

Paro y empleo temporal durante la crisis: Una comparación entre Francia y España¹

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).

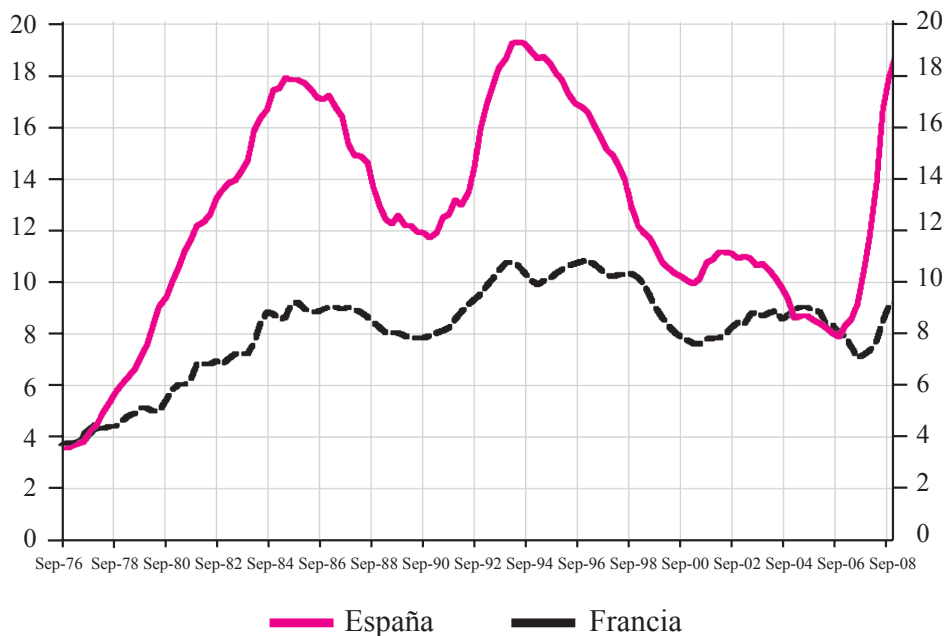
La estructura del resto del artículo es la siguiente. En la Sección 2 se documenta comportamiento relativo de los mercados de trabajo francés y español durante la crisis con respecto al periodo expansivo previo. En la Sección 3, presentamos los principales rasgos de la regulación que afecta a ambos mercados 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: ¹En porcentaje del número total de asalariados. ²Asalariados a tiempo completo. El último periodo es 2008:IV. ³Deflactado 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 indéterminée* (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 déterminée (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 Spécifique (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 $F(\epsilon)$, definida en el intervalo $[\underline{\epsilon}, \bar{\epsilon}]$. Las perturbaciones de productividad idiosincrásica siguen una distribución de Poisson con tasa de incidencia μ . Todos los nuevos empleos comienzan con la productividad máxima $\bar{\epsilon}$.

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, \bar{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 disfrutaban 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

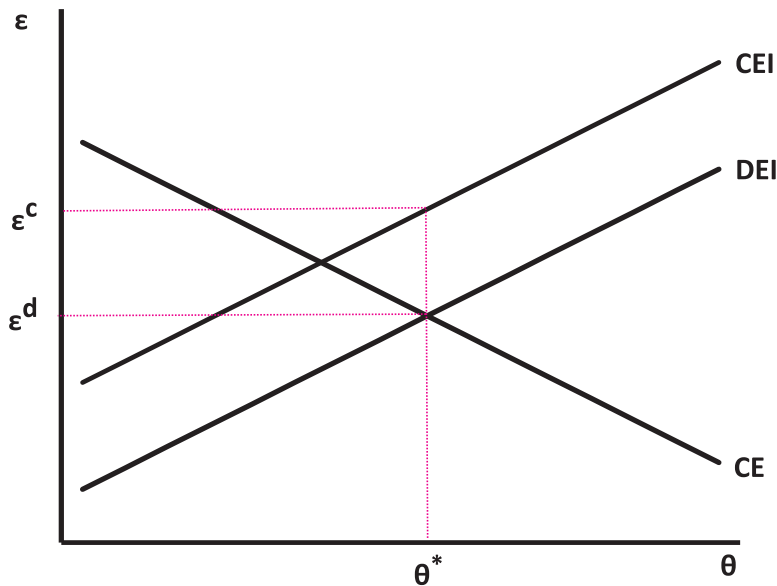
demostrarse que estos umbrales se encuentran ligados mediante la relación: $\varepsilon^c = \varepsilon^d + (\mu + r)f$, que implica que $\varepsilon^c > \varepsilon^d$ cuando $f > 0$, es decir, que los empleos temporales se destruyen con mayor frecuencia que los empleos indefinidos preexistentes al 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)

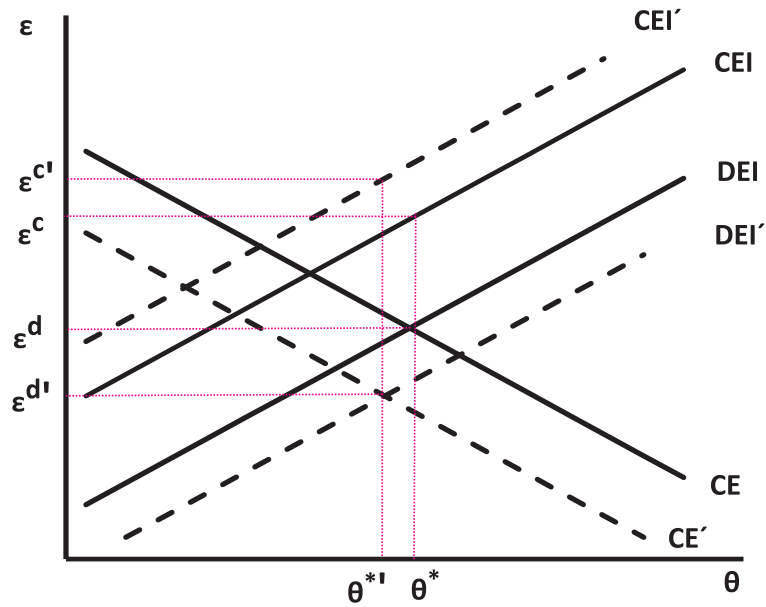
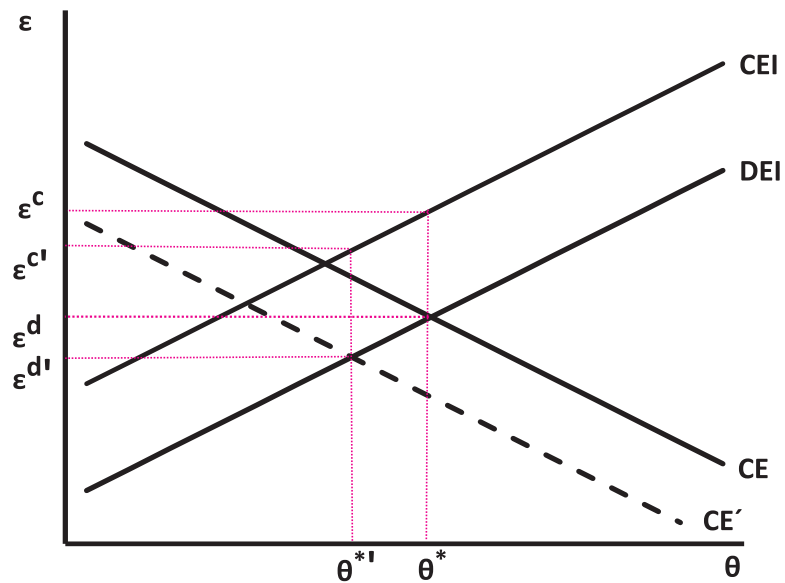


Gráfico 4: Efectos de una reducción de la probabilidad de acceso al empleo mediante contrato temporal (p)



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 estimados¹

		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 $\underline{\epsilon}$, 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 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 $\gamma[\underline{\varepsilon} - \delta, \bar{\varepsilon} - \delta]$, 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		
<i>* Periodo de preaviso</i>	1 mes si 6<antigüedad (mds.)< 24 2 meses si antigüedad (mds.)> 24	
<i>* Indemnización por despido</i>		
1. <i>Motivos económicos</i>	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. <i>Motivos individuales</i>	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	
<i>Observaciones</i>	Plan personalizado hasta 12 meses	Duración máx.: 24 meses Limitado a 9 casos (véase el texto principal)
España		
<i>* Periodo de preaviso</i>	1 mes	
<i>* Indemnización por despido</i>		
1. <i>Motivos económicos</i>	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)
<i>Observaciones</i>	El despido colectivo requiere autorización administrativa	Duración máx: 24 meses Aplicación no restringida
2. <i>Despido improcedente</i>	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.