran variabilidad de las horas por trabajador a lo largo del ciclo económico. En Japón, de hecho, las horas por trabajador son más variables que el empleo. En este país, las horas por trabajador comenzaron a caer a partir de 1990, es decir, un año antes del punto de inflexión del PIB nipón. Entre 1989 y 1992, las horas por trabajador cayeron un 5,5 por ciento en Japón. En España, las horas por trabajador descienden un 3 por ciento entre junio de 2006 y junio de 2009.

Gráfico 7. Mercado de trabajo. Índice de empleo en España y Japón



Fuente: España Instituto Nacional de Estadística (INE)
Japón Datastream, Ministerio de Asuntos Internos y Comunicación de Japón

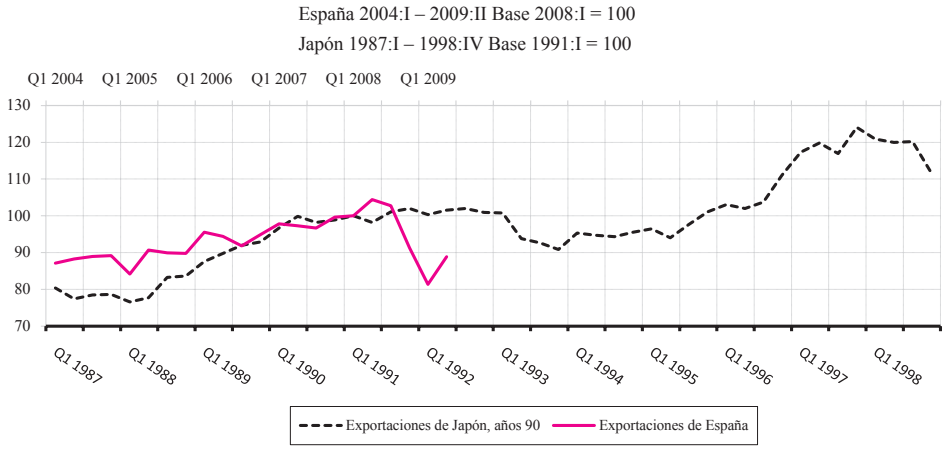
Comercio internacional

La evidencia sobre la evolución del comercio en los dos países se presenta en los Gráficos 8 a 10. Los Gráficos 8 y 9 ilustran los índices de exportaciones e importaciones, mientras que el Gráfico 10 muestra el saldo comercial en porcentaje del PIB. En ambas economías, las

3. Moriguchi y Ono (2006) documentan que el 43 por ciento de los trabajadores japoneses tiene una antigüedad en la misma empresa de 10 años o más.

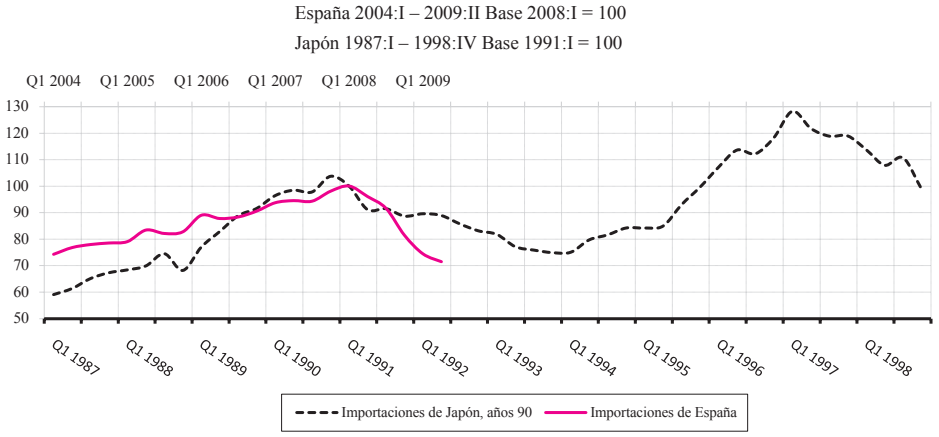
subidas de los precios de los activos fueron concomitantes a fuertes incrementos tanto de las importaciones como de las exportaciones. Japón registró aumentos más pronunciados, con crecimientos del 20 por ciento en sus exportaciones y de casi el 30 por ciento en sus importaciones durante los tres años previos a 1991. Ambos índices también experimentaron aumentos en España, pero de menor magnitud. Las exportaciones crecieron en torno al 10 por ciento y las importaciones alrededor del 20 por ciento entre 2006 y 2008. Dado el mayor ritmo de crecimiento de las importaciones, el saldo comercial se deterioró antes de la cima cíclica en los dos países. Sin embargo, como puede observarse en el Gráfico 10, el signo del saldo comercial difiere en ambas economías. Japón tenía un superávit enorme antes del colapso de los precios de los activos, mientras que España registraba un importante déficit comercial.

Gráfico 8. Sector exterior. Índice de exportaciones de España y Japón



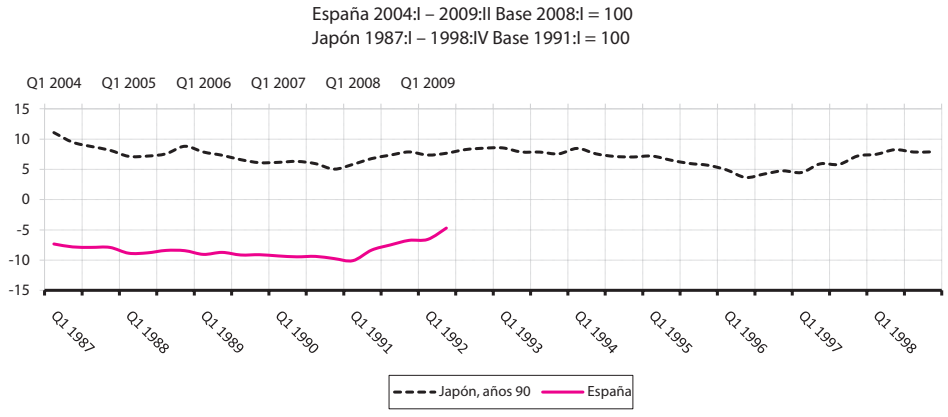
Fuente: España Instituto Nacional de Estadística (INE)
Japón Datastream, Oficina del Gabinete de Japón

Gráfico 9. Sector exterior. Índice de importaciones de España y Japón



Fuente: España Instituto Nacional de Estadística (INE)
Japón Datastream, Oficina del Gabinete de Japón

Gráfico 10. Sector exterior. Importaciones y exportaciones sobre el PIB de España y Japón



Fuente: España Instituto Nacional de Estadística (INE)
Japón Datastream, Oficina del Gabinete de Japón

La actual recesión española ha sido concomitante a fuertes caídas tanto de las importaciones como de las exportaciones, de modo que el déficit comercial se ha reducido a partir del primer trimestre de

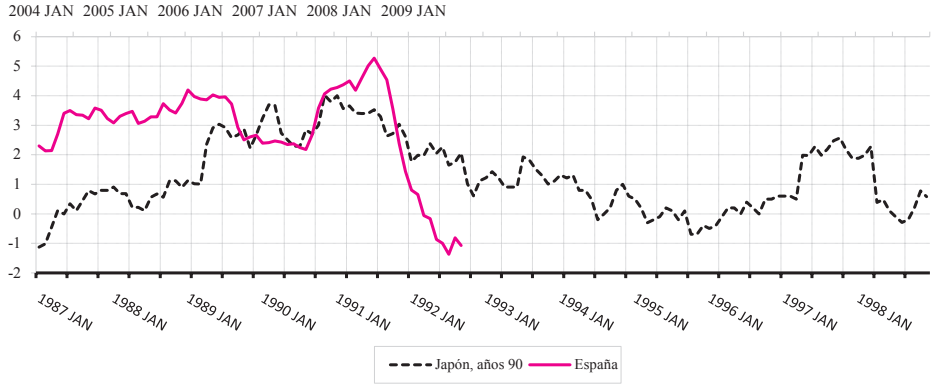
2008. En Japón, el estallido de la burbuja económica de los años 80 fue concurrente con una caída de las importaciones, mientras que las exportaciones no registraron cambios (véanse los Gráficos 8 y 9). El resultado fue un aumento efectivo del superávit comercial japonés entre 1991 y 1993. Resulta conveniente destacar que la actual recesión en España es un acontecimiento de ámbito mundial que ha distorsionado los patrones de comercio internacional de numerosos países, incluido Japón.

Inflación de Precios de Consumo (IPC)

En Japón, la burbuja inmobiliaria y de precios de los activos aconteció en un entorno de baja inflación (véase el Gráfico 11). Aunque la inflación aumentó durante la burbuja, la inflación medida por el IPC alcanzó un máximo del 4 por ciento en noviembre de 1990. Esa tasa comenzó a reducirse a partir de febrero de 1991, aunque no entró en territorio negativo hasta 1995. El repunte de la inflación en 1997 obedece a una subida del 2 por ciento del impuesto sobre el valor añadido a partir de abril de ese año.

Gráfico 11. Inflación de Precios de Consumo en España y Japón

Fig 11. Spain and Japan. Consumer Price Inflation.
IPC España 2004:01 – 2009:07 Base 2008:02 = 100
IPC Japón 1987:01 – 1998:12 Base 1991:02 = 100



Fuente: IPC de España Instituto Nacional de Estadística (INE)
IPC Japón Datastream, Thomson Reuters y fuentes nacionales

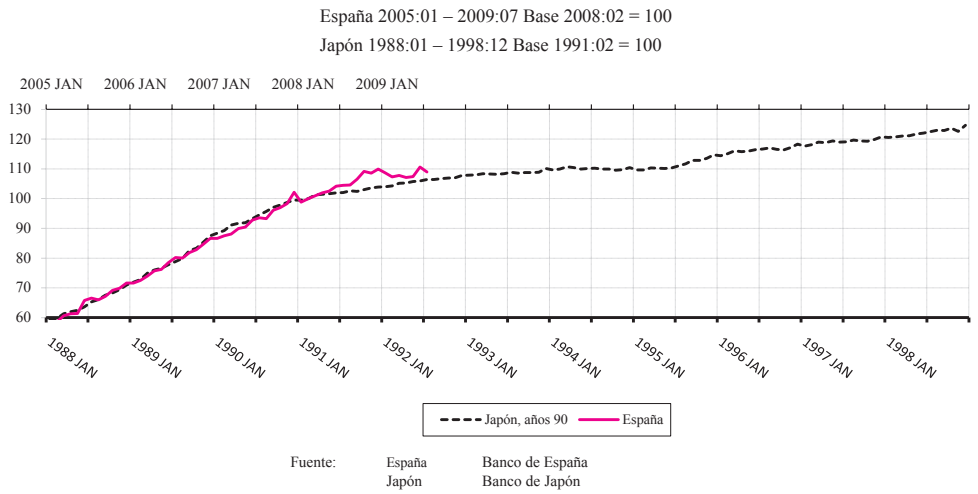
España también experimentó rápidas subidas de los precios de los activos y de los inmuebles en un entorno de inflación moderada.

Antes de 2007, la tasa de inflación española medida por el IPC era positiva pero moderada, pese al rápido encarecimiento del suelo y de los activos. El crecimiento del IPC se aceleró gradualmente desde el 2,2 por ciento interanual en julio de 2007 hasta el 5,3 por ciento en junio de 2008. A partir de esta fecha, las presiones inflacionistas desaparecen con rapidez, de forma que el ritmo de variación del IPC español cae y se adentra en territorio negativo en marzo de 2009.

Crédito bancario

La burbuja económica japonesa recibió el estímulo de un enorme incremento del crédito bancario. El Gráfico 12 ilustra la evolución del crédito bancario en Japón entre 1988 y 1998 y el crecimiento del crédito en España desde enero de 2005 hasta septiembre de 2009. De enero de 1988 a enero de 1991, el crédito bancario aumentó más de un 40 por ciento en Japón. Nuestra comparación de los patrones de crédito bancario en España y Japón muestra que las dos líneas se sitúan prácticamente una encima de la otra. En ambos países, el crecimiento del crédito experimentó una cierta desaceleración tras el inicio de la caída de los precios de los activos, pero continuó siendo positivo.

Gráfico 12. Crédito en España y Japón



Fuente: España Banco de España
Japón Banco de Japón

La debilidad de las prácticas de concesión de créditos en Estados Unidos, o lo que ha dado en llamarse el problema del crédito de alto riesgo o *subprime*, ha sido el detonante de la actual crisis financiera internacional. El rápido crecimiento de los precios del suelo registrado a finales de los años 80 en Japón también se vio alentado por la debilidad de las prácticas crediticias. Las entidades de crédito hipotecario japonesas denominadas Juusen constituyen un ejemplo especialmente llamativo a este respecto. Las Juusen eran entidades de crédito privadas e independientes creadas por el sector bancario privado con apoyos públicos a comienzos de los años 70 con el objetivo de facilitar el crédito hipotecario. La situación de estas entidades ya era maltrecha antes del estallido de la burbuja. En el punto máximo de la burbuja de precios de los activos en 1991, el 38 por ciento de sus créditos ya se encontraban en situación de mora (véase Milhaupt y Miller, 1997). Conforme los precios del suelo caían, la tasa de morosidad de esos créditos se disparó. Tras varios intentos de rescate fallidos, en 1996 se decidió la liquidación de las Juusen y la transferencia a una nueva entidad pública de unos 6,6 billones de yenes en activos básicamente en mora.[4]

Otros aspectos del entorno regulador japonés también contribuyeron a los problemas del sector bancario nipón tras el estallido de la burbuja económica en 1991. La mayoría de los tipos de interés en Japón estuvieron regulados hasta finales de la década de los años 80. Sin embargo, no existían reglas que impidiesen a los bancos tomar posiciones en el capital de las empresas a las que prestaban fondos. Estas prácticas fomentaron la competencia entre las entidades bancarias por adquirir acciones de sus clientes comerciales. Una segunda característica relevante del sistema bancario japonés era que, antes de los años 90, el suelo constituía la principal garantía del crédito hipotecario, tanto comercial como residencial. El suelo es inmóvil y sus precios se habían revalorizado paulatinamente durante el periodo posterior a la Segunda Guerra Mundial. Una vez que los precios de los inmuebles y del suelo comenzaron a caer, los balances bancarios se vieron afectados por dos vías. El descenso de los precios inmobiliarios redujo el

4. Véanse más detalles en Hoshi y Kashyap (2001).

valor de las garantías de la práctica totalidad de los créditos. Al mismo tiempo, la caída de las cotizaciones bursátiles inducía un deterioro adicional de los activos bancarios. Conforme se ponían de manifiesto los problemas del sector bancario japonés, los mercados internacionales comenzaron a percibir la existencia de riesgos sistémicos en el sistema financiero nipón, de modo que, a partir del verano de 1995, los prestamistas internacionales demandaron una prima en sus créditos a un día a sus contrapartidas japonesas.

Dada la similitud de los patrones de crecimiento del crédito en Japón y en España que ilustra el Gráfico 12, no podemos evitar sentir preocupación por la posibilidad de que la morosidad también se convierta en un gran problema para el sector bancario español.

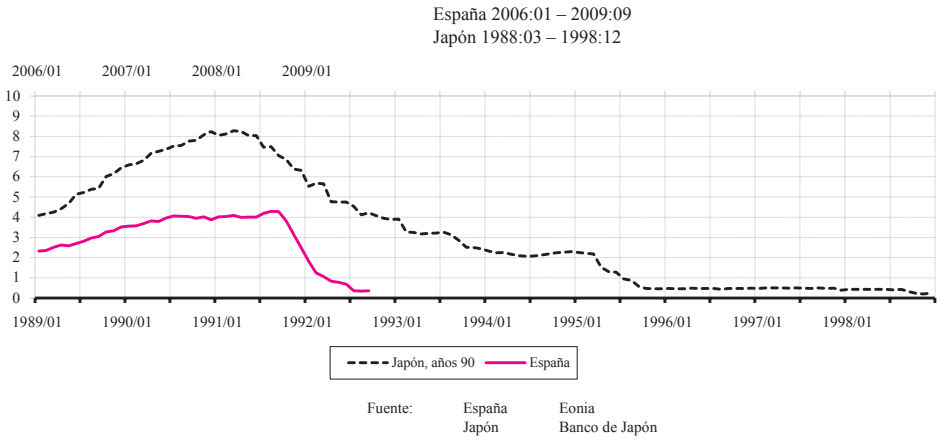
Política monetaria

El Gráfico 13 muestra los tipos de interés en Japón (tipo a un día no garantizado) y en la zona del euro (Eonia). La política monetaria es uno de los elementos comunes más interesantes compartidos por España y Japón en los años 90. En Europa, la aparición del euro ha eliminado la opción de adaptar la política monetaria a la situación interna española. Una posible consecuencia de este cambio es que los tipos de interés a corto plazo fijados por el BCE pueden haber sido demasiado bajos para España. Unos tipos de interés excesivamente reducidos podrían haber inducido la expansión del crédito y, por tanto, alentado la burbuja inmobiliaria en España.

Por otra parte, también se cree que los bajos tipos de interés y el fácil acceso al crédito desempeñaron un papel destacado en la burbuja económica japonesa. Tras el Acuerdo del Hotel Plaza de septiembre de 1985, el Banco de Japón se coordinó con otros países para devaluar el dólar estadounidense. Con el fin de esterilizar los efectos de las masivas intervenciones en el mercado de divisas, se redujeron los tipos de interés a corto plazo en yenes. Esta política tuvo éxito y el dólar se depreció notablemente frente a la divisa nipona. Entre marzo de 1985 y marzo de 1987, el dólar perdió un 45 por ciento de su valor frente al yen. El Banco de Japón mantuvo su política de bajos tipos de interés a corto plazo hasta 1988. Conforme

se aceleraba el ritmo de subidas de los precios de los activos y del suelo, surgió la preocupación de que la política monetaria estuviera siendo demasiado laxa, ante lo cual, el Banco de Japón decidió elevar los tipos de interés desde el 4,1 por ciento en enero de 1989 hasta una cota máxima del 8,2 por ciento en febrero de 1991. Una vez comprobado el pinchazo de la burbuja, el Banco de Japón invirtió la orientación de su política monetaria y bajó los tipos de interés hasta situarlos prácticamente en cero en 1998.

Gráfico 13. Tipos de interés oficiales en España y Japón



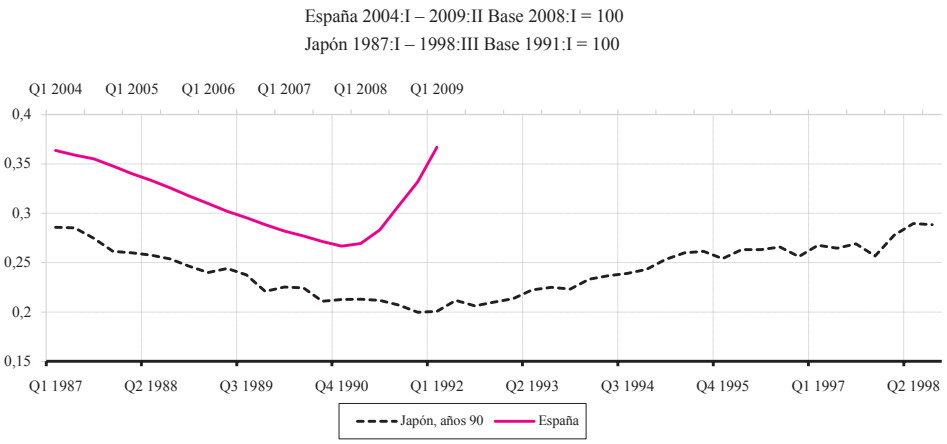
Dados los bajos tipos de interés actuales y las heterodoxas políticas monetarias utilizadas por los bancos centrales, quizá sea conveniente resumir brevemente al lector la conducción de la política monetaria japonesa durante el periodo de tipos de interés nominales cero. Entre 1999 y 2006, Japón contó en la práctica con unos tipos de interés nominales nulos. Con el tipo de interés nominal en el nivel cero, el Banco de Japón adoptó medidas heterodoxas. Entre 2001 y 2006, el Banco de Japón siguió una política de relajación cuantitativa. Esta relajación cuantitativa consistió, en la práctica, en una política de objetivos de reservas excedentes, diseñada para inundar de liquidez los mercados interbancarios a un día hasta que los bancos, sin saber qué uso dar a esos fondos, decidieran mantenerlos como reservas excedentes. La relajación cuantitativa fue concomitante a un enorme aumento de la base monetaria (véase un análisis detallado de esta política en Braun y Oda, 2009). El Banco de Japón también adoptó

otras medidas heterodoxas como la compra de acciones. La política de relajación cuantitativa finalizó en marzo de 2006, con subidas graduales del tipo de interés oficial en el transcurso del siguiente año, primero hasta el 0,25 por ciento y luego hasta el 0,5 por ciento. En el Gráfico 13, puede observarse la reversión de esos aumentos que tuvo lugar en el otoño de 2008. A partir del cuarto trimestre de 2008, el Banco de Japón adoptó medidas de relajación cuantitativa de emergencia para contribuir a restaurar la liquidez en los mercados de crédito interbancario a un día.

Política fiscal

El Gráfico 14 ilustra la evolución de la deuda pública. El rápido aumento de los precios de los activos y de los inmuebles fue una buena noticia para la autoridad fiscal. En Japón, el cociente deuda pública-PIB disminuyó paulatinamente entre 1987 y 1991. Este patrón decreciente es notablemente similar al observado en España antes del primer trimestre de 2008. Tras el punto de inflexión (primer trimestre de 2008 en España y primer trimestre de 1991 en Japón), la evolución de los cocientes deuda pública-PIB de los dos países pasa a ser distinta. En Japón, el cociente continúa cayendo hasta el primer trimestre de 1992, mientras que en España se dispara al alza.

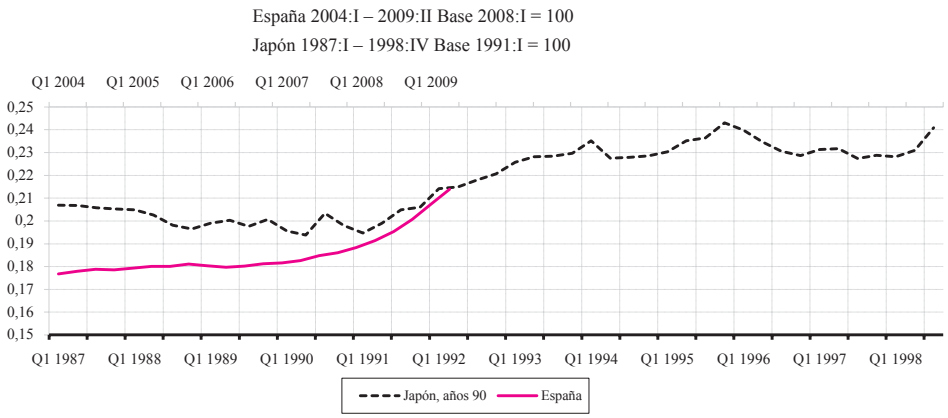
Gráfico 14. Deuda pública neta / PIB en España y Japón



Fuente: España Banco de España y Dirección General del Tesoro y Política Financiera
Japón Banco de Japón

El Gráfico 15 presenta el cociente entre el consumo público y el PIB. España se adentró en la actual recesión con un cociente entre el consumo público y el producto de 0,19. En Japón, el cociente era algo más alto, en torno a 0,2. Este cociente aumentó en ambos países en cuanto el PIB inició su desaceleración. Sin embargo, el aumento del consumo público fue mucho más rápido en España que en Japón. A este respecto, la preocupación es que España podría estar agotando sus posibilidades de aplicar nuevos estímulos fiscales. España está sometida al corsé del Pacto de Estabilidad y Crecimiento de la Unión Monetaria Europea que limita el déficit público al tres por ciento del PIB cuando el producto está creciendo. Obviamente, la política fiscal japonesa no estuvo sujeta a ningún pacto de este tipo.

Gráfico 15. Consumo público / PIB en España y Japón



Fuente: España Instituto Nacional de Estadística (INE)
Japón Datastream, Oficina del Gabinete de Japón

Pasamos ahora a discutir de forma más detallada la respuesta de la política económica tras el estallido de la burbuja económica japonesa. Anteriormente vimos que las cotizaciones bursátiles y los precios del suelo cayeron de forma acusada a partir de 1990. La expansión de la producción real continuó y el desempleo se mantuvo estable entre 1991 y 1992. A partir de 1993, sin embargo, el crecimiento del PIB real se desaceleró y el desempleo comenzó a aumentar. Las autoridades económicas japonesas se mostraron muy

preocupadas. Analizados con la perspectiva de la década de los años 80, caracterizada por un crecimiento muy rápido y un desempleo muy reducido, el lento crecimiento e incluso el moderado aumento del desempleo en los años 90 constituían motivo de preocupación. Entre 1991 y 1993, el Banco de Japón redujo su tipo de interés oficial desde el 8,2 por ciento hasta el 2,4 por ciento. El consumo público creció desde el 20 por ciento hasta el 24 por ciento del PIB entre 1991 y 1996. A partir de 1994, la autoridad fiscal japonesa trató de estimular la economía a través de rebajas impositivas temporales. En 1994, Japón introdujo un recorte transitorio en el impuesto sobre la renta que redujo la carga tributaria del hogar promedio en un 20 por ciento. Esta política se renovó en 1995 y 1996, pero la reducción de la carga tributaria se limitó al 15 por ciento, fijándose simultáneamente un beneficio impositivo máximo de 50.000 yenes.

Hacia 1996, la economía japonesa mostraba síntomas de recuperación. La tasa de crecimiento interanual del PIB real alcanzó el 3,7 por ciento en el cuarto trimestre de 1996. A medida que la economía se recuperaba, la preocupación de las autoridades económicas se trasladó a la gestión del déficit. En 1997, se eliminó la rebaja transitoria del impuesto sobre la renta, se elevó en dos puntos porcentuales el impuesto sobre el consumo y aumentó el copago de los gastos sanitarios. El consumo público en porcentaje del PIB comenzó a caer a partir del primer trimestre de 1996. Lo que siguió a continuación fue la recesión más profunda que ha sufrido Japón tras la Segunda Guerra Mundial.

La recesión trajo aparejadas nuevas caídas de las cotizaciones bursátiles y de los precios del suelo. Estos descensos afectaron considerablemente a los balances de las entidades de servicios financieros. En el otoño de 1997, se produjo una cadena de quiebras que culminó con el hundimiento de Yamaichi Securities. Hacia 1998, Japón se encontraba en una situación de deflación, contaba con un sector bancario ahogado por las deudas y el volumen de deuda pública mostraba un rápido crecimiento.

El hecho de a que la contracción fiscal le siguiera una recesión casi inmediata plantea la cuestión de si el gobierno japonés no revirtió demasiado pronto el curso de su política económica. España planea también elevar en un dos por ciento el impuesto sobre el valor añadido durante 2010. Además, se viene debatiendo la conveniencia o no de poner coto al reciente proceso de rápido crecimiento del gasto público. La evidencia empírica procedente de Japón parece indicar que un súbito cambio de orientación de la política fiscal podría tener consecuencias adversas sobre la economía. Con todo, resulta difícil extraer conclusiones firmes a partir de un análisis narrativo, puesto que las correlaciones no implican causalidad. Así pues, a continuación pasamos a realizar una evaluación cuantitativa del giro de la política fiscal japonesa en 1997 a través de un modelo económico.

3. El modelo de la economía

Consideramos una economía neokeynesiana prototípica. Los actores en esta economía son un hogar representativo, un productor del bien final representativo, un continuo de monopolistas productores de bienes intermedios, un gobierno y un banco central.

1. Hogares

El hogar representativo elige las secuencias de consumo $\{c_t\}_{t=o}^{\infty}$, saldos reales, $\{M_{t+1}/P_t\}_{t=o}^{\infty}$, y ocio, $\{l - h_t\}_{t=o}^{\infty}$, para maximizar

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \prod_{t=0}^{t} d_t \left\{ \frac{(c_t^{\nu}(1-h_t)^{1-\nu})^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \Upsilon\left(\frac{M_t}{P_t}, \psi_t\right) \right\} \tag{1}$$

donde c_t es el consumo del bien compuesto, M_t son los saldos de dinero per cápita al final del periodo t, y h_t son las horas trabajadas expresadas como fracción de una dotación de tiempo de tamaño uno. El parámetro β denota el factor de descuento y el parámetro ν es la ponderación que el hogar asigna al consumo. Existen dos

perturbaciones que afectan a las preferencias: d_t es una perturbación de la tasa de descuento subjetiva que evoluciona con arreglo a

$$\ln(d_t) = \rho_d \ln(d_{t-1}) + \varepsilon_{d,t}. \tag{2}$$

y ψ_t es una perturbación de las preferencias sobre los saldos reales que evoluciona con arreglo a

$$\psi_t = Z_{\psi,t} exp(v_{\psi,t}) \tag{3}$$

$$v_{\psi,t} = \rho_\psi (v_{\psi,t-1}) + \varepsilon_{\psi,t} \tag{4}$$

$$Z_{\psi,t+1} = \mu_\psi Z_{\psi,t}. \tag{5}$$

Suponemos que la demanda de saldos reales presenta un punto de saturación. Es decir, suponemos que, en cualquier periodo de tiempo t, existe un $\overline{m}_t$ tal que $\Upsilon'(m_t) > 0$ para todo $m_t < \overline{m}_t$, y que $\Upsilon'(m) = 0$ para todo $m_t \geq \overline{m}_t$[5]. Consideraremos una senda de crecimiento equilibrado en la que el consumo crece a lo largo del tiempo. Con el fin de que los saldos reales sean relevantes a lo largo de la senda de crecimiento equilibrado, el punto de saturación de la perturbación de demanda de dinero tiene también que crecer a lo largo del tiempo. Éste el motivo por el que ψ tiene un componente tendencial. Se supone que la perturbación $e_{\psi,t}$ es una variable aleatoria gaussiana condicionalmente homoscedástica *i.i.d.*

La restricción presupuestaria del hogar en el periodo t es

$$(1+\tau_{c,t})c_t + x_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \tag{6}$$

$$\frac{M_{t-1}}{P_t} + (1+R_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t} + \int_0^1 \frac{\Pi_t(i)}{P_t} di + T_t + (1-\tau_{k,t}) r_t k_{t-1} + (1-\tau_{w,t}) w_t h_t + \tau_{k,t} \delta k_{t-1}/q_t$$

5. Si $\Upsilon'(m) > 0$ para todo m, entonces la restricción de tipo de interés nominal cero nunca es vinculante. Como queremos analizar la política monetaria con una restricción de tipo de interés nominal cero vinculante, debemos permitir $\Upsilon'(m_t) = 0$.

donde P_t es el nivel de precios, B_t son las tenencias de deuda nominal del hogar al final del periodo, k_{t-1} es el stock de capital al final del periodo, y x_t es la inversión. Los hogares poseen iguales volúmenes de acciones de cada una de las empresas productoras de bienes intermedios, mientras que $\Pi_t(i)$ denota el beneficio nominal per cápita de la empresa i. Los hogares pagan impuestos proporcionales $\tau_{k,t}$ y $\tau_{t,w}$ sobre el capital y la renta laboral, respectivamente, y reciben del gobierno una transferencia de suma fija de tamaño T_t. Por último, q_t es una perturbación tecnológica que afecta a la producción de bienes de inversión. En equilibrio, la perturbación definida de esta forma termina siendo el precio relativo de los bienes de inversión. Esta perturbación evoluciona con arreglo a:

$$q_t = Z_{q,t} e^{v_{q,t}} \tag{7}$$

$$v_{q,t} = \rho v_{q,t-1} + \varepsilon_{q,t} \tag{8}$$

$$Z_{q,t}/Z_{q,t-1} = \mu_q \tag{9}$$

q_t tiene dos componentes: un componente tendencial determinista que crece a la tasa μ_q y un componente estocástico estacionario $v_{q,t}$. La perturbación $e_{q,t}$ es una variable aleatoria gaussiana idéntica e independientemente distribuida (*i.i.d.),* homoscedástica, estrictamente estacionaria. Suponemos que el capital está sujeto a costes de ajuste cuadráticos y que se acumula con arreglo a

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + q_t x_t - \frac{\phi}{2}\left(\frac{q_t x_t}{k_{t-1}} - \mu_k + 1 - \delta\right)^2 k_{t-1} \tag{10}$$

Solución del problema de los hogares

El lagrangiano del problema del hogar es:

$$£ = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \prod_{t=0}^{t} d_t \left(\frac{(c_t^{\nu}(1-h_t)^{1-\nu})^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \Upsilon\left(\frac{M_t}{P_t}, \psi_t\right)\right)$$

$$+\beta^t \prod_{t=0}^{t} d_t \lambda_{c,t}[-c_t - x_t - \frac{M_t}{P_t} - \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + (1+R_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t} + \int_0^1 \frac{\Pi_t(i)}{P_t} di + T_t$$

$$+(1-\tau_{k,t})r_t k_{t-1} + (1-\tau_{w,t})w_t h_t + \tau_{k,t}\delta k_{t-1}/q_t]$$

$$+\beta^t \prod_{t=0}^{t} d_t \lambda_{k,t} \left(-k_t + (1-\delta)k_{t-1} + q_t x_t - \frac{\phi}{2}\left(\frac{q_t x_t}{k_{t-1}} - \mu_k + 1 - \delta \right)^2 k_{t-1} \right) \quad (11)$$

Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\nu (c_t^{\nu}(1-h_t)^{1-\nu})^{1-\sigma}}{c_t} = \lambda_{c,t}(1+\tau_{c,t}) \quad (12)$$

$$\frac{(1-\nu)(c_t^{\nu}(1-h_t)^{1-\nu})^{1-\sigma}}{1-h_t} = \lambda_{c,t}(1-\tau_{w,t})w_t \quad (13)$$

$$\lambda_{c,t} = \lambda_{k,t}\left[q_t - \phi\left(\frac{q_t x_t}{k_{t-1}} - \mu_k + 1 - \delta \right) q_t \right] \quad (14)$$

$$E_t \beta d_{t+1} \lambda_{c,t+1}\left[(1-\tau_{k,t+1})r_{t+1} + \tau_{k,t+1}\delta/q_{t+1}\right] - \lambda_{k,t} + E_t \beta d_{t+1}\lambda_{k,t+1} \times$$

$$\left[1 - \delta + \phi\left(\frac{q_{t+1}x_{t+1}}{k_t} - \mu_k + 1 - \delta \right)\frac{q_{t+1}x_{t+1}}{k_t} - \frac{\phi}{2}\left(\frac{q_{t+1}x_{t+1}}{k_t} - \mu_k + 1 - \delta \right)^2 \right] = 0 \quad (15)$$

$$\Upsilon_1(m_t, \psi_t) = \lambda_{c,t}\frac{R_t}{1+R_t} \quad (16)$$

$$-\lambda_{c,t}/P_t + E_t(1+R_t)\beta d_{t+1}\lambda_{c,t+1}/P_{t+1} = 0 \quad (17)$$

donde E_t es el operador esperanza condicionada a todas las variables fechadas en t y en periodos anteriores.

2. Empresas productoras del bien final

Suponemos que existen unas empresas perfectamente competitivas que producen el bien final mediante el ensamblaje de los bienes intermedios y su transformación en un único bien final. Estas empresas tienen acceso a la tecnología de producción descrita por

$$y_t = \left(\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \tag{18}$$

Las demandas de inputs que maximizan el beneficio de la empresa productora del bien final son

$$y_t(i)^d = \left(\frac{p_t(i)}{P_t} \right)^{-\theta} y_t \tag{19}$$

donde $p_t(i)$ denota el precio del bien producido por la empresa i.

3. Empresas productoras de bienes intermedios

Suponemos que existe un continuo de empresas productoras de bienes intermedios que operan en un entorno de competencia monopolística y que cada una de ellas produce un bien intermedio diferenciado con arreglo a la tecnología descrita por

$$y_t(i) = k_{t-1}(i)^{\alpha} (A_t h_t(i))^{(1-\alpha)} \tag{20}$$

donde A_t es una perturbación tecnológica que evoluciona con arreglo al siguiente proceso estocástico

$$A_t = Z_{A,t} e^{v_{A,t}} \tag{21}$$

$$v_{A,t} = \rho_A v_{A,t-1} + \varepsilon_{A,t} \tag{22}$$

$$Z_{A,t}/Z_{A,t-1} = \mu_A. \tag{23}$$

En la expresión anterior, el estado de la tecnología tiene un componente de crecimiento determinista $Z_{A,t}$ y un componente estacionario persistente $v_{a,t}$. La perturbación $e_{A,t}$ es una variable aleatoria gaussiana *i.i.d.,* homoscedástica, estrictamente estacionaria. El problema de maximización dinámica del beneficio de la típica empresa productora de bienes intermedios puede resolverse en dos etapas.

La primera etapa es la minimización del coste, lo que implica que

$$r_t = \alpha \chi_t k_{t-1}(i)^{\alpha-1} (A_t h_t(i))^{1-\alpha} \tag{24}$$

$$w_t = (1-\alpha)\chi_t A_t^{(1-\alpha)} k_{t-1}(i)^{\alpha} h_t(i)^{-\alpha} \tag{25}$$

$$\chi_t = \frac{(r_t)^{\alpha} w_t^{1-\alpha}}{\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha} A_t^{1-\alpha}} \tag{26}$$

La segunda etapa es la fijación de precios. En esta etapa, cada empresa productora de bienes intermedios escoge una secuencia $p_t(i)$. Introducimos rigidez de precios suponiendo que existe un coste convexo de ajuste de los precios en la línea de Rotemberg (1996). El problema de fijación de precios de la típica empresa productora de bienes intermedios es

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \prod_{t=0}^{t} d_t \lambda_{c,t} \left[p_t(i) y_t(i) - P_t \chi_t y_t(i) - \frac{\gamma_0}{2} P_t (\pi_t - \gamma_{1,t})^2 y_t \right] / P_t \tag{27}$$

sujeto a (20), donde $1+\pi_t(i) = p_t(i)/p_{t-1}(i)$ denota la tasa de inflación bruta y $\lambda_{c,t}$ denota el multiplicador de Lagrange de la restricción presupuestaria del hogar.

Así pues, la secuencia de precios óptimos satisface

$$\beta \frac{d_{t+1}\lambda_{c,t+1} y_{t+1}}{\lambda_{c,t} y_t} \gamma_0 (\pi_{t+1} - \gamma_{1,t+1})(1+\pi_{t+1}) = -\left[1 - \theta + \theta\chi_t - \gamma_0(\pi_t - \gamma_{1,t})(1+\pi_t)\right] \tag{28}$$

4. Política monetaria

Consideramos reglas de objetivos de tipo de interés de la siguiente forma:

$$R_t = \max[R(y_t, \pi_t, R_{t-1}), 0] \tag{29}$$

donde la función R representa un mecanismo de retroalimentación. Taylor (1993) y otros autores han confirmado que las reglas de objetivos de tipo de interés son buenas especificaciones empíricas de la política monetaria, por lo que, de ahora en adelante, denominaremos regla de Taylor a esta regla de objetivos de tipo de interés. Nuestra regla de Taylor permite que haya persistencia en el tipo de interés nominal y reconoce de forma explícita el límite inferior cero del tipo de interés nominal. Un tipo de interés nominal negativo es incoherente con un equilibrio en el que los hogares mantienen tanto dinero como bonos. Nosotros consideraremos equilibrios en los que el tipo de interés nominal alcanza su límite inferior.

5. Política fiscal

La autoridad fiscal financia sus gastos y transferencias con la recaudación de impuestos distorsionadores y la emisión de bonos en términos nominales libres de riesgo, satisfaciendo en cada periodo la siguiente restricción presupuestaria:

$$g_t + (1+R_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t} = \frac{B_t}{P_t} - T_t + \tau_{w,t} w_t h_t + \tau_{c,t} c_t + \tau_{k,t} k_{t-1}(r_t - \delta/q_t) + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \tag{30}$$

Sean $b_t \equiv \frac{B_t}{P_t}$ y $m_t \equiv \frac{m_t}{P_t}$; entonces, la restricción presupuestaria del gobierno puede reescribirse como:

$$g_t + (1+R_{t-1})b_{t-1}\frac{1}{1+\pi_t} = b_t - T_t + \tau_{w,t} w_t h_t + \tau_{c,t} c_t + \tau_{k,t} k_{t-1}(r_t - \delta/q_t) + m_t - m_{t-1}\frac{1}{1+\pi_t} \tag{31}$$

En las simulaciones posteriores, mantenemos fijos los impuestos sobre el trabajo y el capital. Sin embargo, permitiremos que haya variaciones del tipo impositivo sobre el consumo privado, así como

modificaciones del consumo público. Suponemos que estas variables evolucionan con arreglo a los siguientes procesos estocásticos:

$$\tau_{c,t} = (1-\rho_{\tau_c})\bar{\tau}_c + \rho_{\tau_c}\tau_{c,t-1} + u_{\tau_c,t} \tag{32}$$

$$g_t/y_t = (1-\rho_g)\frac{g}{y} + \rho_g \frac{g_{t-1}}{y_{t-1}} + u_{g,t} \tag{33}$$

Suponemos que las perturbaciones $u_{\tau_c,t}$, $u_{g,t}$ son independientes y están idénticamente distribuidas. Nuestro modelo satisface la proposición de equivalencia ricardiana. En la práctica, supondremos que las transferencias de suma fija se ajustan para garantizar que la restricción presupuestaria del gobierno se cumple en cada periodo.

6. Restricción agregada de recursos

La restricción agregada de recursos que utilizamos para cerrar el modelo es

$$g_t + c_t + x_t = y_t \tag{34}$$

Esta restricción de recursos omite los costes en términos de recursos del ajuste de los precios. Gran parte de la literatura neokeynesiana anterior utiliza métodos loglineales para resolver modelos análogos alrededor de un estado estacionario con inflación cero. Con estos supuestos, la restricción agregada de recursos realmente utilizada en la solución del modelo es la versión loglineal de (34). Con el fin de facilitar la comparación con la literatura previa, seguimos el ejemplo de Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2009) y omitimos los costes en términos de recursos del ajuste de los precios y del capital. Más adelante discutiremos el efecto de este supuesto sobre nuestras conclusiones.

7. Equilibrio

La posibilidad de que el tipo de interés nominal alcance su límite inferior cero plantea algunas cuestiones computacionales de interés. Estudios previos realizados por Christiano, Eichenbaum y

Rebelo (2009) y Eggertsson (2008) obtienen que las propiedades dinámicas del modelo neokeynesiano son bastante distintas cuando el tipo de interés nominal es cero. Por ejemplo, el multiplicador del consumo público puede ser cuatro veces mayor cuando el tipo de interés nominal es cero. Estas propiedades del modelo nos motivan a utilizar métodos no lineales exactos para obtener la solución de equilibrio. Comenzamos con la definición de equilibrio competitivo con previsión perfecta.

Definición de equilibrio

El modelo arriba esbozado tiene un equilibrio monopolísticamente competitivo simétrico con previsión perfecta. Utilizamos una definición secuencial de equilibrio, al ser coherente con el método que utilizamos para resolver el modelo. Dadas las condiciones iniciales $(P_{-1},\ R_{-1},\ k_0,\ m_0,\ b_0)$ y las secuencias de perturbaciones exógenas $\{d_t, A_{c,t}, q_t, T_t\}_{t=0}^{\infty}$, un equilibrio monopolísticamente competitivo simétrico es una asignación, $\{c_t, h_t, x_t, k_t, m_t, b_t, \lambda_{c,t}, \lambda_{k,t}, y_t\}_{t=0}^{\infty}$, una política económica del gobierno, $\{R_t, \tau_k, \tau_{c,t}, \tau_w, g_t, l_t\}_{t=0}^{\infty}$, una secuencia de precios, $\{r_t, w_t, \chi_t, \pi_t\}_{t=0}^{\infty}$, y un conjunto finito de números enteros, I_B, que satisface las siguientes condiciones:

a) las condiciones de optimalidad de los hogares;
b) las condiciones de optimalidad de las empresas;
c) una regla de política monetaria que satisface las siguientes propiedades: la restricción del tipo de interés cero es vinculante para todo $t \in I_B$, y $R_t = R(y_t, \pi_t, R_{t-1})$ para todos los otros $t \geq 0$; cuando $R_t > 0$, la autoridad monetaria ofrece un M_{t+1} que satisface (17); cuando $R_t = 0$, la autoridad monetaria ofrece la cantidad de dinero mínima que se necesita para saciar la demanda de saldos reales de los hogares.
d) la restricción agregada de recursos.

Condiciones de equilibrio

Nuestro modelo de la economía tiene cuatro variables exógenas, $\{d_t, A_{c,t}, q_t, \tau_{c,t}\}$, y nuestras condiciones de equilibrio determinan las 15 variables siguientes $\{c_t, h_t, x_t, k_t, m_t, \lambda_{c,t}, \lambda_{k,t}, y_t, r_t, w_t, \chi_t, \pi_t, T_t, g_t, R_t\}$. Las variables endógenas se determinan a partir del siguiente sistema de ecuaciones.[6]

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + q_t x_t - \frac{\phi}{2}\left(\frac{q_t x_t}{k_{t-1}} - \mu_k + 1 - \delta\right)^2 k_{t-1} \tag{35}$$

$$\frac{\nu\,(c_t^{\nu}(1-h_t)^{1-\nu})^{1-\sigma}}{c_t} = \lambda_{c,t}(1+\tau_{c,t}) \tag{36}$$

$$\frac{(1-\nu)(c_t^{\nu}(1-h_t)^{1-\nu})^{1-\sigma}}{1-h_t} = \lambda_{c,t}(1-\tau_{w,t})w_t \tag{37}$$

$$\lambda_{c,t} = \lambda_{k,t}\left[q_t - \phi\left(\frac{q_t x_t}{k_{t-1}} - \mu_k + 1 - \delta\right)q_t\right] \tag{38}$$

$$\beta d_{t+1}\lambda_{c,t+1}\left[(1-\tau_{k,t+1})r_{t+1} + \tau_{k,t+1}\delta/q_{t+1}\right] - \lambda_{k,t} + \beta d_{t+1}\lambda_{k,t+1}\times$$
$$\left[1-\delta+\phi\left(\frac{q_{t+1}x_{t+1}}{k_t} - \mu_k + 1 - \delta\right)\frac{q_{t+1}x_{t+1}}{k_t} - \frac{\phi}{2}\left(\frac{q_{t+1}x_{t+1}}{k_t} - \mu_k + 1 - \delta\right)^2\right] = 0 \tag{39}$$

$$\Upsilon_1(m_t, \psi_t) = \lambda_{c,t}\frac{R_t}{1+R_t} \tag{40}$$

$$-\lambda_{c,t}(1+\pi_t) + (1+R_t)\beta d_{t+1}\lambda_{c,t+1} = 0 \tag{41}$$

$$\beta\frac{d_{t+1}\lambda_{c,t+1}y_{t+1}}{\lambda_{c,t}y_t}\gamma_0(\pi_{t+1} - \gamma_{1,t+1})(1+\pi_{t+1}) = -\left[1-\theta+\theta\chi_t - \gamma_0(\pi_t - \gamma_{1,t})(1+\pi_t)\right] \tag{42}$$

6. Hemos omitido los beneficios de la relación de variables endógenas, ya que pueden derivarse a partir de la restricción presupuestaria del hogar.

$$y_t = k_{t-1}^{\alpha}(A_{c,t}h_t)^{(1-\alpha)} \tag{43}$$

$$r_t = \alpha\chi_t k_{t-1}^{\alpha-1}(A_{c,t}h_t)^{1-\alpha} \tag{44}$$

$$r_t/w_t = \frac{\alpha}{(1-\alpha)}\frac{h_t}{k_{t-1}} \tag{45}$$

$$R_t = \max[R(y_t, \pi_t, R_{t-1}), 0] \tag{46}$$

$$g_t + \frac{(1+R_{t-1})}{1+\pi_t}b_{t-1} = b_t - T_t + \tau_{w,t}w_t h_t + \tau_{c,t}c_t + \tau_{k,t}k_{t-1}(r_t - \delta/q_t) + m_t - \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} \tag{47}$$

$$g_t/y_t = \Xi\left(\frac{g_{t-1}}{y_{t-1}}, u_{g,t}\right) \tag{48}$$

$$g_t + c_t + x_t = y_t \tag{49}$$

Braun y Waki (2006) llevan a cabo un análisis de la experiencia japonesa con tipos de interés cero bajo el supuesto de previsión perfecta. La previsión perfecta resulta muy cómoda pero tiene la propiedad de que los agentes ajustan hoy sus planes para reflejar acontecimientos que tardan muchos periodos en ocurrir. Nosotros estamos interesados en modelizar la incertidumbre sobre los resultados futuros y en la resolución de la incertidumbre en cada periodo conforme la economía evoluciona secuencialmente a lo largo del tiempo. Con el fin de contemplar esta posibilidad, consideramos una regla particular (miope) de formación de expectativas y resolvemos el modelo utilizando lo que se denomina un método de tanteo ampliado (*extended shooting method*). El Apéndice contiene más detalles sobre nuestro método de solución.

4. Calibración

Calibramos los parámetros de nuestro modelo de la economía, en lugar de estimarlos. Esto se debe a que el tradicional enfoque de estimación bayesiano utiliza un sistema lineal y en este trabajo nuestra atención se centra específicamente en la dinámica no lineal.

Braun y Waki (2010) obtienen que la modelización de no linealidades resulta importante cuando la restricción de tipo de interés nominal cero es una parte explícita del modelo. Un segundo motivo que justifica nuestra decisión es que, durante una parte considerable del periodo muestral considerado (1978-1990), la dinámica del modelo de la economía viene dominada por la dinámica de transición asociada a un reducido stock de capital. Chen, Imrohoroglu y Imrohoruglu (2006) y Braun, Ikeda y Joines (2009) han obtenido que un reducido stock de capital, en combinación con la variación aparente de la productividad total de los factores, son elementos explicativos muy importantes de la experiencia japonesa posterior a la Segunda Guerra Mundial.

La calibración del modelo se asemeja notablemente a las parametrizaciones utilizadas en la literatura previa. Elegimos un parámetro de participación del capital $\alpha = 0,362$, una tasa de depreciación del capital $\delta = 0,085$ y fijamos θ, el parámetro que gobierna el grado de sustitución de los bienes intermedios en la producción del bien final, para que genere un margen de beneficio medio del 15 por ciento. Para el coeficiente de aversión relativa al riesgo, elegimos $\sigma = 2$, para la ponderación del consumo en la función de utilidad escogemos $\nu = 0,4$, y para la tasa de descuento temporal nos decantamos por $\beta = 0,9995$. Este último valor es bastante alto para un periodo de tiempo anual, pero nos permite reproducir el valor medio de la rentabilidad del capital en nuestra muestra. Elegimos 0,4 y 2, respectivamente, para los coeficientes del producto y de la inflación en la regla de Taylor. Estas elecciones son muy parecidas a las de Braun y Waki (2006). El coeficiente de inflación es algo mayor: 2, frente al 1,7 utilizado por Braun y Waki (2006). Esta decisión nos permite replicar el valor del tipo de interés nominal en Japón antes de 1985. Para el coste de ajuste de la inversión, elegimos $\phi = 2$. Esta cifra es algo inferior al valor 3, que utilizan, por ejemplo, Christiano, Lawrence y Rebelo (2009). El parámetro del coste de ajuste de los precios es $\phi_0 = 80$. Este valor se correspondería aproximadamente con una probabilidad de 0,75 de que las empresas no fueran capaces de ajustar sus precios en un

sistema de ajuste de precios a la Calvo.[7] Esta cifra también es algo menor que el valor de 109 utilizado en Braun y Waki (2006). Los coeficientes de correlación serial de los procesos estocásticos que siguen las perturbaciones de la mayoría de las variables se fijan en 0,9. La única excepción es el parámetro de persistencia del tipo de interés nominal en la regla de Taylor que se fija en el valor 0,4.

Un segundo aspecto a abordar es que las perturbaciones que afectan a las preferencias no son directamente observables. Queremos asignar un papel destacado a estas perturbaciones, así que las identificamos del siguiente modo. En primer lugar, simulamos el modelo únicamente con las perturbaciones que son observables. A partir de los estudios anteriormente citados, sabemos que una gran parte de la experiencia japonesa durante el periodo considerado puede explicarse mediante una perturbación que afecta a la productividad total de los factores, así que primero utilizamos esta perturbación.

Durante nuestro periodo muestral, se produjeron algunas importantes sorpresas de política monetaria. La primera de ellas tuvo lugar en 1986-88 tras el Acuerdo del Hotel Plaza, en el que Japón y otros países acordaron devaluar el dólar de Estados Unidos. Con el fin de esterilizar los efectos de un tipo de cambio yen-dólar más apreciado sobre la economía interna, el Banco de Japón redujo su tipo de interés oficial. Para modelizar esta sorpresa de política, permitimos la existencia de perturbaciones negativas que afectan a la regla de política monetaria durante ese periodo. Estas sorpresas son interesantes porque un gran número de economistas cree que la laxitud de la política monetaria durante ese periodo fue un factor importante en la formación de las burbujas inmobiliaria y bursátil en Japón. En segundo lugar, también suponemos la existencia de grandes sorpresas positivas de política monetaria en 1990 y 1991.

7. Para una adecuada elección de los parámetros del modelo que nos permita derivar este resultado, utilizamos el hecho de que las especificaciones de costes de ajuste de los precios de Rotemberg y Calvo tienen las mismas representaciones loglineales.

Realizamos este supuesto porque generalmente se acepta que la pronunciada subida del tipo de interés oficial desde el 3,5 por ciento en 1988 hasta el 7,5 por ciento en 1991 fue una sorpresa de política monetaria instrumentada por el Banco de Japón con el objetivo principal de poner coto a la burbuja financiera.

Dados estos supuestos de identificación, comenzamos variando la perturbación de política monetaria al objeto de replicar la evolución del tipo de interés nominal. Luego utilizamos dos perturbaciones de demanda para replicar primero la evolución del producto y después para reajustar la evolución del tipo de interés nominal[8]. Esto funciona razonablemente bien porque los efectos de las dos perturbaciones de preferencias tienen efectos bien distintos sobre el producto. La perturbación sobre la ponderación del consumo tiene un gran efecto sobre el producto. El modificador de la tasa de descuento subjetiva presenta un notable efecto sobre el tipo de interés pero su impacto sobre el producto es muy modesto. Así pues, determinamos el producto para un determinado valor de la perturbación de política monetaria mediante la utilización del modificador de la ponderación del consumo. Seguidamente, variando la perturbación de la tasa de descuento, podemos reajustar el tipo de interés nominal sin tener que reajustar de nuevo el producto.

Nuestra estrategia de utilizar el modelo para recuperar perturbaciones inobservables a partir de la variación aparente de la productividad total de los factores y de las importantes perturbaciones de política monetaria acaecidas en 1986-88 y 1990-1991 da como resultado una secuencia de perturbaciones que reproduce razonablemente bien las trayectorias reales del producto

8. La primera de estas perturbaciones modifica la ponderación del consumo y la segunda la tasa de descuento temporal. La perturbación que afecta a la relación entre el consumo presente y el ocio no se incluye de forma explícita en el modelo. Sin embargo, afecta a la decisión intratemporal de forma idéntica a como lo hace una variación del tipo impositivo sobre el consumo. También afecta a la condición de primer orden intertemporal. Sin embargo, este segundo efecto es muy pequeño en nuestras simulaciones. Por tanto, generamos este tipo de perturbación mediante una alteración de τ_c.

y del tipo de interés nominal entre 1978 y 1990 (véanse los Gráficos 16 y 17).

Gráfico 16. Producto: Modelo y datos de Japón. Desviaciones con respecto a una tendencia del 2 por ciento

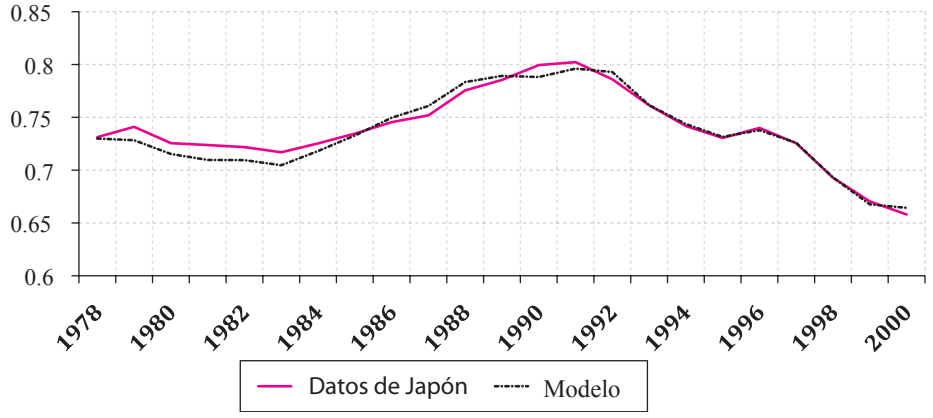
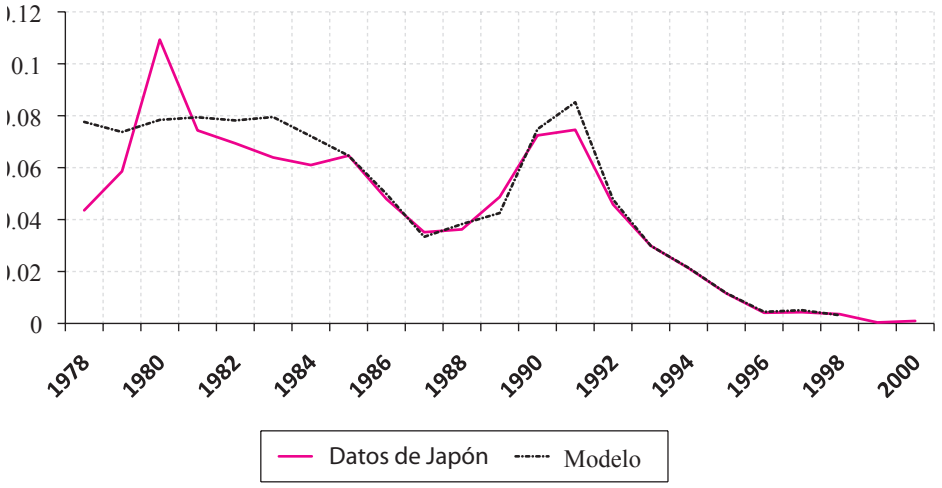


Gráfico 17. Tipo de interés nominal: Modelo y datos de Japón



Para el periodo posterior a 1990, utilizamos un supuesto de identificación adicional, a saber, que no se producen más sorpresas de política monetaria. Además, utilizamos las dos perturbaciones

de demanda con el fin ajustar las respuestas del producto y del tipo de interés nominal para una secuencia dada de la tecnología y del consumo público, de forma que el modelo reproduce las sendas efectivamente seguidas por esas dos variables entre 1991 y 2000 (véanse los Gráficos 16 y 17). En nuestras simulaciones del modelo de la economía, el tipo de interés nominal es cero en 1999 y 2000, los dos últimos periodos de la simulación.

El Apéndice incluye una descripción de nuestra estrategia de solución.

5. Resultados

La contracción fiscal de 1997 contenía tres importantes elementos. En primer lugar, el porcentaje que representa el consumo público sobre el producto cayó un 3 por ciento entre 1996 y 1997. En segundo lugar, el impuesto sobre el valor añadido se incrementó un dos por ciento. En tercer lugar, esta política fiscal más restrictiva tuvo lugar en un entorno de tasas de inflación cercanas a cero y de enorme laxitud de la política monetaria. El tipo de interés interbancario a un día no garantizado tuvo un valor medio del 0,43 por ciento en 1997. En nuestro modelo de la economía, los agentes esperan una deflación y tipos de interés nominales cero en algunos periodos futuros a partir de 1994.

Ya hemos explicado que la recesión japonesa de 1997 fue un evento umbral. Y nos hemos preguntado si la contracción de la política fiscal en 1996-7 resultó prematura. Utilizando el modelo de la economía descrito en la sección precedente podemos ahora realizar ejercicios hipotéticos para evaluar el papel cuantitativo desempeñado por el endurecimiento de la política fiscal en la recesión que se inició en 1997. En lugar de una subida del impuesto sobre el valor añadido y de una reducción del consumo público, como realmente ocurrió en Japón, ahora suponemos que a comienzos de 1997 se produjeron buenas noticias de política económica. En concreto, suponemos que a los agentes de nuestro modelo económico se les informa al comienzo del periodo de que el consumo público aumentará un 3 por ciento y el impuesto sobre el valor añadido se reducirá un 2 por

ciento en el periodo vigente. En resumen, la buena noticia es que no hay una contracción fiscal. El parámetro de correlación serial de ambas variables fiscales se fija en 0,9 de modo que estas buenas noticias sobre política fiscal sean persistentes pero no permanentes. Como vimos anteriormente, la deuda pública de Japón estaba creciendo en ese momento y no parece razonable suponer que las perturbaciones fiscales fueran a ser permanentes[9]. El Cuadro 1 presenta los resultados de esta simulación hipotética para una serie de variables macroeconómicas. Los resultados vienen expresados en variaciones porcentuales con respecto a la simulación de referencia.

Cuadro 1
Ejercicio hipotético con un menor impuesto sobre el consumo y un mayor consumo público

	Año			
Variación porcentual con respecto a la simulación de referencia	1997	1998	1999	2000
Tipo de interés real	1,24	0,24	-1,38	-0,07
Producto	0,64	-0,57	3,56	0,68
Consumo	0,22	-0,48	2,12	0,36
Horas	1,01	-0,89	5,78	0,88
Inversión	-0,04	-1,80	4,52	0,23
Tasa de inflación	1,00	-0,65	1,39	0,07
Multiplicador del consumo público (dy/dg)	1,19	-1,83	3,99	1,61
Tipo de interés nominal	2,55	0,00	0,00	0,00

Las buenas noticias sobre política fiscal estimulan la actividad económica en 1997. El estímulo afecta a la economía a través de dos canales distintos. En primer lugar, el mayor consumo público genera un efecto de sustitución intertemporal que eleva el tipo de

9. Más adelante, repetimos el ejercicio de política con diversos valores del parámetro de persistencia para explorar la robustez de nuestros resultados al grado de persistencia de la perturbación que afecta al consumo público.

interés real y el producto en la línea de los análisis clásicos de Hall (1977) y Barro (1981). El mayor consumo público induce asimismo un efecto de expulsión sobre el consumo privado. Sin embargo, el menor tipo impositivo sobre el consumo compensa este efecto, de forma que el consumo aumenta moderadamente. El tamaño total del multiplicador del consumo público en el periodo inicial es 1,2.

La mayor demanda pública de bienes y servicios también eleva la tasa de inflación en 1997. Esto, a su vez, afecta a las expectativas de los hogares sobre la inflación futura. La inflación esperada es mayor en todos los periodos excepto en 1998 y los hogares esperan que el tipo de interés nominal continúe siendo positivo hasta 2000. A efectos comparativos, en la simulación de referencia los hogares observaban mayores impuestos sobre el consumo y menor consumo público en 1997 y esperaban que el tipo de interés nominal descendiera a cero en 1998.

En 1998, un nuevo conjunto de perturbaciones afecta a nuestro hipotético modelo de la economía, actuando para llevar el tipo de interés nominal hasta cero en 1998. Es decir, un periodo antes que en la simulación de referencia y dos periodos antes de lo que los agentes esperaban. El hecho de alcanzar el límite inferior cero tiene un efecto contractivo sobre la economía. El multiplicador del consumo público continúa siendo mayor que uno pero ahora es negativo.

Los mayores efectos positivos del estímulo fiscal sobre la economía tienen lugar en 1999. En ese año, el producto supera en un 1,4 por ciento y el consumo en un 3,6 por ciento sus valores de referencia. Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2009) documentan que el multiplicador del consumo público es elevado cuando el tipo de interés nominal es cero. Aquí se puede observar un ejemplo de este resultado. Con el tipo de interés nominal situado en su límite inferior cero, la magnitud del multiplicador del consumo público es 4 en 1999. Es decir, aproximadamente del mismo tamaño que el obtenido por Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2009) en un modelo neokeynesiano similar con acumulación de capital.

La hipotética perturbación fiscal positiva de 1997 también presenta efectos favorables sobre la actividad económica en 2000. La magnitud de las respuestas es, sin embargo, algo inferior. El producto crece un 0,68 por ciento y el factor trabajo un 0,88 por ciento con respecto a sus valores de referencia. La respuesta de la inflación es también positiva pero pequeña (0,07 por ciento). En los años posteriores a 2000, las respuestas de la mayoría de variables continúan siendo positivas pero su magnitud decrece a medida que se agotan los efectos de la perturbación.

Para hacernos una idea de los efectos agregados de esta política, a continuación promediamos las respuestas a lo largo de los cuatro años (1997-2000) que recoge el Cuadro 1. La conclusión que emerge es que la repentina contracción fiscal de 1997 tuvo importantes efectos negativos sobre la actividad económica japonesa. La actividad económica es sustancialmente mayor cuando invertimos el sentido de la contracción fiscal. El producto per cápita es un 0,78 por ciento mayor y el consumo un 0,55 por ciento mayor en promedio anual. También se observan acusados efectos en el mercado de trabajo. El factor trabajo aumenta un 1,7 por ciento en promedio anual durante el mismo periodo. Por último, la presión deflacionista se atenúa y el valor de la tasa de inflación anual crece un 0,45 por ciento en promedio.

Pasamos ahora a considerar el papel individual desempeñado por las dos perturbaciones. El Cuadro 2 presenta los resultados obtenidos cuando mantenemos fijo el impuesto sobre el consumo y únicamente aumentamos el consumo público. Comparando los Cuadros 1 y 2, vemos que las magnitudes de las respuestas sólo se moderan levemente. La respuesta del producto en 1997 pasa a ser algo menor. El consumo cae ahora en 1997 pero la inversión es mayor que en la simulación de referencia. De nuevo, existe un efecto contractivo derivado del inicio prematuro e imprevisto del periodo de tipos de interés nominales cero en 1998. Sin embargo, el mayor consumo público continúa teniendo efectos positivos sobre el producto tanto en 1999 como en 2000. Recuérdese que, en la simulación de referencia, esos efectos son cero en 1999 y 2000. A la luz de este ejercicio hipotético, concluimos que la mayor parte

de los efectos proceden del mayor consumo público y no del menor impuesto sobre el consumo.

Cuadro 2
Ejercicio hipotético sólo con un mayor consumo público

	Año			
Variación porcentual con respecto a la simulación de referencia	1997	1998	1999	2000
Tipo de interés real	1,24	0,14	-1,35	-0,11
Producto	0,38	-0,58	3,40	0,57
Consumo	-0,28	-0,74	1,78	0,09
Horas	0,59	-0,91	5,48	0,67
Inversión	0,07	-1,46	4,58	0,34
Tasa de inflación	1,10	-0,52	1,45	0,11
Multiplicador del consumo público (dy/dg)	0,75	-1,84	3,92	1,40
Tipo de interés nominal	2,65	0,03	0,08	0,00

También hemos realizado ejercicios hipotéticos en los que reducimos la persistencia de la perturbación sobre el consumo público. Esta reducción atenúa la respuesta del producto. Esto se debe a que en nuestras simulaciones operan dos efectos. Uno de ellos es el obtenido por Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2009). Estos autores hallan que reducir la persistencia de la perturbación sobre el consumo público eleva el tamaño de la respuesta inicial del producto a un cambio muy pequeño en el aumento del consumo público. En su experimento, no cambia el número de periodos en los que la restricción de tipo de interés nominal cero es vinculante. Sin embargo, nosotros venimos aquí considerando perturbaciones sobre el consumo público de tamaño considerable y empíricamente relevantes. En nuestro contexto, una perturbación fuerte y persistente sobre el consumo público reduce el número de periodos en los que el tipo de interés es cero. Este segundo efecto domina sobre el impacto que destacan Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2009) y es responsable del resultado que obtenemos nosotros, a

saber, que la respuesta total del producto a un impulso transitorio del consumo público es inferior a la respuesta del producto a una perturbación persistente sobre el consumo público.

6. Conclusiones

Hemos visto que existen numerosos elementos comunes entre la actual situación española y la experiencia japonesa de los años 90. En la década de los años 90, Japón elevó rápidamente el gasto público y utilizó recortes transitorios del impuesto sobre la renta para estimular el consumo. Sin embargo, las autoridades económicas japonesas decidieron cambiar el rumbo de su política a los primeros signos de recuperación. El resultado fue una grave recesión. Esta recesión, al ocurrir inmediatamente después de las fuertes caídas de los precios de los activos y del suelo, debilitó los balances del sector financiero japonés hasta el punto de llevar a la quiebra a algunas de las mayores entidades de servicios financieros niponas y dejar seriamente maltrechas a las entidades supervivientes. Lo que siguió a continuación fue un periodo de estancamiento que duró hasta 2006. Los resultados del análisis cuantitativo que hemos realizado aquí sugieren que la profundidad de la recesión de 1997 podría haberse atenuado sustancialmente si la política fiscal no hubiera cambiado de rumbo de una forma tan rápida. Las simulaciones de nuestro modelo sugieren que el repentino giro fiscal de 1997 redujo el crecimiento medio del producto en torno a un 1 por ciento anual entre 1997 y 2000.[10] El giro fiscal también acentuó la presión deflacionista, ya que redujo la tasa de inflación alrededor de medio punto porcentual en promedio durante el mismo periodo. Aunque no hemos establecido una relación causal entre la recesión de 1997 y el posterior estancamiento sufrido por Japón, los resultados que hemos discutido en este artículo nos advierten contra un súbito endurecimiento de la política fiscal en España en la actual coyuntura.

10. El PNB per cápita japonés cayó a una tasa media anual del 0,8 por ciento entre 1997 y 2000. En cambio, en nuestra simulación sin giro fiscal repentino, el crecimiento medio del PNB per cápita es del 0,25 por ciento.

Referencias

Barro, R. (1981), "Output effects of government purchases", *Journal of Political Economy* 89, 1086-1121.

Braun, R. A., D. Ikeda y D. H. Joines (2009), "The saving rate in Japan: Why it has fallen and why it will remain low", *International Economic Review* 50, 291-321.

Braun, R. A. y T. Oda (2009), "Real balance effects in a zero interest rate environment", manuscrito no publicado.

Braun, R. A. e Y. Waki (2006), "Monetary policy during Japan's lost decade", *Japanese Economic Review* 57, 324-344.

Braun, R. A. e Y. Waki (2010), "On the fiscal multiplier when the zero bound on nominal interest rates is binding", manuscrito no publicado.

Castiglionesi, F. y C. Ornaghi (2009), "Dynamics in the Spanish manufacturing sector: Evidence from aggregate and firm-level data", manuscrito no publicado.

Chen, K., A. Imrohoroglu y S. Imrohoroglu (2006), "The Japanese saving rate", *American Economic Review* 96, 1850-1858.

Christiano, L., M. Eichenbaum y S. Rebelo (2009), "When is the government spending multiplier large?", manuscrito no publicado.

The Economist (2004), "Flimsy foundations", 373, núm. 3405, 71-72.

Eggertsson, G. B. (2008), "Can a tax cut deepen the recession?", manuscrito no publicado.

Hall, R. E. (1977), "Investment, interest rates, and the effects of stabilization policies", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 61-103.

Heer, B. y A. Maussner (2008), *Dynamic General Equilibrium Modelling*, Springer, Berlín-Heidelberg-New York.

Hoshi, T. y A. Kashyap (2001), *Corporate Financing and Governance in Japan*, MIT Press, Cambridge, MA.

Milhaupt, C. y G. Miller (1997), "Cooperation, conflict and convergence in japanese finance: Evidence from the 'Juusen' problem", *Law and Policy in International Business* 29, 1-78.

Moriguchi C. y H. Ono (2006), "Japanese lifetime employment: A century's perspective" en M. Bloomstrom y S. La Croix (eds.), *Institutional Change in Japan*, Routledge, Nueva York.
Rotemberg, Julio (1996), "Prices, output and hours: An empirical analysis based on a sticky price model", *Journal of Monetary Economics* 37, 505-33.

Apéndice: Estrategia de solución

Nuestra estrategia de solución es algo heterodoxa, por lo que motivaremos brevemente nuestra elección. En primer lugar, los resultados obtenidos por Braun y Waki (2009) sugieren que las no linealidades son muy importantes y no deben ser ignoradas en la solución de un modelo en el que la restricción de no negatividad sobre el tipo de interés nominal es vinculante en ocasiones. Por desgracia, este tipo de restricción de relajación presenta un alto grado de endogeneidad y el equilibrio es muy no lineal. Braun y Waki (2006) subrayan que una definición completa de equilibrio incluye una descripción de las fechas en las que el tipo de interés nominal es cero y en las que es positivo y esas fechas son muy endógenas. En principio, puede haber múltiples periodos en los que el tipo de interés nominal es cero. Para simplificar las cosas, Braun y Waki (2006) suponen que el tipo de interés nominal es cero sólo durante un único intervalo de tiempo continuo, tras el cual pasa a ser positivo. Nosotros realizamos aquí el mismo supuesto. Incluso con este supuesto especial, hallar la solución de este equilibrio en condiciones de previsión perfecta puede ser una tarea extremadamente difícil. Los métodos como el de Newton fracasan porque el intervalo en el que el tipo de interés nominal se sitúa en cero es endógeno y las políticas se modifican cuando el intervalo cambia.

El segundo motivo es que queremos permitir que los hogares experimenten los efectos de las perturbaciones en tipo real. Las fuertes oscilaciones recientemente observadas en los precios del suelo y de los activos reflejan la respuesta colectiva de los inversores ante fuertes perturbaciones. Nosotros estamos interesados en un

modelo que nos permita observar el modo en que los hogares actualizan sus expectativas en tiempo real conforme se ven afectados por fuertes perturbaciones. Estos dos motivos nos inducen a utilizar una variante de una técnica denominada tanteo ampliado (véase en Heer y Maussner, 2008, por ejemplo, una descripción del tanteo ampliado). Comenzando a partir del periodo inicial, resolvemos el modelo hacia adelante durante 100 periodos (años) y suponemos que el modelo alcanza su estado estacionario en el periodo 101. Expresamos el conjunto de condiciones de equilibrio como un gran conjunto de ecuaciones no lineales. Todas las perturbaciones futuras se igualan a cero. A continuación, movemos el tiempo hacia adelante en un periodo. Los hogares experimentan una nueva serie de perturbaciones y tenemos un nuevo conjunto de condiciones iniciales. Los hogares nuevamente resuelven su problema objetivo hacia adelante durante 100 periodos. Esta secuencia se repite para todo el periodo muestral (1978-2000).

Esta metodología nos permite resolver las condiciones de equilibrio no lineal exactas. Al resolver el modelo en tiempo real, también podemos ver cómo cambian las expectativas en tiempo real. Por último, nuestra estrategia de solución nos permite limitar a un pequeño conjunto de periodos el problema del tratamiento de la restricción del límite inferior cero. En la mayoría de los periodos, los hogares asignan probabilidad cero a que la restricción sea vinculante en equilibrio. Luego, en los últimos 5-8 periodos en los que los hogares anticipan/experimentan una restricción vinculante, resolvemos el modelo a mano utilizando métodos de conjetura y verificación para hallar el intervalo en el que el tipo de interés nominal es cero.

La principal limitación de esta metodología es que las expectativas sobre el futuro en cualquier periodo dado son únicas. Sin embargo, esta estrategia pone también de manifiesto un problema difícil. Cualquier método de formulación de expectativas general exigirá que los agentes formen probabilidades dependientes de los estados en el intervalo en el que la restricción sobre el tipo de interés nominal es vinculante.

Comentarios

Josep Pijoan-Mas
CEMFI

En este artículo, Anton Braun y Javier Díaz-Giménez trazan un paralelismo muy sugerente entre la actual recesión en España y la recesión japonesa de los años 90. Dada la semejanza de contextos económicos, los autores sostienen que podemos extraer enseñanzas de los posibles errores de política económica cometidos por el Gobierno japonés durante aquellos años. En concreto, parte de la responsabilidad del estancamiento japonés de los últimos años 90 ha sido achacada a la contracción de la política fiscal nipona adoptada en 1997, cuando la economía comenzaba a mostrar claros síntomas de recuperación. En España, con un déficit público en torno al 11% del PIB, a partir del segundo semestre de 2010 está previsto aplicar una subida del 2% en el Impuesto sobre el Valor Añadido, a la que seguirán recortes del gasto público. ¿Van estas medidas a agravar la actual recesión? Anton Braun y Javier Díaz-Giménez creen que sí.

Similitudes entre Japón y España

El paralelismo entre la experiencia japonesa de los años 80 y 90 y la reciente evolución de la economía española es verdaderamente notable. Los autores muestran que ambos países han experimentado un proceso muy similar de fuertes subidas de los precios de los activos (renta variable bursátil e inmuebles) durante los 4-5 años previos a su pico, seguido del mismo tipo de desplome, induciendo a numerosos analistas a hablar del final de un periodo de burbuja en ambos países. Los motivos subyacentes en estos cambios podrían ser similares. En ambos países se produjo una enorme expansión del crédito bancario durante los años de auge, que probablemente alentó la demanda de activos. En los dos países se registró un súbito frenazo de la escalada de precios coincidiendo con el término del periodo de crédito laxo. El Banco de Japón, preocupado por los elevados precios inmobiliarios, comenzó a elevar el tipo de interés

en 1990. España ha sufrido, por su parte, el colapso del crédito derivado de la actual recesión mundial.

Por si la análoga experiencia financiera no fuera bastante, Japón y España también han experimentado un crecimiento económico comparable durante la segunda mitad del siglo XX. Tras el fin de la ocupación aliada en 1952, Japón inició un proceso de transformación económica, con un crecimiento medio del PIB real cercano al 10% hasta la recesión de 1973. España registró una transformación económica fundamental a partir de 1959, con el Plan de Estabilización y el final del periodo de autarquía. El crecimiento medio del PIB per cápita se situó en torno al 7% hasta la crisis del petróleo. Japón y España fueron las economías con mayores tasas de crecimiento del periodo, mostrando una clara dinámica de transición hacia estados estacionarios con mayores niveles de renta (véase Chen, Imrohoroglu e Imrohoroglu, 2006, para el caso japonés). Y lo que es más importante, los 15 años previos a la recesión japonesa de 1991 y a la recesión española de 2008 volvieron a ser periodos de crecimiento muy rápido del PIB en comparación con otras economías industrializadas.

Diferencias entre Japón y España

Aunque todas estas similitudes son muy interesantes, los autores también señalan importantes diferencias en el tipo de recesión que han sufrido los dos países. La magnitud del desplome de la actividad real en España ha sido mucho más acusada de lo que jamás llegó a serlo en Japón. El PIB per cápita y la producción industrial han caído notablemente en España tras el desplome de los precios de los activos, mientras que en Japón siguieron creciendo o disminuyeron de forma gradual a lo largo de varios años. Estas diferencias en la gravedad de la recesión son aún más amplias en el mercado de trabajo. La tasa de ocupación ha caído un 8 por ciento en España al cabo de 8 trimestres desde el máximo cíclico, mientras que en Japón sólo disminuyó un 1,2 por ciento en el mismo periodo.

Además, la experiencia de crecimiento durante los años previos al desplome de los precios de los activos también fue sustantivamente

distinta. Como muestran Hayashi y Prescott (2002), el crecimiento del PIB japonés entre 1983 y 1991 se basó en el progreso tecnológico. En particular, la Productividad Total de los Factores creció un 2,4% en promedio durante ese periodo. En España, en cambio, el crecimiento de la Productividad Total de los Factores se situó en torno a cero entre 1994 y 2007 (véase Conesa y Kehoe, 2009).

Así pues, ¿qué utilidad tiene la comparación?

Con el fin de aprender de los errores de política económica japoneses, los autores formulan un modelo neokeynesiano convencional y lo calibran con datos de la economía japonesa. Un elemento económico fundamental del modelo consiste en tener en cuenta el límite inferior igual a cero del tipo de interés nominal fijado por el Banco de Japón. Un resultado bien conocido es que, en esta situación, los modelos neokeynesianos predicen que el multiplicador del gasto público sobre el producto es elevado, por lo que la reducción del gasto público induce fuertes caídas de la actividad real (véase, por ejemplo, Christiano, Eichebaum y Rebelo, 2009).

En 1997, el Gobierno japonés redujo el gasto público y elevó los impuestos sobre el consumo. Lo que siguió a continuación fue una contracción del PIB real. Para medir el grado en que la caída del PIB puede achacarse al cambio de orientación de la política fiscal, los autores simulan un escenario hipotético en el que, en 1997, el gasto público se eleva en un 3% y el impuesto sobre el valor añadido se reduce en un 3%. La comparación entre la serie temporal generada por el modelo de la economía con la política fiscal efectivamente aplicada en Japón en 1997 y la generada por el modelo de la economía con esa política fiscal hipotética revela que el PIB per cápita podría haber sido en promedio un 1% menor entre 1997 y 2001 debido a la adopción de políticas equivocadas. Ésta es la lección que deberían aprender las autoridades económicas españolas.

En resumen, todo el análisis termina siendo un ejercicio de gestión de demanda agregada en un contexto de tipos de interés cero. Es en cierta medida decepcionante que todas las similitudes

relevantes entre España y Japón reseñadas en la primera parte del artículo están visiblemente ausentes. En particular, los cambios de los precios de los activos no desempeñan ningún papel. Además, las variaciones de la actividad real en el modelo de la economía japonesa dependen de una multitud de perturbaciones exógenas, como es tradicional en la literatura. Por tanto, la suave caída de la actividad económica que sigue al cénit de los precios de los activos en Japón exigirá un conjunto de realizaciones de las perturbaciones distinto del necesario para representar el brusco desplome de la actividad económica real en España. La única similitud básica entre España y Japón que el trabajo explota es el contexto de tipos de interés muy bajos que podrían inducir elevados multiplicadores del gasto público sobre el producto.

Así pues, el artículo no logra explotar las notables similitudes en la historia de los cambios en los precios de los activos entre los dos países, ni las diferencias en la forma del subsiguiente declive económico. En concreto, para entender los vínculos entre los cambios en los precios de los activos y la caída de la actividad económica, sería interesante considerar un modelo con vivienda y capital productivo, con problemas de información en el sector crediticio y con un sector bancario bien definido. Estos elementos son importantes porque la caída de los precios de la vivienda podría inducir una reducción del consumo debido a (a) el fuerte descenso de la riqueza de numerosos hogares y (b) que muchos hogares podrían estar sujetos a una restricción crediticia vinculante ya que la vivienda en propiedad es la principal garantía del crédito al consumo. Los problemas en el sector bancario y la caída del crédito podría reducir el consumo porque (a) numerosos bienes (sobre todo, duraderos) se compran a crédito y (b) conforme el crédito pasa a ser más caro o a no estar disponible, los hogares podrían elevar su ahorro por motivo de precaución. Japón y España ha registrado experiencias similares en términos de precios de la vivienda, cotizaciones bursátiles y crédito bancario. Ambos países cuentan con poblaciones envejecidas con incentivos similares a ahorrar para la jubilación. ¿Podemos aprender de la experiencia japonesa en estas otras dimensiones? En realidad, los efectos del endurecimiento de la política fiscal en

Japón podrían perfectamente depender de su interacción con todos estos elementos, al igual que podría suceder en el caso español.

Tres comentarios finales

Como comentarios finales, existen tres aspectos relevantes que los autores no abordan y que vienen recibiendo escasa atención en el actual debate. En primer lugar, podríamos estar atravesando una situación de mayor importancia que una mera recesión originada por una caída en la demanda agregada. Quizá los 15 años de expansión económica en España que finalizaron en 2008 no fueron tan sólidos. Como mencioné anteriormente, el crecimiento de la Productividad Total de los Factores fue nulo durante el periodo. Mucha gente ahora opina que el crecimiento basado en el auge del sector de la construcción ha desaparecido para siempre. Ciertamente, este estado de cosas es muy distinto de la experiencia japonesa de los años 80, cuando los hogares de las economías más ricas del mundo compraban ordenadores y reproductores de video japoneses y cuando los coches y motocicletas japonesas elevaban su cuota de mercado en todos los países. Por tanto, quizás la principal preocupación del Gobierno debería centrarse en las políticas de oferta y no en la gestión de la demanda.

En segundo lugar, con respecto al efecto del gasto público sobre el PIB, nuestros actuales modelos macroeconómicos dejan claro que el tamaño de los multiplicadores depende del grado de sustitución entre los bienes públicos y los bienes privados (véase, por ejemplo, Hall 2009). En particular, para que los multiplicadores existan, el gasto público debe entrar de forma separada en la función de utilidad y tener pocos sustitutos en los mercados privados. La mayor parte de la evidencia empírica sobre los efectos del gasto público sobre el PIB se basa en el gasto militar, que claramente satisface estas condiciones. Por tanto, más que hablar de cuánto debería aumentar el gasto público, o de lo perjudicial que es reducirlo, también podría tener interés discutir su composición. En esta línea, el trabajo de Ercolani y Pavoni (2008) resulta muy interesante, al mostrar que los aumentos del consumo privado debidos a expansiones del gasto público proceden principalmente de aumentos del gasto público

en sanidad. Esta novedosa evidencia proviene de datos italianos de corte microeconómico que han sido cruzados con variaciones regionales del gasto público.

En tercer lugar, y relacionado con el comentario precedente, carecemos de evaluaciones de los efectos de la política fiscal anticíclica en términos de bienestar. Si el gasto público inútil pudiera elevar el producto (imaginemos, por ejemplo, que se paga a obreros de la construcción para cavar agujeros y luego taparlos), ¿deberíamos llevar a cabo estas actividades? ¿Cuáles son sus beneficios en términos de bienestar? Aun cuando un Gobierno esté persuadido de la necesidad de adoptar una política fiscal expansiva, debemos prestar mucha atención al uso que se le da a ese gasto y pensar en la asignación óptima de esos recursos.

Referencias

Chen, K., A. Imrohoroglu y S. Imrohoroglu (2006), "The Japanese saving rate", *American Economic Review* 96, 1850-1858.

Christiano, L., M. Eichenbaum y S. Rebelo (2009), "When Is the government spending multiplier large?", NBER Working Paper 15394.

Conesa, J. C., y T. J. Kehoe (2009), "Productivity, taxes and hours worked in Spain: 1970–2000", manuscrito no publicado.

Ercolani, V. y N. Pavoni (2008), "The effect of government consumption on private consumption: Macro evidence from micro data", manuscrito no publicado.

Hayashi, F. y E. C. Prescott (2002), "The 1990s in Japan: A lost decade", *Review of Economic Dynamics* 5, 206-235.

Hall, R. (2009), "By how much does GDP rise if the government buys more output?", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 183-249.

La subida del impuesto sobre el valor añadido en España: demasiado cara y demasiado pronto[1]

Juan Carlos Conesa
Universitat Autónoma de Barcelona

Javier Díaz-Giménez
IESE Business School

Julián Díaz-Saavedra
Universidad de Granada

Josep Pijoan-Mas
CEMFI y CEPR

1. Introducción

En septiembre de 2009 el gobierno español anunció que el 1 de julio de 2010 el tipo general del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) subiría del 16 por ciento actual al 18 por ciento, que el tipo reducido subirá del 7 al 8 por ciento, y que el tipo súper reducido, el que se aplica a los alimentos básicos, se mantendrá en el 4 por ciento. Este artículo mide el impacto de estas medidas sobre el conjunto de la economía. Concretamente, calculamos sus consecuencias sobre los principales agregados macroeconómicos, sobre la recaudación de todo el sistema fiscal y sobre la distribución de cargas fiscales entre varios grupos sociales.

Según la teoría económica los aumentos de los tipos de los impuestos indirectos como el propuesto por el gobierno español

1. Le agradecemos a Mario Alloza su excelente labor como ayudante de investigación. Díaz-Giménez y Díaz-Saavedra agradecen al Ministerio de Ciencia y Tecnología la Beca de Investigación ECO2008-04073.

afectan de varias formas a las decisiones de los hogares: en primer lugar se produce un efecto sustitución porque la subida de los tipos del IVA cambia el precio relativo del consumo y de las actividades no remuneradas, entre las que se encuentra el ocio, pero también el trabajo doméstico y las actividades que se realizan en la economía sumergida. Los bienes y servicios que se compran en el mercado se encarecen con respecto a los que se producen sin remuneración formal. Por lo tanto, en términos relativos el tiempo dedicado a actividades no remuneradas formalmente se abarata con relación al tiempo dedicado a trabajar y la oferta de trabajo disminuye. Otra forma de interpretar este cambio es pensar en términos de la decisión de comprar bienes y servicios en el mercado o producirlos en casa. Cuando suben los tipos del impuesto sobre el valor añadido los bienes comprados en el mercado se encarecen con relación a los producidos en casa y los hogares responden dedicando menos tiempo a trabajar y más a la producción doméstica. Por lo tanto, la consecuencia esperable de un aumento de los tipos del IVA, es una caída del consumo, de las horas trabajadas y de la inversión –que cae porque los hogares del modelo saben que van a trabajar menos también en el futuro.

En segundo lugar la subida de los tipos del IVA produce un efecto renta que se debe al aumento de la presión fiscal. Los hogares se dan cuenta de que van a ser más pobres a partir de 2010 y de que su capacidad de compra se va a reducir. En respuesta a este empobrecimiento relativo de los hogares cabría esperar una disminución adicional del consumo y un aumento de la oferta de trabajo. Sin embargo, si el gobierno devuelve a los ciudadanos el aumento de la recaudación, ya sea aumentando las transferencias, mejorando la provisión de bienes públicos con sustitutos cercanos en el sector privado, o mediante una reducción de la deuda pública, entonces el efecto renta desaparece. Naturalmente, los nuevos ingresos fiscales acaban volviendo a la sociedad por alguno de esos caminos, pero seguramente lo hacen de forma asimétrica: algunos hogares se benefician de las transferencias en una proporción mayor que otros. Eso hace que las cuantías de los efectos renta puedan ser muy distintas para hogares diferentes. Nuestro modelo con

hogares heterogéneos esta específicamente diseñado para recoger estas diferencias.

Por último, el anuncio en 2009 del aumento de los tipos del IVA en 2010 cambia los precios relativos entre consumir en 2009 y consumir en 2010. Consumir en 2009 se abarata y hacerlo en 2010 se encarece. Por lo tanto los hogares adelantarán sus planes de gasto de consumo –sobre todo de bienes duraderos– consumirán más antes de la subida y menos después de que la subida se haya producido.

Para calcular las magnitudes de todos esos cambios potenciales y su impacto sobre el conjunto de la economía, utilizamos dos modelos económicos diferentes. El primero es un modelo de crecimiento neoclásico con un hogar y una empresa representativos y con impuestos muy similar al descrito en Conesa y Kehoe (2009). El segundo es un modelo con generaciones solapadas y hogares heterogéneos también neoclásico y muy parecido al que se describe en Díaz-Giménez y Díaz-Saavedra (2009). Calibramos los dos modelos para que sean consistentes con los mismos agregados macroeconómicos de la economía española en 2008. El modelo de generaciones solapadas, además, reproduce la estructura demográfica y la distribución de la renta laboral de la economía española. El primer modelo es mucho más sencillo que el segundo y nos permite analizar e interpretar fácilmente los cambios agregados. En cambio el segundo modelo nos permite estudiar con todo detalle las consecuencias distributivas de las subidas anunciadas.

El ejercicio de comparación que efectuamos requiere simular numéricamente los dos modelos usando dos escenarios distintos. En el escenario de referencia el gasto público y todos los tipos impositivos permanecen constantes con los mismos valores de 2008, durante 2009, 2010, y los años sucesivos. El segundo escenario es el escenario de la reforma. En 2009 el gobierno anuncia que el tipo del impuesto sobre el consumo va a aumentar en dos puntos porcentuales en 2010. Para calcular las consecuencias de la reforma comparamos las series económicas que se generan en estos dos escenarios.

Nuestros resultados confirman que el aumento de los tipos del impuesto del valor añadido tiene un impacto negativo importante sobre la producción mediada a coste de factores. En el modelo con un hogar representativo la subida de los tipos supone reducciones de la producción del 0,65 por ciento en 2009 y de aproximadamente el 1 por ciento en años sucesivos. Sin embargo, como la contabilidad oficial, calcula la tasa de crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) usando precios de mercado –que incluyen los impuestos indirectos– apenas registrará esta caída: en 2010 el PIB medido a precios de mercado crecerá en un 0,05 por ciento. La razón fundamental del descenso de la producción es una disminución del factor trabajo de alrededor de un 1 por ciento. El capital productivo también se reduce, pero en una cuantía sustancialmente menor: alrededor de un 0,5 por ciento. Estos valores corresponden al modelo con un hogar representativo. Los signos de los cambios en el modelo de generaciones solapadas son los mismos y sus magnitudes son ligeramente superiores.

En cuanto a la recaudación, según el modelo con un hogar representativo, la recaudación del impuesto sobre el consumo aumentará aproximadamente un 10,5 por ciento a partir de 2010. Sin embargo, la recaudación fiscal total sólo aumentará en un 1,7 por ciento. El motivo del bajo impacto sobre los ingresos fiscales totales del aumento de los tipos del IVA es que, como reduce la producción, los ingresos de las demás figuras impositivas diminuyen. Este efecto se nota todavía más en 2009. En ese año, la recaudación del IVA aumenta poco y los ingresos fiscales totales disminuyen.

En cuanto a la redistribución de las cargas fiscales, los aumentos de los tipos del IVA tendrán un impacto relativamente mayor sobre la población más pobre y de mayor edad. Estos resultados confirman el carácter regresivo de los impuestos sobre el consumo. En nuestro modelo el aumento de la carga fiscal afecta especialmente a los jubilados. Esto se debe a que para los jubilados el impuesto sobre el consumo es una parte mucho mayor de su carga fiscal total que para los hogares que trabajan y que tienen que pagar también impuestos sobre el trabajo.

En resumen, según nuestros cálculos, cuando el gobierno sube los tipos del impuesto sobre el consumo, por cada punto porcentual que aumenta la recaudación, la producción per cápita medida a coste de los factores se reduce en 0,52 puntos porcentuales y las horas trabajadas se reducen en 0,75 puntos. Estas caídas nos parecen importantes y creemos que deberían tenerse en cuenta en las discusiones sobre la forma menos costosa de reducir el déficit presupuestario de las Administraciones Públicas españolas.

Este artículo es un resumen divulgativo de Conesa, Díaz-Giménez, Díaz Saavedra, y Pijoan-Mas (2010) que está publicado en la página electrónica de FEDEA (www.fedea.es).

2. El modelo económico con un hogar representativo

Este modelo económico es un modelo de crecimiento neoclásico tradicional. Está habitado por un hogar y una empresa representativos y por un gobierno, y lo resolvemos usando los supuestos del equilibrio general. Los hogares de la economía están representados por un único hogar –o, mejor dicho por una dinastía de hogares– que vive eternamente. El hogar representativo tiene el nivel educativo medio de la sociedad española y es propietario de toda la riqueza de la economía. Sus preferencias están definidas sobre su consumo y sobre el tiempo que dedica a realizar actividades no remuneradas –o sea, el tiempo que dedica al ocio, al trabajo doméstico, o a realizar cualquier otra actividad sin remuneración en la economía formal.

Suponemos que cada periodo el hogar representativo toma dos decisiones. Decide cómo va a asignar su tiempo disponible entre actividades remuneradas y actividades no remuneradas. También decide cómo va a asignar su renta disponible entre el consumo y el ahorro. La renta bruta del trabajo es el producto del salario por las horas trabajadas en el mercado. La renta bruta del ahorro es el producto del capital propiedad del hogar –resultante del ahorro del pasado– y del rendimiento del capital. La tercera partida de los ingresos del hogar son las transferencias de cuantía fija que recibe

del gobierno. Además, el hogar representativo tiene que pagar impuestos sobre la renta del trabajo, sobre la renta del capital y sobre el consumo.

La empresa representativa se limita a contratar los servicios del trabajo y del capital y los utiliza para producir el bien agregado y transformarlo sin costes en consumo o inversión. Tanto los precios de los factores como los de los productos se determinan de forma competitiva. Por último, el gobierno del modelo grava el consumo, el trabajo y el capital. Con estos recursos financia una cantidad dada de gasto público y transfiere al hogar representativo el exceso de recaudación en forma de transferencias de cuantía fija.

3. El modelo económico con hogares heterogéneos

Este segundo modelo replica con muchos más detalles las características de los hogares españoles que el modelo anterior. En este modelo suponemos que cada periodo nace una nueva generación de hogares y que los hogares tienen tres niveles educativos distintos que se corresponden con los estudios primarios, secundarios y universitarios. Cada periodo los hogares tienen una probabilidad de morirse, que depende de su edad y que coincide con la probabilidad correspondiente en la economía española. Mientras dura su vida laboral, los hogares se enfrentan a circunstancias distintas que modelizamos como una perturbación estocástica a su productividad. O sea, cada periodo, cada hogar puede ser más o menos productivo dependiendo del azar. Por lo tanto, el salario por hora de cada trabajador depende de forma determinística de su educación y de su edad, y de forma estocástica de su *shock* de productividad. Para decidir cuánto van a trabajar, los hogares tienen en cuenta las consecuencias que su decisión va a tener sobre la pensión que recibirán en el futuro. Al llegar a los sesenta años, los hogares deciden si se jubilan o siguen trabajando. Si se jubilan, su pensión se determina siguiendo con todo detalle las reglas del sistema de pensiones español actualmente vigente. Además, en cada periodo de su vida laboral los hogares pueden tener un accidente o una enfermedad grave que les discapacite. Modelizamos esta posibilidad con un *shock* de discapacidad. Los

hogares discapacitados abandonan la fuerza laboral para siempre y reciben una pensión de discapacidad.

Antes de llegar a los 60 años, las decisiones de los hogares de este modelo coinciden con las de los hogares del modelo anterior: asignan su tiempo entre actividades remuneradas y no remuneradas, pagan impuestos sobre el consumo, el capital y el trabajo, y asignan su renta disponible entre el consumo y el ahorro. A partir de los 60 años, se añade una tercera decisión: la de jubilarse o no. A diferencia del modelo con un agente representativo, este modelo genera en cada periodo del tiempo una distribución de hogares, que se distinguen por su fecha de nacimiento, por su nivel educativo, por sus circunstancias laborales, por la pensión que van a recibir cuando se jubilen y por su riqueza.

Las administraciones públicas de este modelo tienen dos presupuestos diferenciados. Gestionan un presupuesto general con el que financian el consumo público y las transferencias de cuantía fija, cuya cantidad total varía para cuadrar el presupuesto. Además gestionan el sistema público de pensiones, que se financia con las cotizaciones de los trabajadores y que se utiliza para pagar las pensiones. Cuando la cuantía de las cotizaciones supera a la de las pensiones, el excedente se acumula en un fondo de reserva de las pensiones, que se utiliza para complementar la recaudación cuando ésta es insuficiente.

Igual que en el modelo anterior, una única empresa representa a todas las empresas de este modelo. La empresa contrata los servicios del capital y del trabajo y produce un bien agregado que se dedica a la inversión o al consumo. Y su función de producción es idéntica a la de la empresa representativa del modelo anterior.

4. La calibración

Formalmente los problemas de decisión de los hogares y de las empresas de los dos modelos que hemos descrito son problemas de maximización dinámicos y estocásticos. La función de utilidad de los hogares y la función de beneficios de las empresas describen

sus objetivos, y la restricción presupuestaria de los hogares y la restricción tecnológica de las empresas son los conjuntos que restringen las soluciones. Una vez formulados los problemas de decisión y las condiciones que deben cumplir las asignaciones y los precios de equilibrio, tenemos que resolver los problemas y calcular los procesos de equilibrio. Pero, antes de hacerlo, tenemos que elegir la función de utilidad y la función de producción y dar valores numéricos a todos los parámetros de los modelos. Ese proceso de identificar funciones y parámetros es a lo que llamamos la calibración de los modelos.

Se llama así porque elegimos las funciones y los parámetros para que las economías artificiales se parezcan lo más posible a la economía real que nos interesa: en nuestro caso a la economía española en 2008.

Concretamente, el modelo con hogares heterogéneos replica las siguientes características de la economía española en 2008:

a. Las participaciones en el gasto del consumo privado, del consumo público y de la formación bruta de capital. Los datos provienen de la Contabilidad Nacional española.

b. La riqueza total de la economía española medida en relación al Producto Interior Bruto (PIB). La riqueza total, que identificamos con el capital productivo, se calcula usando el método del inventario permanente y los datos de formación bruta de capital de la Contabilidad Nacional española (Conesa y Kehoe (2009) explican como han calculado esta serie).

c. El total de horas que los hogares españoles destinan a trabajar en el mercado laboral. Los datos sobre horas proceden del Groningen Growth and Development Center.

d. La distribución de la renta laboral de la población española. Los datos proceden de la Encuesta Financiera de las Familias de 2004 que realiza el Banco de España.

e. La distribución de la renta laboral por edades y niveles educativos. Los datos proceden de la Encuesta de Salarios en

la Industria y los Servicios del Instituto Nacional de Estadística (INE) de 2000.

f. Las tasas de participación laboral entre los 60 y los 64 años de edad por grupo educativo. Los datos proceden de la Encuesta de Población Activa del INE.

La economía de agente representativo sólo replica los 3 primeros grupos de estadísticos, ya que no puede reproducir el resto por construcción.

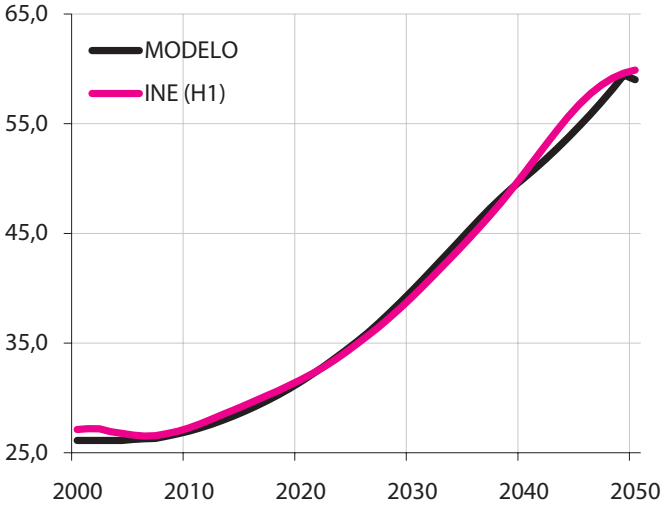
Además nuestros modelos replican las series temporales de los tipos impositivos efectivos estimadas por Conesa y Kehoe (2009). Como son tipos efectivos se calculan sumando los tipos de todos los impuestos que gravan el consumo y las rentas. Por ejemplo, el tipo efectivo sobre las rentas del trabajo incluye, además de la parte correspondiente a las rentas del trabajo del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF), las cotizaciones a la seguridad social a cargo tanto de los trabajadores como de las empresas. Y el tipo efectivo que grava a las rentas del capital incluye el Impuesto de Sociedades, la recaudación de todos los impuestos que gravan las compraventas de activos y la parte correspondiente a las rentas del capital del IRPF.

Por último nuestros modelos replican las transiciones demográficas y educativas de la economía española. Las series temporales que describen la evolución de la población y su composición por edades y niveles educativos están construidas a partir de los datos publicados por el INE y las hemos obtenido de Díaz-Giménez y Díaz-Saavedra (2009). El Panel A del Gráfico 1 muestra la evolución del ratio de dependencia en el modelo con hogares heterogéneos y en España según la Hipótesis 1 del INE[2]. El Panel B del Gráfico 1 muestra la transición educativa desde 1950, e incluye proyecciones hasta 2050. Como se observa, las proporciones de trabajadores con estudios universitarios y secundarios han

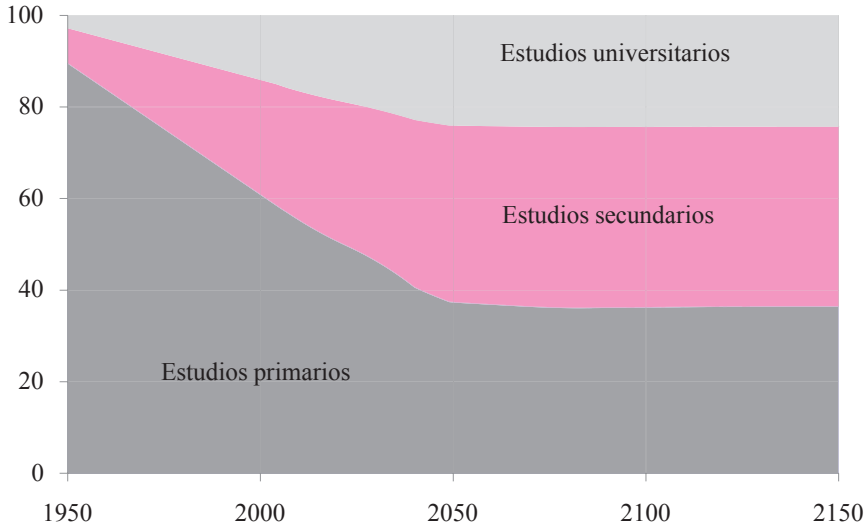
2. La Hipótesis 1 del INE es la menos abrupta porque considera que los flujos de emigrantes serán los máximos y que los aumentos de la esperanza de vida serán los mínimos.

aumentado y la proporción de trabajadores sin estudios secundarios ha disminuido. En nuestros dos modelos la transición educativa de la economía española se traduce en aumentos de la productividad del trabajo.

Gráfico 1: Las transiciones demográfica y educativa en España y en el modelo



Panel A: La transición demográfica



Panel B: La transición educativa

5. La simulación

Los hogares de los modelos toman las decisiones que maximizan su bienestar teniendo en cuenta las restricciones a las que se enfrentan. Para resolver este problema, necesitan saber cómo va a evolucionar la economía en el futuro. Concretamente, necesitan saber cuál va a ser la estructura demográfica de la población y su composición por grupos educativos, y cómo van a cambiar su productividad, los impuestos y las transferencias. En el apartado anterior hemos descrito cómo obtenemos los valores de esas series hasta 2008. Para modelizar la evolución de la estructura demográfica y educativa de la población utilizamos las proyecciones del INE descritas en Díaz-Giménez y Díaz-Saavedra (2009) (véase el Gráfico 1). Para modelizar la evolución de la productividad utilizamos la media de crecimiento en los últimos 15 años, que según Conesa y Kehoe (2009) ha sido aproximadamente cero.

Respecto a los impuestos, a partir de 2009 simulamos dos sendas distintas en cada modelo. En las economías de referencia suponemos que las cuantías de todos los tipos impositivos y la del gasto público se mantienen constantes en sus valores de 2008, y que la restricción presupuestaria del gobierno se satisface variando la cuantía de las transferencias. Y en las economías reformadas modelizamos el cambio impositivo propuesto por el gobierno. En 2009 se anuncia que el impuesto sobre el consumo aumentará en 2 puntos porcentuales a partir del 2010, que los demás tipos impositivos y el gasto público se mantendrán constantes en sus valores de 2008, y que el exceso o déficit de recaudación se liquidará variando la cuantía de las transferencias.

6. Los resultados

En este apartado comentamos los principales resultados de la reforma. El lector interesado puede encontrar todos los resultados numéricos que comentamos en este apartado en los Cuadros 1 y 2.

Cuadro 1: Las consecuencias de la reforma en los modelos (%)*

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Producción								
$\Delta Y_{R,cf}$	–0.66	–0.82	–0.84	–0.85	-0.86	–0.87	–0.88	–0.89
$\Delta Y_{H,cf}$	–0.71	–0.91	–0.98	–0.99	–1.00	–0.97	–0.97	–0.97
$\Delta\Delta$	0.05	0.09	0.14	0.14	0.14	0.10	0.09	0.08
$\Delta Y_{R,pm}$	–0.56	0.05	0.03	**0.01**	–0.01	**–0.02**	**–0.04**	**–0.05**
$\Delta Y_{H,pm}$	–0.58	0.07	0.00	**–0.01**	–0.02	**0.01**	**0.02**	**0.02**
$\Delta\Delta$	0.02	–0.02	0.03	0.02	0.01	-0.03	-0.06	-0.07
Factores Productivos								
ΔL_R	–1.01	–1.12	–1.11	–1.10	–1.09	–1.09	–1.08	–1.07
ΔL_H	–1.18	–1.30	–1.30	–1.26	–1.25	–1.18	–1.16	–1.14
$\Delta\Delta$	0.17	0.18	0.19	0.16	0.16	0.09	0.08	0.07
ΔK_R	0.00	–0.27	–0.33	–0.39	–0.44	–0.48	–0.52	–0.56
ΔK_H	0.00	–0.33	–0.58	–0.65	–0.72	–0.76	–0.80	–0.83
$\Delta\Delta$	0.00	0.06	0.25	0.26	0.28	0.28	0.28	0.27
Consumo e Inversión								
$\Delta C_{R,cf}$	0.63	–1.09	–1.11	–1.14	–1.16	–1.18	–1.19	–1.21
$\Delta C_{H,cf}$	0.93	–0.85	–0.90	–0.94	–0.96	–1.01	–1.03	–1.05
$\Delta\Delta$	–0.30	–0.24	–0.21	–0.20	–0.20	–0.17	–0.16	–0.16
$\Delta C_{R,pm}$	0.63	0.60	0.58	0.55	0.53	0.51	0.50	0.48
$\Delta C_{H,pm}$	0.93	0.95	0.90	0.85	0.83	0.79	0.77	0.75
$\Delta\Delta$	–0.30	–0.35	–0.32	–0.30	–0.30	–0.28	–0.27	–0.27
ΔI_R	–3.21	**–0.95**	–0.94	–0.94	–0.94	–0.94	–0.94	–0.94
ΔI_H	–3.90	**–3.18**	–1.44	–1.44	–1.21	–1.27	–1.16	–0.99
$\Delta\Delta$	0.92	**2.27**	0.53	0.53	0.30	0.36	0.25	0.08
Recaudación								
$\Delta T_{c,R}$	0.63	10.56	10.53	10.51	10.48	10.46	10.44	10.43
$\Delta T_{c,H}$	0.93	11.55	11.48	11.44	11.42	11.36	11.34	11.32
$\Delta\Delta$	–0.3	–0.99	–0.95	–0.93	–0.94	–0.90	–0.90	–0.89
$\Delta T_{k,R}$	–2.21	–2.12	–2.04	–1.96	–1.90	–1.85	–1.80	–1.76
$\Delta T_{k,H}$	–2.04	–2.56	–2.07	–1.91	–1.81	–1.62	–1.51	–1.46
$\Delta\Delta$	–0.17	0.44	0.03	–0.05	–0.09	–0.23	–0.29	–0.30
$\Delta T_{l,R}$	–0.66	–0.82	–0.84	–0.85	–0.86	–0.87	–0.88	–0.89
$\Delta T^a_{l,H}$	–1.13	–1.24	–1.33	–1.31	–1.33	–1.28	–1.29	–1.28
$\Delta\Delta$	0.47	0.42	0.49	0.46	0.47	0.41	0.41	0.39
$\Delta\Sigma T_R$	–0.58	1.71	1.70	1.69	1.68	1.67	1.67	1.66
$\Delta\Sigma T_H$	–0.76	1.73	1.74	1.78	1.79	1.85	1.86	1.89
$\Delta\Delta$	0.18	–0.02	–0.04	–0.09	–0.11	–0.18	–0.19	–0.23

* El subíndice R corresponde al modelo con un hogar representativo y el subíndice H corresponde al modelo con hogares heterogéneos. Los resultados que difieren entre los dos modelos en el signo, o en más de un punto porcentual están destacados en negrita. Notación: Y = renta, H = trabajo, K = capital, C = consumo, I = inversión, T = impuestos, cf = coste de factores, P^m = precios de mercado y $\Delta\Delta$ = diferencia entre los dos modelos.

[a] En la economía con hogares heterogéneos este dato es la suma de las cotizaciones sociales y la recaudación del impuesto sobre las rentas del trabajo.

6.1 El producto y los factores de producción

El Panel A del Gráfico 2 ilustra el principal resultado de nuestro análisis: el anuncio del aumento en los tipos del IVA provocará una reducción del Producto Interior Bruto (PIB) medido al coste de los factores del 0,66 por ciento en 2009 y de alrededor del 0,85 por ciento en 2010 y en los años siguientes. Hemos obtenido estas cifras con el modelo con un hogar representativo. El modelo con hogares heterogéneos predice caídas del PIB ligeramente mayores: de un 0,7 por ciento en 2009 y de alrededor de un 1 por ciento a partir de 2010. Sin embargo, estas caídas del PIB no se verán reflejadas en el PIB a precios de mercado: en el tercer trimestre de 2010 el aumento de los tipos del IVA aumentará el precio de los bienes de consumo y esto se traducirá en un ligero aumento del PIB a precios de mercado. Concretamente, los modelos predicen que en 2010 el PIB a precios de mercado aumentará en un 0,05 y en un 0,07 por ciento respectivamente (véase el Panel B del Gráfico 2).

La caída del PIB se debe a reducciones simultáneas del empleo y del uso del capital productivo. El aumento del IVA encarece el consumo y por lo tanto rebaja el valor de cada hora trabajada — medido en términos del consumo. Los hogares sustituyen las horas trabajadas en el mercado laboral por horas dedicadas a actividades no remuneradas. El modelo con un hogar representativo predice un descenso del trabajo del 1 por ciento a partir del 2009, mientras que el modelo con hogares heterogéneos predice descensos de entre el 1,2 y el 1,3 por ciento, también a partir de 2009 (véase el Panel C del Gráfico 2). Además, el aumento de la presión fiscal empobrece a los hogares, lo que disminuye la inversión, y esto provoca un descenso creciente en el capital productivo que empieza en el 0,3 por ciento en 2010 y llega hasta el 0,8 por ciento en 2016 en el modelo con un hogar representativo (véase el Panel D del Gráfico 2).

6.2 El consumo y la inversión

El Gobierno de España anunció su intención de aumentar el IVA en 2009 en la Ley de Presupuestos Generales del Estado en julio de 2010, a nueve meses de su entrada en vigor. El periodo de

nuestros modelos es anual. Por lo tanto, en los modelos el anuncio de la subida se produce a principios de 2009 y la entrada en vigor a principios de 2010. En el modelo las consecuencias del anuncio se manifiestan en 2009 y las consecuencias de la subida en 2010. En España la entrada en vigor de la medida está prevista para el 1 de julio de 2010, por lo que lo más probable es que las consecuencias del anuncio se manifiesten con mayor intensidad en el segundo trimestre de 2010 y las consecuencias de la subida en los trimestres sucesivos. Estas diferencias de calendario entre España y el modelo deben tenerse en cuenta al interpretar nuestros resultados.

Como seguramente pretendían los promotores de la subida del IVA, su anuncio anticipado aumenta el consumo en 2009 a expensas de disminuirlo en el futuro. Los hogares se dan cuenta de que el consumo es más barato en 2009 que en 2010 y sustituyen consumo presente por consumo futuro. Es muy previsible que en España este efecto de anticipación del consumo se note sobre todo en el consumo de bienes duraderos y en el gasto en viviendas. En 2009, en el modelo con un hogar representativo el consumo aumenta en un 0,6 por ciento y en el modelo con hogares heterogéneos en un 0,9 por ciento.

Sin embargo, a partir del 2010 el consumo medido a coste de factores se reduce en un 1,1 por ciento en el modelo con un hogar representativo y en un 0,9 por ciento en el modelo de hogares heterogéneos (véase el Panel E del Gráfico 2). Pero como ocurrirá con el PIB, el consumo medido a precios de mercado aumentará en 2010 en un 0,6 por ciento o en un 1,0 por ciento respectivamente según nuestros modelos. Pero estos aumentos se deben simplemente al aumento de los precios de mercado de las mercancías de consumo que se producen inevitablemente con los aumentos de los tipos de gravamen (véase el Panel F del Gráfico 2). Si nos interesa saber cómo van a afectar al bienestar de los hogares los cambios en el consumo, la forma correcta de medirlo es a coste de factores, ya que el argumento de la función de utilidad son las unidades físicas de las mercancías de consumo y no su valor de mercado.

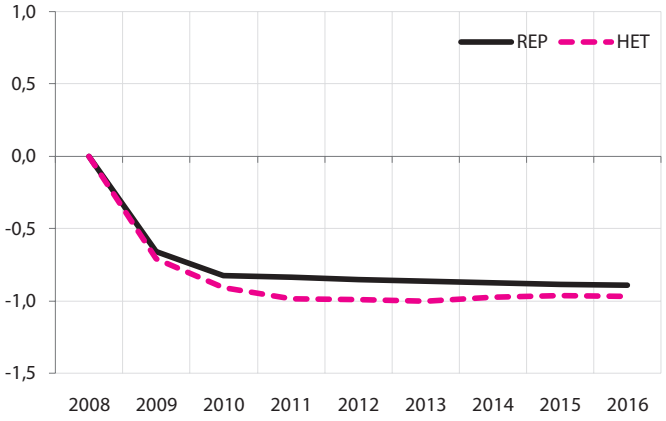
Una consecuencia adicional del aumento del consumo en 2009 debido al anuncio de la subida impositiva es la caída de la inversión.

En 2009 esta caída de la inversión es del 3,2 por ciento en el modelo con un hogar representativo y del 3,9 por ciento en el modelo con hogares heterogéneos. Estas intensas reducciones de la inversión son las responsables de la reducción del fondo de capital productivo que hemos comentado en el apartado anterior. A partir del 2010, las caídas de la inversión se atenúan y pasan a ser del 1 por ciento en el modelo con un hogar representativo y algo mayores en el modelo con hogares heterogéneos, donde la persistencia del impacto de la subida de los tipos del IVA es claramente mayor (véase el Panel G del Gráfico 2).

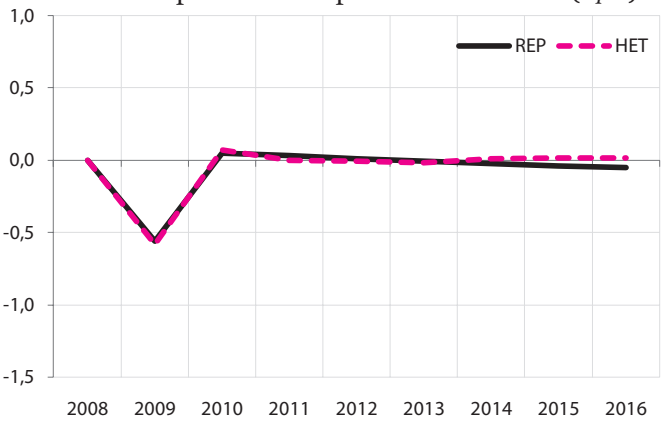
Gráfico 2: El aumento del impuesto sobre el consumo en los modelos

*Paneles con escalas diferentes a las de los demás.

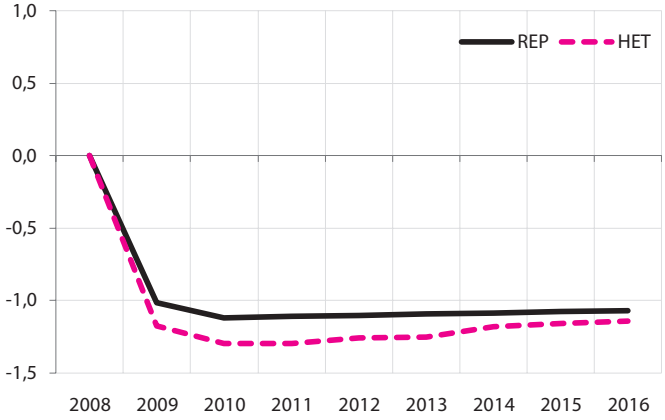
Panel A: La producción a coste de factores (Y_{cf})



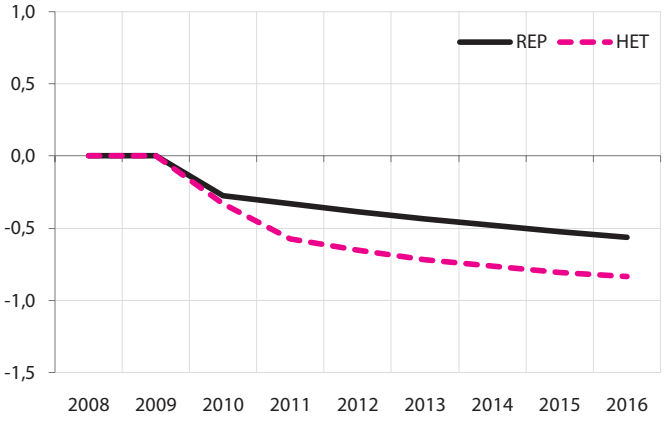
Panel B: La producción a precios de mercado (Y_{pm})



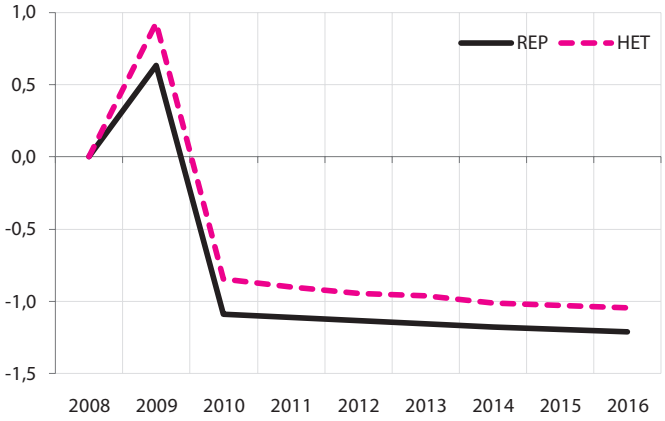
Panel C: El trabajo (L)



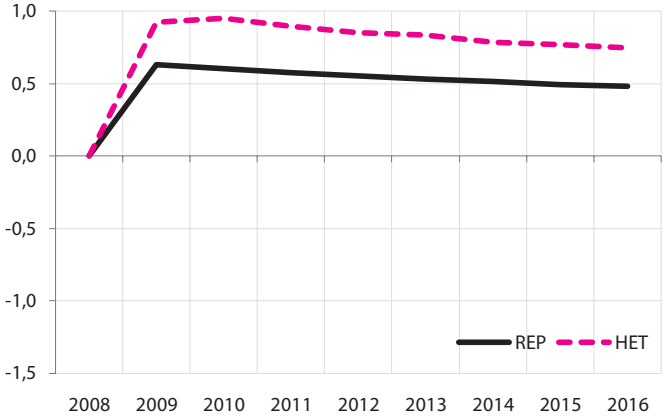
Panel D: El capital (K)



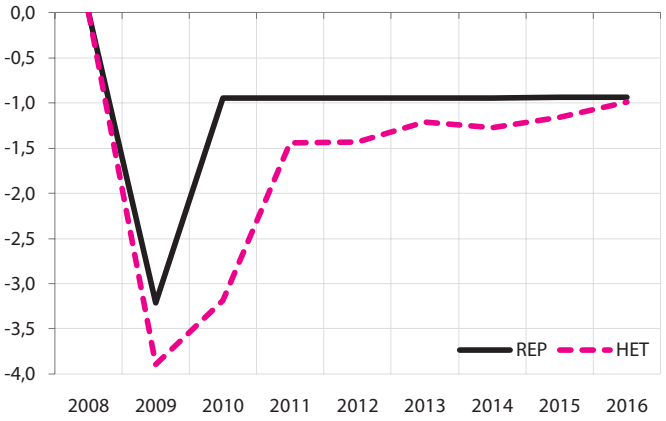
Panel E: El consumo a coste de factores (C_{cf})



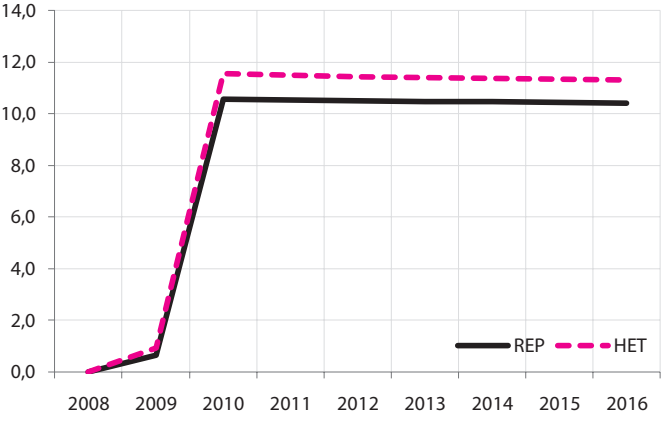
Panel F: El consumo a precios de mercado (C_{pm})



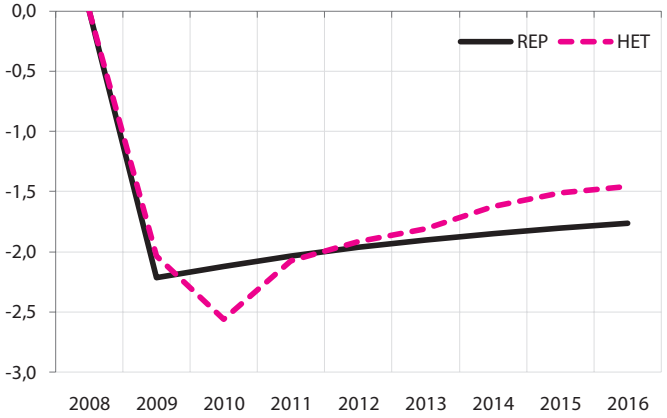
Panel G* : La inversión (I)



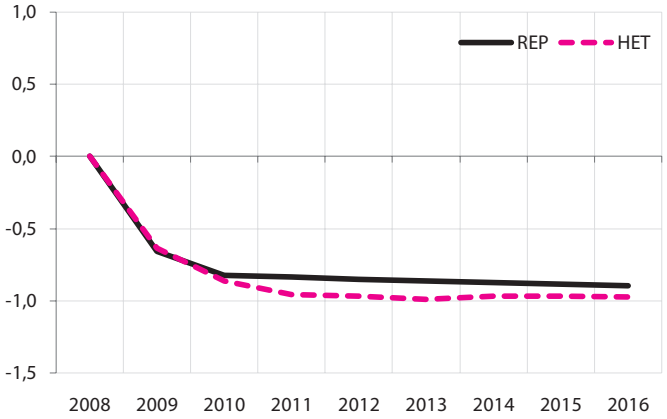
Panel H* : El impuesto sobre consumo (Tc)



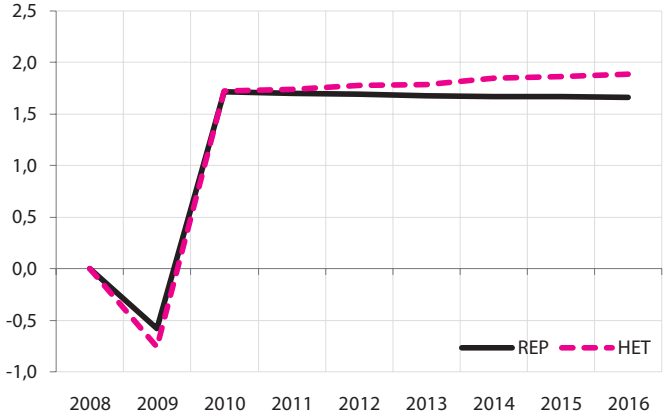
Panel I* : El impuesto sobre las rentas del capital (Tk)



Panel J: El impuesto sobre las rentas del trabajo (Tl)



Panel K* : La recaudación total



6.3 Los ingresos fiscales

En nuestros modelos el aumento del impuesto sobre el consumo aumenta los ingresos fiscales totales en un 1,7 por ciento en 2010 y en cantidades parecidas en los años sucesivos (véase el Panel K del Gráfico 2). Este aumento es muy modesto si tenemos en cuenta que el aumento del tipo impositivo es del 12,5 por ciento. Tres razones justifican la magnitud del aumento. La primera es que la base imponible de cualquier impuesto disminuye cuando aumenta el tipo de gravamen. Como hemos documentado anteriormente, el consumo agregado medido a coste de los factores cae en torno al 1 por ciento. Y, por lo tanto, a partir de 2010, la recaudación del impuesto sobre el consumo aumenta en sólo un 10,5 por ciento en el modelo con un hogar representativo y en un 11,5 por ciento en el modelo con agentes heterogéneos (véase el Panel H del Gráfico 2).

La segunda razón que justifica el bajo impacto recaudatorio del aumento de los tipos del IVA es que en 2008, antes de que se anuncie la subida, la recaudación sobre el consumo sólo supone un 24,6 por ciento de la recaudación tributaria total. Y la tercera razón es que las caídas de las recaudaciones de los impuestos sobre las rentas del trabajo —en torno a un 1 por ciento— y del capital —en torno a un 2 por ciento— reducen la recaudación tributaria total (véanse los Paneles I y J del Gráfico 2).

Otro resultado interesante en lo que respecta a los ingresos tributarios es que disminuyen ya en 2009, año en el que todavía no se ha producido la subida de los tipos, pero sí se ha anunciado su entrada en vigor en 2010. En el modelo con un hogar representativo los ingresos tributarios caen un 0,58 por ciento en 2009 y en el modelo con hogares heterogéneos un 0,76 por ciento. El motivo de este descenso es la contracción del PIB en 2009 debida al anuncio de subida de los tipos al año siguiente. Como hemos visto anteriormente, los hogares adelantan su consumo a 2009, y la recaudación del IVA aumenta en un 0,63 por ciento en el modelo con un hogar representativo y en un 0,93 por ciento en el modelo con hogares heterogéneos. Pero al adelanto del consumo le

acompaña una reasignación del tiempo: los hogares dedican menos a trabajar y más a realizar actividades no remuneradas. Esto se debe a que al aumentar el consumo en 2009, la utilidad marginal de la renta laboral disminuye y los hogares deciden trabajar menos. En consecuencia, las recaudaciones de los impuestos sobre las rentas del trabajo caen un 0,7 por ciento o un 1,1 por ciento, según el modelo. La disminución del trabajo hace que el ratio capital-trabajo aumente, el capital se vuelve menos productivo y las recaudaciones de los impuestos sobre las rentas del capital caen en torno a un 2 por ciento en los dos modelos.

6.4 La distribución de las cargas fiscales

En el análisis precedente hemos mantenido en paralelo la discusión de los resultados de la simulación de la reforma en los dos modelos. Los datos del Cuadro 1 demuestran que la consecuencias de la subida del impuesto sobre el consumo son realmente muy parecidas en los dos. Los signos de los cambios coinciden en todos los casos excepto en cuatro. Y todas las excepciones están muy cerca de cero. La cuantía máxima de las diferencias entre los dos modelos es de 2,27 puntos porcentuales. Todas estas excepciones están destacadas en negrita en el Cuadro 1.

Las diferencias entre los dos modelos se justifican por el hecho de que el hogar representativo es en realidad una dinastía que vive eternamente y porque los hogares del otro modelo viven 100 años como máximo. Además los hogares del modelo con generaciones solapadas saben que se van a jubilar antes o después, y que durante un periodo relativamente largo de sus vidas van a tener que financiar su consumo sin poder recurrir a las rentas del trabajo. Su menor longevidad hace que las perturbaciones les afecten más que al hogar representativo —sobre todo a los hogares más viejos— y la jubilación les da un motivo para ahorrar que el hogar representativo no tiene. Estas diferencias hacen que el impacto del aumento del tipo del impuesto sobre el consumo sobre la producción, el empleo, y el ahorro sea mayor, en valor absoluto, en la economía con hogares heterogéneos y que el impacto sobre el consumo sea menor.

La sencillez del modelo con un hogar representativo, nos ayuda a entender más fácilmente las repercusiones del aumento del impuesto sobre los márgenes de decisión de los hogares. Pero esa misma sencillez hace que no nos pueda decir nada acerca de la distribución del aumento de la carga fiscal entre los distintos grupos de la población. En cambio, el modelo con hogares heterogéneos, reproduce con mucho detalle las distribuciones por edades y niveles educativos de la población y la distribución de la renta laboral de la economía española. Y nos puede informar sobre las consecuencias del aumento de los tipos para cada grupo de hogares.

Cuadro 2: La distribución del aumento de la carga fiscal en la economía con hogares heterogéneos (%)

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Δ Todos los hogares	–0.76	1.73	1.74	1.78	1.79	1.85	1.86	1.89
Δ Mayores[b]	–0.20	5.23	5.36	5.42	5.44	5.46	5.52	5.57
Δ Mediana edad	–0.54	1.25	1.27	1.29	1.27	1.38	1.36	1.35
Δ Jóvenes	–1.47	0.33	0.23	0.24	0.25	0.24	0.24	0.26
Δ Pobres[a]	–0.73	3.91	3.67	3.66	3.55	3.51	3.69	3.91
Δ Ricos	–0.44	2.08	2.16	2.23	2.24	2.36	2.37	2.39
Δ Clase media	–1.38	1.35	1.41	1.48	1.55	1.60	1.68	1.78
Δ Discapacitados	0.08	7.92	8.07	8.15	8.22	8.31	8.39	8.46
Δ Jubilados	–0.11	6.66	6.87	6.96	7.02	7.14	7.24	7.29
Δ Trabajadores	–0.92	0.84	0.82	0.84	0.84	0.89	0.89	0.90

[a] Los hogares pobres son aquellos cuyo patrimonio pertenece al conjunto $a \in \{0,10\}$, el patrimonio de la clase media pertenece a $a \in \{11,25\}$ y el de los hogares ricos a $a \in \{26,50\}$.
[b] Los mayores son los hogares que tienen más de 61 años, los hogares de mediana edad tienen entre 41 y 60 años, y los hogares jóvenes entre 20 y 40 años.

El Panel A del Gráfico 3 nos muestra que el aumento del tipo del impuesto sobre el consumo afecta de forma muy distinta a los hogares según su edad. El aumento de la carga fiscal es creciente con la edad. En 2010 la carga tributaria de los hogares con más de 61 años crece en un 5,2 por ciento, la de los hogares con edades comprendidas entre los 41 y los 60 años en un 1,3 por ciento y la de los hogares menores de 41 años en apenas un 0,3 por ciento. Esto se debe a que los impuestos sobre el consumo suponen una proporción

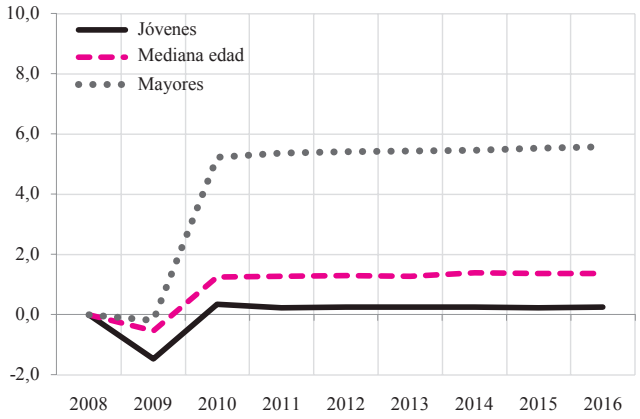
mayor de la tributación total de los mayores y a que, como les quedan menos años de vida, su posibilidad de distribuir la incidencia del impuesto en el tiempo es menor, por lo que la elasticidad de la base del impuesto al aumento de los tipos también es menor.

Cuando comparamos la carga fiscal de los hogares agrupados por su riqueza vemos que la carga fiscal de los pobres aumenta relativamente más que la de los ricos (véase el Panel B del Gráfico 3). Este resultado confirma al carácter regresivo del impuesto sobre el consumo. La distribución del consumo es menos desigual que las distribuciones de la renta o de la riqueza. Por lo tanto, los impuestos sobre el consumo suponen una mayor proporción de la tributación total de los hogares pobres y el aumento del tipo del impuesto sobre el consumo supone un aumento relativamente mayor de su carga fiscal.

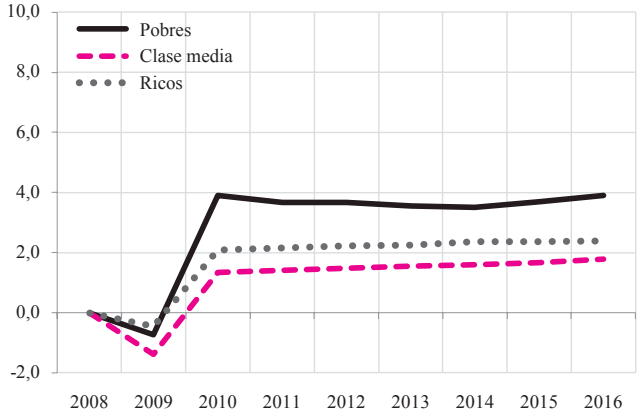
Finalmente, el Panel C del Gráfico 3 muestra que las cargas fiscales de los hogares pensionistas —los jubilados y los discapacitados— aumentan alrededor de un 8 por ciento, pero la de los trabajadores aumenta en tan sólo un 1 por ciento. El motivo es doble. Primero, porque los trabajadores reducen su oferta laboral y disminuyen su tributación por las rentas del trabajo, mientras que los pensionistas no tienen ningún margen de sustitución y no pueden escapar al aumento impositivo. Sólo la caída del rendimiento de sus ahorros les permite reducir un poco su factura fiscal. Y, segundo, porque los impuestos sobre el consumo suponen una proporción mayor de la tributación total de los pensionistas. Entonces, cuando suben los tipos de ese impuesto, la carga tributaria que soportan los pensionistas crece proporcionalmente más que la que soportan los trabajadores.

Gráfico 3: La distribución del aumento de la carga fiscal

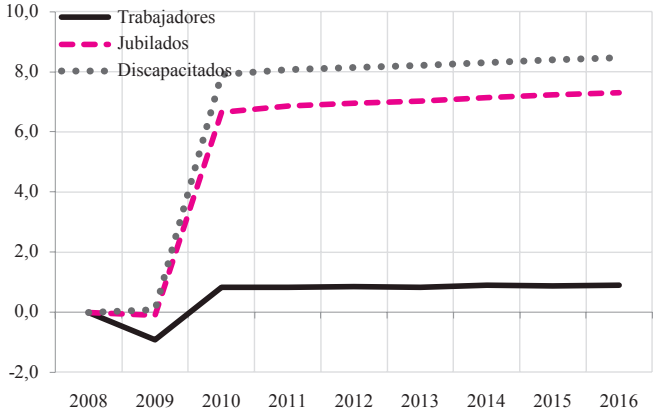
Panel A: Edad



Panel B: Riqueza



Panel C: Situación laboral



7. Conclusiones

En este artículo presentamos los resultados de simular el aumento de los tipos del IVA anunciado por el gobierno español para julio de 2010 en dos modelos dinámicos de equilibrio general. Uno con un hogar representativo y el otro con hogares heterogéneos. Nuestros resultados confirman que el aumento de los tipos del IVA tendrán un impacto positivo sobre la recaudación fiscal y un impacto negativo sobre la actividad económica. Concretamente, por cada 1 por ciento que aumenta la recaudación fiscal total la producción agregada medida a coste de los factores disminuye en un 0,52 por ciento. Además, el modelo con hogares heterogéneos demuestra que el impacto sobre los hogares de un aumento del tipo del impuesto sobre el consumo es muy asimétrico. Los mayores, los pensionistas y los pobres son los que terminan soportando una parte proporcionalmente mayor del aumento de la carga fiscal, porque los impuestos sobre el consumo suponen la mayor parte de la carga fiscal de estos hogares.

Naturalmente, los resultados que presentamos en este artículo deben interpretarse con cautela. Nuestros modelos tienen un solo bien de consumo y por lo tanto un solo tipo impositivo. En cambio, en España el IVA tiene tres tipos de gravamen y las subidas anunciadas van a ser distintas para cada tipo. Las subidas serán de 2 puntos porcentuales para las mercancías que tributan al tipo general, de 1 punto para las que tributan al tipo reducido y el tipo superreducido no cambia. Cabe pensar que los hogares más pobres consumen una proporción mayor de mercancías gravadas con el tipo súper superreducido y por lo tanto el efecto regresivo del aumento de los tipos del sobre el consumo de estos hogares en España será menor que el que hemos obtenido en el modelo. Desgraciadamente, que sepamos, hasta la fecha no se ha publicado ningún estudio con datos de gasto de las familias que estime cuáles son las proporciones del gasto de las familias españolas en cada una de las tres categorías del IVA.

En cualquier caso nuestros resultados nos hacen pensar que el ajuste del déficit presupuestario español utilizando el impuesto

sobre el valor añadido va a ser muy costoso, que su entrada en vigor quizás sea prematura, y que probablemente deberían considerarse otras formas alternativas de reducir el déficit fiscal.

Referencias

Castañeda, A., J. Díaz-Giménez y J.-V. Ríos-Rull (2003), "Accounting for earnings and wealth inequality". *Journal of Political Economy* 111, 818-857.

Conesa J. C., J. Díaz-Giménez, J. Díaz Saavedra y J. Pijoan-Mas (2010), "Increasing the value added tax in Spain". Manuscrito no publicado.

Conesa J. C. y T. J. Kehoe (2009), "Productivity, taxes and hours worked in Spain: 1970-2000". Manuscrito no publicado.

Díaz-Giménez J. y J. Díaz-Saavedra (2006), "The demographic and educational transitions and the sustainability of the Spanish public pension system". *Moneda y Crédito* 222, 223-270.

Díaz-Giménez J. y J. Díaz-Saavedra (2009), "Delaying retirement in Spain". *Review of Economic Dynamics* 12, 147-167.

Comentarios

Juan F. Rubio-Ramírez
Duke University, Banco de la Reserva Federal de Atlanta y FEDEA

El artículo evalúa el impacto cuantitativo de una subida en 2 puntos porcentuales de los impuestos sobre el consumo en España a través de dos modelos: un modelo neoclásico tradicional con agente representativo de vida infinita y un modelo de ciclo vital con agentes heterogéneos. Dado que la subida de los impuestos sobre el consumo se anuncia en 2009 y se aplica en 2010, el ejercicio trata de replicar el aumento impositivo anunciado por el gobierno español, de ahí su relevancia.

Voy a centrar mis comentarios en los resultados derivados del modelo neoclásico tradicional con agente de vida infinita. En cualquier caso, ambos modelos arrojan conclusiones claras y semejantes. Los dos modelos predicen que por cada aumento de los impuestos sobre el consumo en un punto porcentual, el producto, medido a precios de los factores, caerá en torno a 0,75 puntos porcentuales, mientas que las horas trabajadas disminuirán alrededor de 1 punto porcentual.

Permitan que ahora me centre en el primero de los modelos. El modelo neoclásico tradicional con agente de vida infinita intenta replicar el sistema impositivo español contemplando tres tipos de impuestos: (1) impuestos sobre el consumo, (2) impuestos sobre la renta y (3) impuestos sobre el capital. También es importante señalar que el modelo considera una economía cerrada y que la recaudación impositiva se devuelve a los hogares en forma de transferencias de suma fija, es decir, el gobierno mantiene un equilibrio presupuestario en cada periodo.

Los autores calibran el modelo de forma que, en estado estacionario, replica la economía española en 2008. Esta metodología de calibración constituye la base de mi primer conjunto de dudas. Voy

a describir el primer elemento de este conjunto. La calibración del modelo con datos puntuales de un único año me parece una postura extrema. Me sentiría más cómodo con la calibración si los autores utilizaran un conjunto de momentos adicional. Utilizar un único año para calibrar el modelo puede ser una estrategia delicada; más aún si ese dato está muy lejos de la senda de crecimiento equilibrado de la economía a estudiar. En mi opinión, ésa es la situación de España en 2008.

Esta última afirmación está relacionada con mi segunda duda. Aun condicionada a la utilización de un único año para calibrar el modelo, la elección de 2008 como el objetivo de calibración me parece otra postura radical. Me explicaré. La economía española no se encontraba en un estado estacionario (o en una senda de crecimiento equilibrado) en 2008. ¿Por qué? En ese año, nuestra economía estaba creciendo en torno al 1% y el desempleo se situaba alrededor del 11%, con las finanzas públicas ya en números rojos y empeorando. Pero no es ésta mi única duda sobre la calibración.

Mi tercera duda se refiere a los datos en forma de ratios utilizados. La calibración reproduce la ratio inversión-producto en el 30%, la ratio consumo-producto en el 50% y la ratio consumo público-producto en el 20%, a partir de las estadísticas de producto, inversión y consumo público procedentes de la Contabilidad Nacional. Sin embargo, los autores olvidan un importante sector de nuestra economía: el "resto del mundo". Su elección de ratios implica que su definición de consumo incluye el consumo más el sector exterior medido conforme a la Contabilidad Nacional. Pero dada la importancia del sector "resto del mundo" en nuestra economía, ¿es correcta esta forma de proceder? Ante los abultados déficit por cuenta corriente registrados por nuestra economía en la última década, la agregación del consumo y el sector exterior no me parece una buena idea.

Este tratamiento del sector exterior (que, como se acaba de mencionar y dados los datos, genera enormes dudas) suscita mis

recelos sobre otro rasgo del modelo. Pero antes de centrarme en ese rasgo, voy a analizar porqué los autores obtienen esos resultados.

El ejercicio realizado es muy claro y (como mencioné anteriormente) bastante relevante: una subida de los impuestos sobre el consumo. Como el público recibe de vuelta los impuestos pagados (a través de las transferencias de suma fija), el modelo está diseñado para minimizar el efecto renta. Creo que, como primera aproximación, se trata de una idea muy buena porque permite centrarnos en los efectos sustitución que, con arreglo a las estimaciones habituales, presentan un mayor tamaño y relevancia.

En este modelo, tras una subida de los impuestos sobre las ventas, el efecto sustitución induce al público a sustituir consumo por ocio (en 2009 hay un aumento del consumo debido a la sustitución intertemporal, pero este efecto sólo dura un año). ¿Por qué? El consumo es ahora mucho más caro que el ocio (siempre que no cambien los salarios), por lo que el público sustituye uno por otro. Sin embargo, los salarios cambian. ¿Por qué? Porque la subida de los impuestos sobre las ventas tiene un segundo efecto. Como la ratio capital-horas trabajadas aumenta (el capital es constante en el momento inicial y las horas trabajadas disminuyen por el aumento del ocio), los salarios suben. Dado que la relación de sustitución intratemporal es la siguiente:

$$\frac{C}{1 - L} \propto \frac{W}{1 + \textit{impuesto sobre ventas}}$$

el aumento de los salarios compensa parcialmente la subida del impuesto sobre las ventas y el descenso de las horas trabajadas no es muy grande.

Así pues, dados los dos efectos que acabo de mencionar, la principal conclusión es que unos mayores impuestos sobre el consumo reducen las horas trabajadas a causa de la subida impositiva, pero no mucho debido al aumento salarial. Con todo, no

es éste el único resultado relevante. También es importante señalar que el producto cae. Como las rentas del trabajo y del capital son proporcionales a la renta, estas dos fuentes de ingresos públicos se reducen.

Como mencioné anteriormente, me preocupa la forma en que el sector exterior se introduce/analiza en este modelo. Así pues, a continuación examino qué ocurriría en el caso de una economía abierta (en lugar de la economía cerrada aquí analizada).

Por tanto, analizo la siguiente cuestión: ¿qué sucedería en una economía abierta? En la economía cerrada analizada, el precio de alquiler del capital

$$r = \alpha\left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha-1}$$

crece (ésta es otra forma de decir que los salarios caen) porque la ratio capital/horas trabajadas aumenta. Los resultados cambian drásticamente en el marco de una economía pequeña y abierta. En este marco, el precio de alquiler del capital permanecería constante, de modo que la ratio capital/horas trabajadas sería constante. Si la ratio capital/horas trabajadas es constante, los salarios no crecen. En este caso, el efecto sustitución aún sería mayor y las horas trabajadas caerían todavía más que en la economía cerrada. Así pues, el marco de economía cerrada subestima la disminución de las horas trabajadas. ¿Qué tamaño tendría esta caída?. Ésta es una cuestión empírica que debe ser contestada.

Por otra parte, y en comparación con la economía cerrada, ¿cuál sería el efecto sobre los ingresos públicos? La respuesta es que no está claro. En relación con el marco de economía cerrada, los salarios y el precio de alquiler del capital serían muy diferentes: los salarios serían mayores y el precio de alquiler del capital sería más pequeño. Por tanto, el efecto total sobre la recaudación impositiva pública no está claro. De nuevo, se trata de una cuestión empírica que debe ser abordada.

Por consiguiente, ante la importancia del sector exterior en nuestra economía y el hecho de que ésta es pequeña en relación con el resto del mundo, creo que un modelo de economía pequeña y abierta es más apropiado para analizar el problema. Por este motivo, pienso que tanto el modelo como la calibración deberían cambiar para contemplar el sector exterior.

Por último, querría hacer un comentario sobre las conclusiones finales de los autores. En ellas, incluyen el siguiente párrafo "*Nuestros resultados nos hacen pensar que el ajuste del déficit presupuestario español utilizando el impuesto sobre el valor añadido va a ser muy costoso, que su entrada en vigor quizás sea prematura (...)*". Coincido en que va a ser muy costoso, pero resulta difícil saber si la medida será prematura. ¿Por qué? En el modelo, el gobierno mantiene el presupuesto equilibrado en cada periodo, lo que impide a los autores analizar las consecuencias de unos abultados déficit presupuestarios. Estos fuertes déficit (y sus consecuencias –una elevada ratio deuda pública-producto–) tienen repercusiones sobre los tipos de interés y el riesgo de impago, de donde se derivan costes en términos de producto. El análisis de estas repercusiones en un modelo de equilibrio general como el aquí descrito es muy difícil. Que yo sepa, únicamente un reciente artículo de Mendoza y Yue (2008) es capaz de subsanar la desconexión entre el riesgo de impago y las fluctuaciones del ciclo económico. Así pues, no espero que los autores analicen estas cuestiones en su trabajo, pero deberían al menos matizar sus conclusiones.

Referencias

Mendoza, E. y V. Yue (2008), "A solution to the default risk-business cycle disconnect", NBER Working Paper núm. 13861.