

La Gran Recesión y sus efectos sobre la eficiencia del mercado laboral. Un estudio aplicado a nivel regional para determinar el *mismatch* agregado en España *

SANTOS M. RUESGA ^a, JULIMAR DA SILVA BICHARA ^a, MANUEL PÉREZ TRUJILLO ^a

^a Universidad Autónoma de Madrid, Facultad de CC.EE., c/ Francisco Tomás y Valiente, 5, 28049 Madrid, España. E-mail : ruesga@uam.es, julimar.dasilva@uam.es, mp.trujillo@uam.es

RESUMEN

La curva de Beveridge es utilizada para mostrar la eficiencia de los mercados laborales en su función de ajuste inmediato entre oferta y demanda. Desplazamientos positivos en la curva se atribuyen a la rigidez del mercado laboral, afectando a la capacidad de búsqueda y probabilidad de ocupación de los individuos afectados por el desempleo. En este trabajo se estudia empíricamente la dinámica de la curva de Beveridge para la economía española durante el periodo de crisis de finales del 2000, obteniendo una medida de la intensidad de su desplazamiento que permitirá analizar con precisión los factores estructurales que lo han provocado.

Palabras clave: Mercado de trabajo, curva de Beveridge, desajustes de empleo, desempleo, vacantes, crisis económica.

The Great Recession and its Effects on Labor Market Efficiency. A Study Performed at Regional Level to Determine the Mismatch in Spain

ABSTRACT

The Beveridge curve is used for analyzing the efficiency level of labor markets, representing the immediate adjustment between supply and demand. Outward shifts in the curve are attributed to the existence of rigidities in the labor market, which affects in the job searching process and employability of unemployed (job searchers). This paper studies empirically the dynamics of the Beveridge curve for the Spanish economy during the crisis of the late 2000s, having a measure of the intensity level of their shifts. This measure allows us to accurately analyze the structural factors which have incidence in the Spanish labor market equilibria.

Keyword : Labour Market, Beveridge Curve, Employment Mismatch, Unemployment, Vacancies, Economic Crisis.

Clasificación JEL : J01

* Queremos agradecer a dos evaluadores anónimos las sugerencias aportadas, que ha servido para modificar, creemos que en aras de su mejora, el contenido de la versión inicial de este trabajo.

1. INTRODUCCIÓN

La Gran Recesión ha derivado en el surgimiento de amplias divergencias en el comportamiento del mercado laboral de las economías de la Eurozona ante la crisis. Por un lado, las economías del norte, destacando el ejemplo de Alemania, han afrontado la recesión con un menor impacto sobre el empleo, recuperando rápidamente su nivel de crecimiento económico. Por el otro, las economías del sur de Europa, incluyendo a Irlanda, han afrontado profundas recesiones que han impactado ampliamente sobre el mercado de trabajo, alcanzando elevadas y persistentes tasas de desocupación (ECB 2012). Las diferencias estructurales entre los países pueden ser clave en la explicación de los desiguales comportamientos del mercado laboral ante la crisis, especialmente en lo que se refiere a la eficiencia del mismo.

El análisis de la eficiencia de los diferentes mercados de trabajo y su respuesta a las crisis puede contribuir a explicar la evolución del mismo en España y, en función de ello, proponer recomendaciones de política económica para el ajuste. La cuestión principal deriva en la identificación de la naturaleza de los cambios en la eficiencia del funcionamiento del mercado laboral, pudiendo estar éstos asociados a factores estructurales o coyunturales. En este sentido, la idea que subyace es la presencia de elementos en el mercado que condicionan el comportamiento de los agentes y afectan a la velocidad de ajuste entre desempleo y vacantes existentes en el mercado de trabajo.

Este artículo centra su análisis en el caso de España¹, siendo éste el país que mayor impacto ha sufrido a lo largo de la crisis en su mercado laboral en comparación a sus socios comunitarios. Diferentes estudios obtienen evidencias acerca del empeoramiento en la eficiencia del ajuste entre desempleo y vacantes en el mercado laboral español tras el inicio de la crisis económica, que podrían conducir al crecimiento del paro estructural (ver EC 2013; ECB 2012; Haincourt & Mogliani 2012; Hobijn & Sahin 2012; OECD 2011, 2013). Sin embargo, no profundizan de forma empírica en las causas que lo provocan.

El presente análisis tiene por objetivo aportar nuevas evidencias acerca de estos cambios y los factores estructurales que han derivado en los mismos, utilizando el enfoque propuesto por el modelo *matching* y el estudio de la curva de Beveridge (CB). Los resultados obtenidos en el indican al inicio de la recesión y la finalización del modelo productivo anterior como principal causa del cambio estructural acontecido en el mercado de trabajo. Durante la fase expansiva la economía impulsó la creación de empleos de baja y media-baja cualificación

¹ Existen numerosos estudios sobre el análisis de la CB española y su estabilidad en periodos anteriores a la Gran Recesión, destacando entre otros a Antolín (1994), Bell (1997), Bouvet (2012), Dolado & Gómez (1997), Fonseca & Muñoz (2003), Núñez & Usabiaga (2007) y López-Tamayo & Suriñach (1999).

que, con el inicio de la crisis, fueron los más vulnerables al colapso económico. La baja empleabilidad de los trabajadores que ocupaban estos empleos ha dificultado que hayan podido ocupar un nuevo puesto de trabajo durante la recesión económica, favoreciendo el auge del paro estructural.

El artículo se divide en cinco apartados. El primero describe brevemente el enfoque teórico de la CB, identificando el segundo la evolución de la eficiencia del mercado de trabajo español durante la primera década del siglo XXI. En el tercer apartado se estima la estabilidad de la CB y en el cuarto se identifica de forma empírica los factores estructurales que han afectado sobre dicha estabilidad durante este periodo. Por último, se presentan las conclusiones obtenidas.

2. LA CURVA DE BEVERIDGE

El mercado laboral es un punto de encuentro entre trabajadores y empleadores, donde los primeros ofrecen su fuerza de trabajo y los segundos buscan candidatos aceptables para las vacantes que desean ocupar. Las características propias de cada trabajador y las diferentes cualidades y formación demandadas para cada vacante, así como la asimetría de información, afectan a su equilibrio y dan lugar a que el desempleo sea una fase de la participación en el mismo que el trabajador ocupa de forma temporal hasta volver a ocupar un puesto adecuado (Mortensen 2011).

La duración del desempleo, o velocidad en el ajuste entre vacantes y oferentes de trabajo, está afectada por la existencia de fricciones y la actuación de elementos estructurales que inciden en el comportamiento de los agentes y afectan a la forma e intensidad con la que éstos operan en el mercado (Börsch-Supan 1991; Petrongolo & Pissarides 2001). La Curva de Beveridge (CB) es una herramienta teórica útil para analizar el mercado de trabajo bajo la existencia de fricciones que afectan a su equilibrio. Ésta expresa una función que representa el número de puestos de trabajo ocupados en cualquier momento en el tiempo en términos del número de trabajadores en búsqueda de empleo, el número de empresas que buscan trabajadores y un reducido conjunto de otras variables (Petrongolo & Pissarides 2001).

Esta relación tiende a ser descrita mediante el uso de la función *matching*, expresada como:

$$M = m(U, V) \quad (1)$$

Donde:

$$M_U \geq 0$$

$$M_V \geq 0$$

$$m(0, V) = m(U, 0) = 0$$

Estando el número de contrataciones (M) en función del número de encuentros en el mercado ($m(\cdot)$) entre el número de desempleados (U) y el número de vacantes ofertadas (V). La forma funcional comúnmente utilizada para representar el número de encuentros en el mercado es una función Cobb-Douglas con retornos constantes a escala, siendo:

$$M = m(U, V) = A \cdot U^{\alpha} \cdot V^{1-\alpha} \quad (2)$$

En (2), la variable A capta la eficiencia del *matching*, al asociarse con aquellos elementos que afectan a la estabilidad de la CB en el tiempo y generan fricciones en el mercado laboral, influyendo sobre su capacidad de ajuste (Haincourt & Mogliani 2012).

Bajo el supuesto en que la variación del número de vacantes y trabajadores ocupados entre un periodo y otro es 0 -siendo el flujo de entrada y salida al desempleo constante- la curva se sitúa en el estado estacionario de la función, lo que simplifica su estimación. Al aplicar la derivación de la transformación logarítmica en (2) se obtiene una ecuación en la que la relación entre desempleo y vacantes determina la pendiente de la CB. Al dividir la ecuación (2) transformada en logaritmos entre la población activa (L) y considerar que la CB se sitúa en el estado estacionario, se obtendrá:

$$\begin{aligned} \frac{M}{L} &= A \cdot \left(\frac{U}{L}\right)^{\alpha} \cdot \left(\frac{V}{L}\right)^{1-\alpha} \\ \ln\left(\frac{M}{L}\right) &= \ln A + \alpha \cdot \ln\left(\frac{U}{L}\right) + (1 - \alpha) \cdot \ln\left(\frac{V}{L}\right) \end{aligned}$$

Siendo en el estado estacionario: $\ln\left(\frac{M}{L}\right) = 0$, tendremos:

$$\ln(u) = a - \frac{(1 - \alpha)}{\alpha} \cdot \ln(v) \quad (3)$$

De donde: $u = \frac{U}{L}$; $a = \frac{\ln A}{\alpha}$ y $v = \frac{V}{L}$

La CB se caracteriza por mostrar una relación negativa entre vacantes y desempleados en el equilibrio, siendo $\frac{(1-\alpha)}{\alpha}$, por definición, un coeficiente negativo asociado a la elasticidad entre ambas variables (Dixon, Lim & Freebairn 2014).

En el estado estacionario los cambios en el equilibrio pueden estar motivados por dos causas. Por un lado, pueden producirse como consecuencia de cambios en el ciclo económico, de carácter coyuntural, que afectan la relación vacantes/desempleo y que desplazan el equilibrio dentro de la curva. Por el otro, pueden asociarse al efecto que ejercen las fricciones en el mercado y que implican un desplazamiento de la curva a otro nivel, al dificultar, si es un movimiento positivo, o mejorar, si éste es negativo, el proceso de ajuste entre

demandantes y oferentes de empleo. Las causas relacionadas al efecto que ejercen las fricciones son los cambios que se producen en la demanda laboral y aquellos otros derivados de la mejora/empeoramiento en la efectividad de la búsqueda de empleo². Son las fricciones en el mercado las que centran el interés analítico de los responsables de políticos para proponer recomendaciones orientadas a mejorar la eficiencia del *matching* y, por tanto, el buen funcionamiento del ajuste entre demanda y oferta en el mercado.

3. LA EVOLUCIÓN RECIENTE DEL MERCADO LABORAL ESPAÑOL

La consolidación del desarrollo económico, político y social que aconteció con la transición democrática, la adhesión a la Unión Económica Europea y la posterior Unión Monetaria, dio lugar a un profundo cambio en el país que permitió su modernización e integración en la economía internacional (Eichengreen & Boltho 2007; Karamessini 2008; Boldrin, Conde-Ruiz & Díaz-Giménez 2010). Desde mediados de los noventa hasta el comienzo de la “Gran Recesión”, a finales de 2007, España logró mantener una tasa media de crecimiento del producto interno bruto superior al 3 por ciento y un nivel de ocupación por encima de los 20 millones de personas, aportando a lo largo del periodo cerca de uno de cada tres puestos de trabajo creados en la Eurozona.

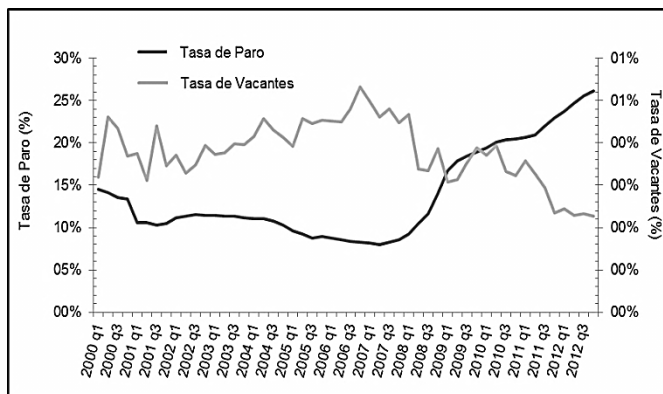
Durante los doce primeros años del s.XXI, el estudio de la CB muestra dos periodos diferentes (ver Figura 1). El primero tiene lugar entre los años 2000-2006, en el que se observa una gran reducción de la tasa de desempleo de 6 puntos porcentuales y un ligero incremento de las vacantes, que indicaría una mejoría en la eficiencia del mercado de trabajo español, coincidiendo con la etapa expansiva de la economía. Sin embargo, a partir de finales de 2007 hasta 2012, tiene lugar la segunda etapa, iniciada con la recesión. La crisis ha sido trascendental en el cambio de ciclo experimentado en el mercado laboral español. En su comienzo tiene lugar una fuerte caída de la tasa de vacantes acompañada por el ascenso de la tasa de paro consecuencia de la deceleración económica y la crisis inmobiliaria, provocando un fuerte proceso de desajuste entre desempleo y vacantes que alcanzó los 117 desempleados/vacante disponible en el cuarto trimestre del año 2012, a diferencia de los 15,9 parados/vacante registrados seis años antes, en el cuarto trimestre de 2006.

² La literatura económica relaciona el desarrollo de fricciones en el *matching* con el avance tecnológico -la aparición de internet ha abierto nuevos campos de búsqueda y formas de operar en el mercado para empleados y empleadores que pueden mejorar la eficiencia del ajuste-, la divergencia entre el grado de formación de los trabajadores y la capacitación demandada por las empresas, la movilidad del factor trabajo, los costes del despido o el modelo de políticas pasivas del mercado de trabajo (Blanchard & Diamond 1989; Bell; 1997, Marimon & Zilibotti; 1999 y Petrongolo & Pissarides 2001).

En esta segunda etapa el desempleo experimentó un crecimiento mucho mayor en términos relativos, al multiplicarse por 2,2 veces entre los años 2008 y 2012, hasta alcanzar los 5.965,4 mil parados en el cuarto trimestre de 2012 - (dato procedente de la Encuesta de Población Activa [EPA])- , en comparación con el descenso observado para el número de vacantes, que tan sólo descendió un 37,7 por ciento. Esta mayor variación del desempleo puede denotar la existencia de fricciones que afectan sobre la relación desempleo/vacantes durante la crisis, no sólo atribuible al efecto de la recesión -que hubiese derivado en un incremento del desempleo próximo al descenso del número de vacantes³-, que afectan sobre el *matching*.

Figura 1

Evolución de la tasa de desempleo y la tasa de vacantes en el periodo 2000 q1 to 2012 q4.



Fuente: Elaboración propia con datos Encuesta Población Activa y Encuesta de Coyuntura Laboral. Datos desestacionalizados. Ceuta y Melilla quedan excluidas.

Un análisis de la evolución de la estructura del empleo ayuda a entender dicho desajuste. La expansión de los sectores de baja y media-baja intensidad tecnológica y del conocimiento durante la etapa de crecimiento, así como la secuela de la recesión en estos sectores, explican el cambio experimentado en el mercado laboral. Entre los años 2001 y 2007 la ocupación creció en 4,6 millones de personas, suponiendo tan solo el sector de la construcción el 20 por ciento de la creación total de empleo -con 910 mil puestos de trabajo creados en este periodo-. La actividad económica en esta fase se caracterizó por ser intensiva en mano de obra de nivel medio-bajo de cualificación, permitiendo la in-

³ En los periodos de recesión las empresas poseen una expectativa negativa sobre la rentabilidad futura de las vacantes que se desean ocupar -por una menor expectativa de negocio-, por lo que tiende a disminuir el número de vacantes ofrecidas por las compañías en el mercado, aumentando, con ello, el desempleo (Pissarides 2011).

corporación al empleo de segmentos de la población con un menor nivel educativo y baja empleabilidad.

Sin embargo, una vez iniciada la crisis, los sectores que fueron pujantes en la creación de empleo, destacando de nuevo el sector de la construcción y las industrias anexas a éste -especialmente las manufacturas-, aportaron cerca del 73,6 por ciento del descenso de la ocupación total entre 2008 y 2012, explicando tan solo la construcción el 46,3 por ciento del total de puestos de trabajo destruidos en este periodo. Con la recesión, los colectivos ocupados en los sectores menos competitivos sufrieron con mayor virulencia el efecto del desempleo a consecuencia de su baja empleabilidad y capacidad de recolocación en otras actividades (Bell & Blanchflower 2011; Ruesga, da Silva & Pérez 2011; OECD 2011).

Asimismo, el descenso de la ocupación no ha sido homogéneo por regiones debido a la polarización espacial en términos de producción, empleo y población. La caracterización de la actividad productiva de cada territorio ha sido parte importante para explicar la diferencia de la ocupación por territorios. Así, regiones que han mantenido un peso importante de la industria en su actividad económica, (como Navarra, País Vasco, La Rioja y Aragón), o donde se ha llevado un proceso de terciarización de la economía, con especial intensidad en el desarrollo de los servicios financieros y la actividad administrativa (como, por ejemplo, Madrid o Cataluña), destacan por un nivel de empleo mayor respecto al resto.

Por otra parte, regiones más destacadas en el desarrollo del sector inmobiliario (así como de las industrias anexas) durante la primera década del 2000 como, por ejemplo, Murcia, Extremadura, Andalucía, Castilla La Mancha o la Comunidad Valenciana, y con una menor diversidad productiva, han experimentado un incremento en la destrucción de empleo a finales de dicha década -con el estallido de la burbuja inmobiliario-, afectando todo ello a la distribución territorial de la ocupación y, en términos agregados, al ajuste en el mercado de trabajo español (CES 2013).

4. ESTIMACIÓN DE LOS DESAJUSTES DEL MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA

Para estimar la evolución de la eficiencia del mercado de trabajo Español en la primera década del siglo XXI se utilizan datos de dos fuentes. Por un lado, el número de desempleados y activos en el mercado laboral son obtenidos de la *Encuesta de Población Activa* (EPA), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística acorde con las normas internacionales para la medición del desempleo. Por otro, las vacantes utilizadas proceden de la *Encuesta Trimestral de Coyuntura Laboral* (ETCL) elaborada por el Ministerio de Trabajo, siendo definida una vacante como “el puesto de trabajo vacío, existente el último día del

trimestre de referencia, que el empresario puede cubrir con un trabajador de su empresa o ajeno a la misma”. La periodicidad de los datos es trimestral, hecho por el cual se han desestacionalizado. El periodo de análisis tomado corresponde a los años 2000 y 2012, siendo éste limitado por los datos disponibles de vacantes -finalizando la serie continua en el cuarto trimestre de 2012-. Los datos utilizados corresponden a las observaciones registradas a nivel regional -al usar las 17 comunidades autónomas y eliminar del análisis a Ceuta y Melilla- para los 52 trimestres correspondientes a los 13 años analizados, aplicando un modelo de Datos de Panel.

Numerosos estudios indican una mejor propiedad del análisis de Datos de Panel en lugar del uso de datos agregados en series temporales (Blanchard & Diamond 1989; Börsch-Supan 1991; Antolín 1994; López-Tamayo & Suriñach 1999; Wall & Zoega 2002; Ibourek, *et al.*, 2004; Fahr & Sunde 2005; Robson 2006; Barnichon *et al.*, 2010; Schulze 2010; Abid & Drine 2011; Bouvet 2012; Dixon, Lim & Freebairn 2014), al permitir controlar la heterogeneidad observable e inobservable a nivel regional, bajo la lógica de que cada segmento o región que compone el mercado actúa de forma distinta, y evitar la posible existencia de sesgos de agregación que afecten a la consistencia de los coeficientes (Coles & Smith 1996). Asimismo, el análisis de Datos de Panel aporta un número suficiente de grados de libertad que permite contrastar diferentes hipótesis acerca de la estabilidad de la CB en el tiempo (Börsch-Supan 1991).

En base a la ecuación (3) y añadiendo los efectos fijos temporales necesarios para estimar la estabilidad de la CB, la siguiente forma funcional es estimada.

$$\ln(u_{it}) = \beta_0 + \varphi_i + \beta_1 * \ln(v_{it}) + \text{Quarter}_{20nn\ qt} * A_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

En la donde variable u_{it} corresponde a la tasa de paro; v_{it} hace referencia a la tasa de vacantes, ambas expresadas en logaritmos para la región “i” en el trimestre “t”. El coeficiente estimado β_1 a estimar indica la elasticidad entre ambas variables (Wall & Zoega 2002)⁴.

Por otra parte, la variable A_t se asocia con aquellos elementos que afectan a la estabilidad de la CB, siendo en el presente modelo una variable dicotómica que determina los efectos fijos temporales a nivel trimestral. Los coeficientes $\text{Quarter}_{20nn\ qt}$ asociados a A_t determinan la estabilidad de la CB al expresar los cambios experimentados por la misma en el periodo analizado. Por último, φ_i

⁴ Las diferentes transformaciones aplicadas en la ecuación (3) facilitan la posible estimación de la CB, obteniéndose la ecuación (4). No obstante, en esta última ecuación la evidente relación del nivel de desempleo y vacantes respecto al ciclo económico, puede introducir problemas de endogeneidad en el modelo, no consideradas en la estimación. A pesar de ello, los autores estiman esta ecuación siguiendo la metodología empleada en diferentes estudios, que son destacados en la literatura, relacionados con el tópico (véase Wall & Zoega 2002, Börsch-Supan 1991, Bouvet 2014).

corresponde a la heterogeneidad individual específica para cada región, considerada constante en el tiempo, asumiendo un modelo de efectos fijos (FE-OLS).

Tabla 1
Estimación de la CB española para el periodo comprendido
entre el primer trimestre de 2000 y el cuarto de 2012

Variables	FE-OLS (matriz residuos robusta) (transformación WITHIN)		
Dependiente: $\ln(u_{it})$			
Independientes: $\ln(v_{it})$	Coefficientes		St. Error
	-0,0444	**	0,0191
A_t: Trimestre (qn)			
Quarter _{2000 q2}	-0,0464	*	0,0231
Quarter _{2000 q3}	-0,0345	*	0,0171
Quarter _{2000 q4}	-0,0431	**	0,0196
Quarter _{2001 q1}	-0,1488	***	0,0286
Quarter _{2001 q2}	-0,1755	***	0,0302
Quarter _{2001 q3}	-0,1752	***	0,0359
Quarter _{2001 q4}	-0,1794	***	0,0291
Quarter _{2002 q1}	-0,0815	**	0,0360
Quarter _{2002 q2}	-0,0472		0,0318
Quarter _{2002 q3}	-0,0107		0,0373
Quarter _{2002 q4}	-0,0290		0,0296
Quarter _{2003 q1}	-0,0346		0,0358
Quarter _{2003 q2}	-0,0282		0,0343
Quarter _{2003 q3}	0,0042		0,0331
Quarter _{2003 q4}	-0,0172		0,0361
Quarter _{2004 q1}	-0,0220		0,0359
Quarter _{2004 q2}	-0,0554		0,0436
Quarter _{2004 q3}	-0,0846	**	0,0378
Quarter _{2004 q4}	-0,1041	***	0,0352
Quarter _{2005 q1}	-0,1324	***	0,0413
Quarter _{2005 q2}	-0,1489	***	0,0407
Quarter _{2005 q3}	-0,2226	***	0,0448
Quarter _{2005 q4}	-0,1846	***	0,0533
Quarter _{2006 q1}	-0,2278	***	0,0472
Quarter _{2006 q2}	-0,2303	***	0,0491
Quarter _{2006 q3}	-0,2373	***	0,0480
Quarter _{2006 q4}	-0,2597	***	0,0507
Quarter _{2007 q1}	-0,2937	***	0,0470
Quarter _{2007 q2}	-0,3244	***	0,0467
Quarter _{2007 q3}	-0,3043	***	0,0465
Quarter _{2007 q4}	-0,2911	***	0,0647
Quarter _{2008 q1}	-0,2189	***	0,0630
Quarter _{2008 q2}	-0,1187	*	0,0664
Quarter _{2008 q3}	0,0105		0,0749
Quarter _{2008 q4}	0,1891	**	0,0709
Quarter _{2009 q1}	0,3566	***	0,0746
Quarter _{2009 q2}	0,4501	***	0,0825
Quarter _{2009 q3}	0,4847	***	0,0763
Quarter _{2009 q4}	0,5033	***	0,0772

Tabla 1 (continuación)
 Estimación de la CB española para el periodo comprendido
 entre el primer trimestre de 2000 y el cuarto de 2012

Variables	FE-OLS (matriz residuos robusta) (transformación WITHIN)		
Dependiente: Ln(u_{it})			
Independientes: Ln(v_{it})	Coefficientes		St. Error
	-0,0444	**	0,0191
A_t: Trimestre (qn)			
Quarter _{2010 q1}	0,5252	***	0,0762
Quarter _{2010 q2}	0,5572	***	0,0759
Quarter _{2010 q3}	0,5810	***	0,0824
Quarter _{2010 q4}	0,5910	***	0,0789
Quarter _{2011 q1}	0,5991	***	0,0747
Quarter _{2011 q2}	0,6183	***	0,0805
Quarter _{2011 q3}	0,6638	***	0,0774
Quarter _{2011 q4}	0,6975	***	0,0811
Quarter _{2012 q1}	0,7266	***	0,0805
Quarter _{2012 q2}	0,7791	***	0,0773
Quarter _{2012 q3}	0,8259	***	0,0772
Quarter _{2012 q4}	0,8272	***	0,0710
ϕ_i		Yes	
Constante	2,2576	***	0,0460
Nº observaciones		884	
Nº de grupos		17	
F-test (52, 815)		0,0000***	
Test de Wald – χ^2 (17)		0,0000***	

Significativo al *: 90%, **: 95% y ***: 99%.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados obtenidos (Tabla 1) muestran una relación negativa esperada entre la tasa de desempleo y vacantes, acorde con el planteamiento teórico de la CB (Dixon, Lim & Freebairn 2014) que indica una elasticidad significativa entre ambas de -0,04 puntos.

Por otra parte, los coeficientes asociados a cada trimestre (Quarter_{20nn qt}) se encuentran expresados en función del primer trimestre del año 2000 para evitar problemas de multicolinealidad en los regresores. El análisis de las estimaciones de estos coeficientes indican un proceso de mejora y empeoramiento del matching que tiene como punto de inflexión la segunda mitad del año 2007, al cambiar el signo de los coeficientes de negativo -mejora del matching- a positivo -empeoramiento del matching- en este periodo.

Ya que el interés del presente estudio se centra en analizar la estabilidad de la CB a lo largo del periodo tomado en consideración, tras estimar la función (4), se ha contrastado la significatividad de los desplazamientos para comprobar la existencia de cambios significativos sobre la eficiencia del ajuste entre el

nivel de desempleo y vacantes durante el periodo analizado. Para ello, se ha contrastado la significatividad estadística de las diferencias (Dif_t) aplicadas a los coeficientes temporales ($\text{Quarter}_{20\text{nn qt}}$)⁵, que miden la intensidad del desplazamiento que se produce en la CB entre un trimestre y otro. Siendo:

$$\text{Dif}_t = \text{Quarter}_{20\text{nn qt}+1} - \text{Quarter}_{20\text{nn qt}} \quad (5)$$

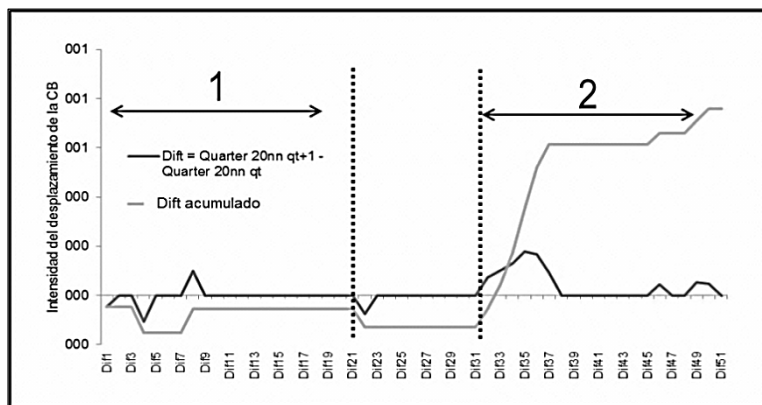
Para probar la significatividad de cada diferencia se ha realizado un contraste bilateral bajo la suposición de distribución normal en la variable Dif_t (Anexo I), que considera como hipótesis nula:

$$H_0: \text{Quarter}_{20\text{nn qt}+1} - \text{Quarter}_{20\text{nn qt}} = 0. \quad (6)$$

El análisis de la variable Dif_t , de forma agregada para la economía española, confirma la existencia de dos desplazamientos de mayor intensidad de la CB de distinto signo marcados en el Figura 2 como 1 y 2. En el primero (1 de la Figura 2) se obtienen evidencias de un desplazamiento negativo y significativo que mejora el ajuste en el mercado de trabajo (ver Figura 3 para ver los desplazamientos en la representación de la curva de Beveridge). Concretamente, este desplazamiento tiene lugar entre el segundo trimestre de 2000 y el tercero de 2005 -manteniéndose estable hasta finales de 2007-, periodo que coincide con la fase expansiva de la economía española, con crecimiento del empleo y mejora del *matching*.

Figura 2

Cambios estimados para la CB española correspondiente al periodo comprendido entre el primer trimestre de 2000 y el cuarto de 2012



Nota: La diferencia entre $\text{Quarter}_{2000\text{ q2}}$ y $\text{Quarter}_{2000\text{ q1}}$ - Dif_1 - corresponde al coeficiente calculado para $\text{Quarter}_{2000\text{ q2}}$ en la Tabla 1. Los valores Dif_t no significativos (Anexo I) son considerados como 0 en la figura, lo que implicaría que la CB no sufre desplazamiento.

Fuente: Elaboración propia.

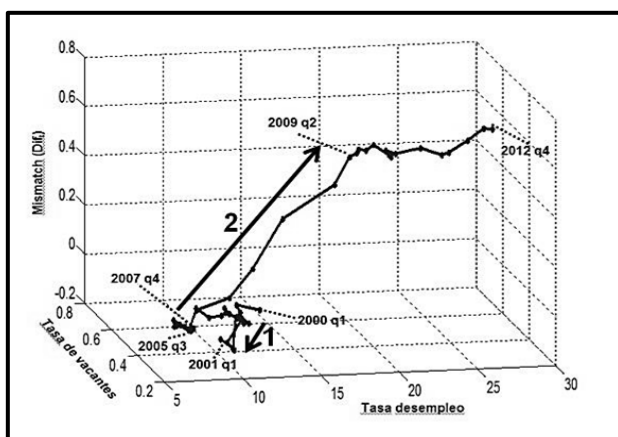
⁵ Las diferencias entre el primer y segundo trimestres de 2000 corresponde al coeficiente estimado para $\text{Quarter}_{2000\text{ q2}}$ en la Tabla 1.

Sin embargo, en el segundo desplazamiento (2 de la Figura 2), se observa un movimiento positivo y significativo de la CB que, de forma contraria al anterior, empeora la eficiencia del mercado de trabajo español (Figura 3), resultado que coincide con las evidencias obtenidas por EC (2013), ECB (2012), Haincourt & Mogliani (2012), Hobijn & Sahin (2012) y OECD (2011, 2013). Este desplazamiento tiene lugar entre el cuarto trimestre de 2007 y el segundo de 2009 (correspondientes a Dif_{32} y Dif_{37} en la Figura 2) y coincide con la fase de mayor impacto de la recesión sobre el mercado laboral y, por tanto, del crecimiento del desempleo. Asimismo, en la recesión, se observan leves variaciones positivas de la estabilidad de la CB para el tercer trimestre de 2011 (Dif_{46}) y el segundo y tercero de 2012 (Dif_{49} y Dif_{50}), que desplazan ligeramente y de forma positiva la CB y que pueden asociarse a la persistencia de la crisis.

Figura 3

Cambios estimados en la CB española desde el primer trimestre de 2000 al cuarto de 2012

(tres dimensiones: tasa de paro, tasa de vacantes y nivel de desajuste entre ambas -mismatch-).



Los valores de los desplazamientos 1 y 2 corresponden con los mismos desplazamientos identificados en la estimación de la ecuación (1) y que son representados en la Figura 2. La variable Mismatch toma en consideración los valores Dif_t significativos acumulados (Anexo I) en el periodo de análisis (ver Figura 2), y cuantifican la intensidad del desplazamiento de la CB.

Fuente: Elaboración propia con datos trimestrales desestacionalizados para tasa de paro -EPA- y de vacantes -ETCL-.

El primer análisis confirma la existencia de cambios en la estabilidad de la CB que muestran el impacto negativo de la crisis sobre el *matching*. Tras este primer paso, se pretende aportar explicación acerca de la incidencia de elementos estructurales que hayan afectado sobre la estabilidad de la CB en el periodo

analizado, siendo ello necesario para poder determinar un diagnóstico adecuado sobre el impacto de la crisis en el mercado laboral y las posibles recomendaciones de política económica.

La hipótesis objeto del presente estudio es determinar cómo el cambio en el modelo de desarrollo económico en España, acontecido con el inicio de la recesión, ha afectado sobre el mercado laboral y, en concreto, sobre el desempleo. El colapso de los sectores que potenciaron el crecimiento en el empleo durante la etapa expansiva y la baja empleabilidad de los anteriormente ocupados -actuales buscadores de empleo o *job searchers*, según la terminología anglosajona- en dichos sectores, puede estar alterando el equilibrio en el mercado laboral, especialmente ante el desajuste entre la formación de la oferta disponible y demandada en el mercado, impulsando el paro friccional.

5. DETERMINANTES ESTRUCTURALES DEL DESAJUSTE DEL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL

El segundo análisis aporta evidencias acerca de los factores estructurales del mercado de trabajo que han incidido sobre la estabilidad de la CB durante el periodo comprendido entre el año 2000 y 2012, centrando el interés sobre el desfase entre la formación ofertada y demanda en el mercado. Para ello, se ha aplicado un nuevo análisis econométrico que emplea la variable Dif_t , tal y como definido en (6), como dependiente en el modelo. La estimación de la ecuación (1) nos permitió obtener estimadores consistentes: $Quarter_{20nn\ qt}$; que identifican la estabilidad de la CB durante el periodo analizado. La diferencia de estos estimadores, permite crear una nueva variable: Dif_t ; que identifica el grado de intensidad de los desplazamientos de la CB a lo largo del periodo analizado y que puede ser utilizada, en una nueva estimación, para explicar los factores que inciden sobre la CB y su estabilidad.

La peculiaridad del nuevo modelo radica en que la variable Dif_t se expresa en series de tiempo, al perderse la dimensión transversal aportada por las diferentes regiones empleadas para estimar la ecuación (1). Por lo que esta nueva estimación utiliza variables expresadas en series de tiempo.

El modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) permite calcular estimadores consistentes y eficientes bajo los supuestos especificados en el Teorema de Gauss-Markov (ver Woolridge 2002: Chapter 4). Uno de los principales problemas existentes al aplicar MCO con series de tiempo es la posible existencia de autocorrelación entre las perturbaciones -debido a la relación dinámica entre las variables en diferentes periodos-, que implica una pérdida de eficiencia en los estimadores. Así, para comprobar la consistencia y eficiencia del modelo estimado se aplican los test de autocorrelación residual -Durbin-Watson test para autocorrelación residual (Durbin & Watson 1971)-, de especi-

ficación del modelo -Ramsey RESET test (Ramsey 1969) para contrastar la posible existencia de variables omitidas en el mismo-, de heterocedasticidad -Breusch-Pagan test (Breusch & Pagan 1979)- y el análisis del Factor de Inflación de la Varianza o *Variance Inflation Factor* (VIF) -obtenido en promedio para todas las variables- que provee un índice que permite cuantificar el grado de varianza de los coeficientes asociado a la multicolinealidad existente entre los regresores del modelo (O'Brien 2007).

La ecuación estimada es:

$$\text{Dif}_t = \beta_0 + \beta_1 * \text{Structural_Shift}_t + \beta_{k-1} * f(\text{control_variables}_t)_k + \varepsilon_t \quad (7)$$

Debido a que, en esta nueva función, la variable Dif_t es resultado de la variación existente entre un trimestre y otro, las variables explicativas utilizadas en el análisis se expresarán en variaciones intertrimestrales. El periodo de análisis parte desde el segundo trimestre del año 2000, debido a que al expresarse Dif_t como diferencia entre dos periodos se pierde el primero de la serie (primer trimestre de 2000), y finaliza en el cuarto trimestre de 2012.

En el modelo, la variable $\text{Structural_Shift}_t$ corresponde al índice de Lilien (1982), el cual representa la variación relativa en la ocupación entre sectores con respecto a la variación agregada del empleo en la economía, para un periodo determinado. Este índice es comúnmente empleado para identificar el impacto que sobre el *matching* posee el cambio en la composición sectorial del empleo a lo largo de un periodo.

El índice de Lilien es adecuado para captar la profundidad que la recesión ha tenido sobre la ocupación en los sectores que lideraban la creación de empleo durante la fase expansiva, permitiendo contrastar la posible existencia de cambios en el empleo que deriven en un proceso de relocalización de la ocupación de los sectores afectados por la crisis a aquellos que mantienen o incrementan el empleo (Robson 2006; Lilien 1982). De acuerdo a Bouvet (2012: 9) la intensidad de los cambios estructurales y el proceso de relocalización experimentado en la ocupación a nivel sectorial “induce desajustes de cualificación entre los desempleados (buscadores de empleo) y las vacantes no ocupadas que dan lugar a un desplazamiento positivo de la CB”, lo que explicaría el empeoramiento en la eficiencia del *matching* que se estimó con anterioridad en la ecuación (1) con el comienzo de la crisis en España.

Este índice se calcula como:

$$\text{Structural_Shift}_t = \left[\sum_{i=1}^{n=21} \frac{x_{it}}{X_t} (\Delta \log x_{it} - \Delta \log X_t)^2 \right]^{\frac{1}{2}} * 100$$

Donde x_{it} es el empleo en la rama de actividad “i” en el periodo “t”, mientras que X_t corresponde a la ocupación agregada a nivel nacional en “t”. En el presente análisis, el índice es construido en base a la descomposición sectorial

del empleo agregado en 21 ramas de actividad, correspondientes a la clasificación NACE-09 realizada en la EPA.

Por otra parte, con el fin de completar el análisis, en el modelo se hace uso de “k” variables de control - $f(\text{control_variables}_t)_k$ - asociadas con aquellos “k” factores que caracterizan el mercado de trabajo durante el periodo “t” analizado -igualmente empleados en otros análisis (Abid & Drine 2012; Antolín 1994; Bell 1997; Blanchard & Diamond 1994; Blanchard & Summers 1987; Börsch-Supan 1991; Bouvet 2012; López-Tamayo & Suriñach 1999; Goschin *et al.*, 2009; Wall & Zoega 2002)- y que inciden sobre la eficiencia del *matching*. Estos factores están expresados en series trimestrales desestacionalizadas (Fok *et al.*, 2005).

Así, se incluye en el modelo un indicador para medir la incidencia de la variación del empleo a nivel regional sobre el *matching* durante el periodo analizado. El indicador utilizado es el coeficiente de cambios estructurales absolutos o *coefficient of absolute structural changes* ($CASC_t$) (Goschin *et al.*, 2009), expresado como:

$$CASC_t = \left[\frac{\sum_{i=1}^{n=17} \left(\frac{x_{it}}{X_t} - \frac{x_{it-1}}{X_{t-1}} \right)^2}{n} \right]^{\frac{1}{2}} * 100$$

De donde, x_{it} corresponde a la ocupación de la región “i” en el momento “t”, para las 17 comunidades autónomas, y X_t a la ocupación agregada en el mismo periodo. Este indicador incrementa su valor a medida que el empleo tiende a concentrarse a nivel regional, pudiendo este hecho suceder por un impacto desigual de un shock económico sobre la distribución de la ocupación entre territorios (Goschin *et al.*, 2009).

También se incluye como variable explicativa la variación de los ocupados con estudios de educación universitaria o de doctorado -dato procedente de la EPA- (EducEmploy_t) a lo largo del periodo analizado, permitiendo evaluar la incidencia de los ocupados más formados sobre la estabilidad de la CB en el análisis. La formación permite mejorar la adaptación del empleo a los shocks económicos e incrementa la flexibilidad del factor trabajo (Ruesga *et al.*, 2012), lo que derivaría en una mayor estabilidad de la CB en el tiempo.

Por otra parte, la función toma en consideración la variación intertrimestral de las vacantes pertenecientes al sector de la construcción (VacancyConst_t) -dato procedente de la Encuesta Trimestral de Coste Laboral-, con el fin de analizar el efecto que, durante la fase expansiva y recesiva, el auge y posterior caída de la demanda laboral en este sector pudo tener sobre la estabilidad de la CB.

Asimismo, la función contiene una variable en relación a la duración del desempleo que permite analizar el efecto de la histéresis sobre el ajuste entre desempleo y vacantes (Blanchard & Diamond 1994; Blanchard & Summers 1987; Bouvet 2012). Para ello se utiliza la variación intertrimestral de los parados que llevan más de un año en el desempleo (LongUnem_t) -procedente EPA-. Esta variable se divide posteriormente en dos, analizando, por un lado, el efecto que posee sobre la estabilidad de la CB la variación intertrimestral del total de parados que están en esta situación durante un año y menos de dos años (LongUnem_{1t}) -dato procedente de la EPA-, y, por otro lado, la variación intertrimestral del total de parados que están en dicha situación durante dos o más años (LongUnem_{2t}) -dato procedente de la EPA-. Esta división permite evaluar con mayor precisión el efecto del desempleo de larga duración sobre el *matching*.

Por último, acorde con los trabajos de Abid & Drine (2011), Börsch-Supan (1991), Bouvet (2012) y Wall & Zoega (2002), se incluyen variables en relación a la estructura de la edad -variación intertrimestral de los desempleados de entre 20 y 24 años (Unem_{25t}) y el género -variación intertrimestral del número de activos mujeres en el mercado laboral (Activity_Women_t), procedente de la EPA-, siendo éstos dos de los principales motivos de discriminación en el mercado laboral que pueden afectar al *matching* mediante el surgimiento de fricciones en el mismo.

Los resultados del análisis se muestran en la Tabla 2. El análisis econométrico se divide en tres modelos diferentes. El primero analiza el efecto del cambio estructural y territorial en la ocupación, la educación y la demanda laboral sobre la estabilidad de la CB para, posteriormente en el segundo y tercero, incorporar el efecto de la *histéresis* y los colectivos más vulnerables al desempleo -jóvenes y mujeres-.

Los resultados indican que los test aplicados para contrastar la existencia de heteroscedasticidad e incorrecta especificación del modelo se rechazan, al aceptar en ambos contrastes la hipótesis nula. Asimismo, el test de Durbin-Watson aplicado a los residuos de cada modelo acepta la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación residual, mientras que el análisis del indicador VIF, en promedio para todas las variables, muestra que en todos los modelos su valor es inferior a 5 (ver O'Brien 2007), por lo que se descarta la existencia de multicolinealidad severa que pudiera estar afectando a la consistencia de los estimadores. Estos resultados confirman que los coeficientes estimados mediante MCO son consistentes y eficientes.

Las estimaciones realizadas muestran que el cambio en la composición sectorial del empleo ($\text{Structural_Shift}_t$) incide de forma positiva y significativa sobre la estabilidad de la CB (Dif_t) en todos los modelos, durante el periodo analizado.

Tabla 2

Estimación de la estabilidad de la CB española (Dif_t) para el periodo comprendido entre el segundo trimestre de 2000 y el cuarto de 2012.

Variables Dependiente: Dif_t Independientes:	Modelo 1 MCO	Modelo 2 MCO	Modelo 3 MCO
Structural_Shift _{it}	9,3474 *** (2,2114)	9,1625 *** (2,2559)	4,0466 * (2,2055)
CASC _t	521,8122 ** (241,2014)	456,5173 * (248,6475)	604,6829 *** (209,5602)
VacancyConst _t	0,0001 (0,0015)	0,0001 (0,0015)	-0,0001 (0,0001)
EducEmploy _t	-0,2430 (0,5194)	-0,3206 (0,5274)	-0,6391 (0,4570)
LongUnem _t	0,3275 *** (0,0613)	-	-
LongUnem_1 _t	-	0,2155 *** (0,0584)	0,1106 ** (0,0528)
LongUnem_2 _t	-	0,1073 * (0,0622)	0,0521 (0,0529)
Activity_Women _t	-	-	0,0060 (0,0048)
Unem_25 _t	-	-	0,0035 *** (0,0009)
Constant	-0,03103 ** (0,0120)	-0,0282 ** (0,0126)	-0,0215 * (0,0114)
Observaciones	51	51	51
Ramsey RESET test (p-valor)	0,5021	0,4375	0,1433
Durbin-Watson test (p-valor)	0,1823	0,1859	0,8550
Breusch-Pagan test (p-valor)	0,3629	0,5762	0,7206
VIF Medio	1,63	1,87	1,87
R ² -ajustado	0,7527	0,7508	0,8317

Significativo al *: 90%, **: 95% y ***: 99%.

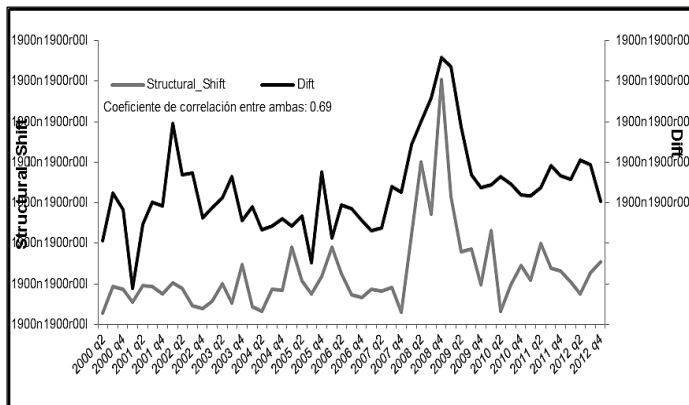
Fuente: Elaboración propia.

Ambas variables han sufrido una variación positiva entre el cuarto trimestre de 2007 y el segundo de 2009, para posteriormente estabilizarse (Figura 4). Esta fase de variación coincide con el periodo de mayor intensidad en la destrucción de empleo experimentado por la economía española durante el periodo analizado, con un descenso cercano a los 1,5 millones de ocupados -1.531,9 mil ocupados menos-, teniendo lugar aproximadamente el 44 por ciento de la destrucción del empleo en la crisis -tomando en consideración hasta el cuarto trimestre de 2012- durante los siete meses correspondientes al cuarto trimestre de 2007 y el segundo de 2009⁶.

⁶ Datos procedentes de la EPA.

Figura 4

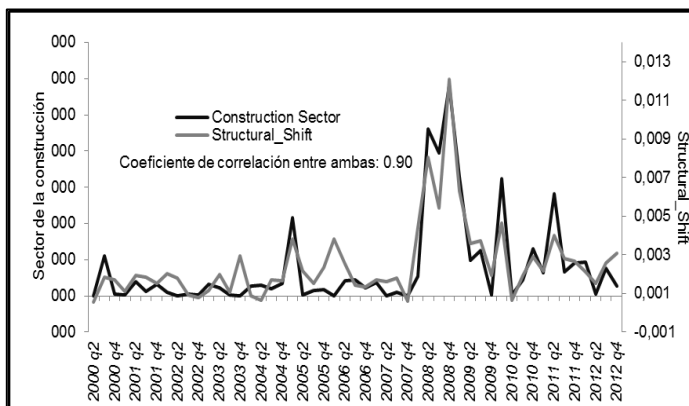
Evolución de la estabilidad de la CB española (Dif_t) y el Lilien Index ($Structural_Shift_t$) para el periodo correspondiente entre el segundo trimestre de 2000 y el cuarto de 2012.



Fuente: Elaboración propia.

Figura 5

Evolución el índice de Lilien ($Structural_Shift_t$) con respecto a la variación del índice para el sector de la construcción*, durante el periodo correspondiente entre el segundo trimestre de 2000 y el cuarto de 2012.



*El índice del sector de la construcción se elabora como:

$$\text{Construction Sector} = \left[\frac{x_{it}}{X_t} (\Delta \log x_{it} - \Delta \log X_t) \right]^2 * 100$$

Donde x_{it} es el empleo en el sector de la construcción ("i") en el periodo "t", mientras que X_t corresponde a la ocupación agregada a nivel nacional en "t".

Fuente: Elaboración propia.

Durante este periodo la destrucción del empleo se ha concentrado en los sectores de mayor creación de empleo durante la fase expansiva, destacando el sector de la construcción como el más afectado -aportando éste más de uno de

cada dos puestos de trabajo (el 53 por ciento en términos relativos) destruidos entre el cuarto trimestre de 2007 y el segundo de 2009 (ver Figura 5) (García-Serrano 2012).

La mano de obra ocupada en estos sectores se caracteriza por ser de media-baja cualificación (Pérez Infante *et al.*, 2012; García-Serrano 2012) y, por tanto, poseer una menor movilidad hacia otros sectores que requieran de una mayor formación. Este hecho dificulta la capacidad de colocación de los nuevos desocupados dando lugar al paro estructural, especialmente ante *shocks* económicos que afectan a dichos sectores (EC 2013; ECB 2012), y desplaza la CB de forma positiva, como sucede en el periodo de crisis iniciado a finales de 2007.

En cuanto al efecto que sobre Dif_t posee la variación del coeficiente de cambios estructurales absolutos ($CASC_t$), se observa un efecto positivo y significativo en todos los modelos, que indicaría un impacto desigual de la recesión sobre la distribución de la ocupación entre territorios. En este sentido, regiones como, por ejemplo, las de la costa Mediterránea -Murcia y la Comunidad Valenciana-, Andalucía, Extremadura y Castilla-La Mancha, donde el peso relativo del sector de la construcción en el empleo tuvo una mayor importancia durante la fase alcista de la economía, han experimentado una acusada destrucción de empleo durante la recesión (ver Tabla 3).

Tabla 3

Comparación del peso relativo del empleo en el sector de la construcción sobre el total antes de la crisis (%) (cuarto trimestre de 2007) y la variación del empleo (en %) en la crisis (periodo comprendido entre el cuarto trimestre de 2007 y el cuarto trimestre de 2012), a nivel regional

Región	Peso Construcción antes de la crisis (%)	Destrucción Empleo en la crisis (%)
País Vasco	9.52	13.94
Madrid	10.04	12.75
Asturias	11.47	16.32
Aragón	11.99	13.12
Castilla y León	12.44	14.98
Cataluña	12.65	20.75
Navarra	12.66	12.53
Galicia	12.74	14.22
La Rioja	13.51	18.35
Cantabria	13.74	14.61
Comunidad Valenciana	14.08	20.33
Extremadura	14.11	18.08
Andalucía	15.07	19.90
Canarias	15.55	17.81
Castilla-La Mancha	16.15	18.85
Baleares	17.19	9.29
Murcia	17.22	18.92

Fuente: Encuesta de Población Activa y elaboración propia.

Con respecto al efecto estimado de la ocupación más formada (EducEmploy_t), se observa un claro efecto negativo en todos los modelos, que sin embargo no es significativo. A pesar de que este efecto indica que a mayor formación de los ocupados existe una mayor flexibilidad del factor trabajo (Ruesga *et al.*, 2012), que mejoraría el comportamiento del *matching*, no se encuentran evidencias acerca de su relevancia en el presente análisis. Asimismo, el efecto que posee la variación intertrimestral de las vacantes pertenecientes al sector de la construcción (VacancyConst_t), destaca por no ser significativa en ninguno de los modelos y mostrar un comportamiento dispar en los mismos -con un bajo coeficiente en el modelo-, no siendo relevante en el análisis. Este efecto contrasta con lo observado para el paro de larga duración y las tres medidas empleadas para analizar su incidencia sobre la estabilidad de la CB (LongUnem_t , LongUnem_{1t} y LongUnem_{2t}). Los resultados obtenidos destacan un efecto positivo y significativo del desempleo de larga duración (LongUnem_t) sobre Dif_t , que afectaría de forma negativa sobre el *matching* en el periodo analizado. Este efecto esperado coincide con los resultados obtenidos por Blanchard & Diamond (1994) quienes argumentan que este efecto negativo se debe a que “algunas empresas creen que el tiempo de permanencia en desempleo conduce a -o revela- baja cualificación o ética en el desarrollo del trabajo” (Blanchard & Diamond 1994: 432), lo que dificulta su contratación.

La desagregación del desempleo de larga duración en función del tiempo en situación de desempleo, muestra un efecto positivo tanto del desempleo de 1 a 2 años (LongUnem_{1t}) y de 2 años o más (LongUnem_{2t}) sobre Dif_t -acorde con el resultado obtenido para LongUnem_t -, siendo este efecto mayor para LongUnem_{1t} en todos los modelos analizados. Sin embargo, existen diferencias en cuanto a la significatividad de ambas variables, al ser tan solo significativo en el análisis el impacto del paro cuyo tiempo de duración es de entre 1 y 2 años y, por tanto, relevante en el empeoramiento del *matching* durante el periodo analizado. Este hecho indica la necesidad de actuar de forma inmediata sobre el desempleo para evitar un incremento del paro estructural, especialmente en tiempos de recesión, ya que la persistencia del paro conduce a la pérdida, deterioro y/o obsolescencia de las cualidades de los trabajadores afectados -histéresis- y reduce las posibilidades de encontrar un puesto de trabajo (Blanchard & Diamond 1994; Blanchard & Summers 1987).

Por último, el efecto de los grupos con mayor tendencia a la discriminación en el mercado laboral: jóvenes (Unem_{25t}) y mujeres (Activity_Women_t), es positivo sobre el desplazamiento de la CB, donde destaca por su significatividad el impacto de los más jóvenes (Unem_{25t}) sobre el *matching*. La fase de crecimiento económico experimentada a principios del siglo XXI en España permitió generar puestos de trabajo rápidamente, en su mayoría de media-baja cualificación, que redujeron el coste de oportunidad para los más jóvenes entre la elec-

ción de desarrollar su nivel educativo o acceder al mercado laboral (Ruesga *et al.*, 2011), lo que incentivó el abandono escolar prematuro (ILO 2011).

La crisis económica iniciada a finales de 2007 y el shock sobre el empleo -especialmente en los sectores más intensivos en mano de obra, que impulsaron la contratación juvenil- han tenido un mayor impacto sobre los más jóvenes en el mercado laboral -al igual que en el resto de países europeos-, al multiplicarse por más de dos veces su tasa de paro entre los años 2008 y 2012, pasando del 24,6 al 53,2 por ciento en este periodo -la tasa de paro española en 2012 alcanzó el 25,03 por ciento-. El crecimiento del desempleo juvenil se convierte en un factor importante que incide sobre el auge del desempleo estructural durante la recesión.

6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES PARA LA POLÍTICA ECONÓMICA

El presente análisis aporta nuevas evidencias sobre la existencia de cambios asociados a la eficiencia del mercado laboral durante la crisis económica iniciada a finales de 2007. Los resultados obtenidos indican una pérdida de eficiencia del *matching* durante la recesión -con mayor intensidad entre el cuarto trimestre de 2007 y el segundo de 2009-, y confirman empíricamente las evidencias obtenidas por EC (2013), ECB (2012), Haincourt & Mogliani (2012), Hobijn & Sahin (2012) y OECD (2011, 2013). Las causas que motivan este desajuste se encuentran asociadas a la existencia de elementos estructurales que implican el surgimiento de fricciones en el mercado, destacando: el cambio en la estructura sectorial y territorial de la ocupación, el paro de larga duración y el desempleo juvenil.

La crisis ha derivado en un cambio en la estructura sectorial del empleo que ha afectado a la eficiencia del *matching* de forma negativa, al perder peso en la ocupación los sectores pujantes en la contratación durante la fase expansiva, siendo el sector de la construcción el más afectado. Este cambio ha provocado un proceso de adaptación de la mano de obra que pierde su empleo en estos sectores, los cuales destacan por ser intensivos en mano de obra de media-baja cualificación, a los nuevos sectores que potencian la contratación, empeorando la capacidad de ajuste entre oferta y demanda en el mercado laboral. Asimismo, la persistencia de la crisis y su efecto sobre el paro duradero, que reduce las posibilidades de acceder a un empleo y potencia el efecto de la *histéresis*, y el auge del paro juvenil, indican la existencia de elementos de discriminación en el mercado laboral que han sido determinantes en el empeoramiento del *matching* durante el periodo analizado.

Actuar sobre los factores destacados es clave para reducir las fricciones que intervienen en el mercado laboral y mejorar los niveles de ocupación. Para ello, la proposición de política económica que se recomienda reforzar, acorde con las

evidencias empíricas obtenidas, son las políticas activas del mercado laboral (ALMPs). El cambio de estructura productiva, el efecto de la histéresis y el desempleo juvenil, incorporan elementos de fricción asociados a la falta de adaptación de las cualidades de los trabajadores a las vacantes demandadas y al efecto de la discriminación. Las ALMPs permiten mejorar la eficiencia del *matching*, por un lado, mediante la eliminación del *mismatch* entre la cualificación de los desempleados y la demandada para ocupar una vacante, a través de la implementación de programas de formación. Y, por el otro, permiten la integración en el mercado de colectivos que poseen una mayor dificultad para poder acceder a un puesto de trabajo como, por ejemplo, jóvenes, mujeres o mayores de 55 años, a través de incentivos a la contratación o la creación directa de empleo. Así, formación e inserción laboral deben convertirse en una prioridad en el desarrollo de políticas destinadas a mejorar el equilibrio en el mercado laboral en el corto/medio plazo y evitar los riesgos asociados a la permanencia en el desempleo que derivan a largo plazo en el auge de la desigualdad social.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABID, A.B. y DRINE, I. (2011). "Efficiency frontier and matching process on the labour market: Evidence from Tunisia". *Economic Modelling*, 28, pp. 1.131-1.139.
- ANTOLÍN, P. (1994). Unemployment flows and vacancies in Spain. IVIE, Working Paper 94-05.
- BARNICHON, R.; ELSBY, M.; HOBJIN, B. y SAHIN, A. (2010). Which Industries are Shifting the Beveridge Curve? Federal Reserve System of San Francisco Working Paper 2010-32.
- BELL, U.-L. (1997). A Comparative Analysis of the Aggregate Matching Process in France, Great Britain and Spain. Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de Trabajo nº 9721.
- BELL, D. y BLANCHFLOWER, D. (2011). *Youth Unemployment in Europe and the United States*. IZA Discussion Paper 5673.
- BLANCHARD, O. (1994). "Ranking, Unemployment Duration, and Wages". *Review of Economic Studies*, 61(3), pp. 417-434.
- BLANCHARD, O. y DIAMOND, P. (1989). The Aggregate Matching Function. NBER Working Papers 3175.
- BLANCHARD, O. y SUMMERS, L.H. (1987). 'Hysteresis in Unemployment'. *European Economic Review*, 31(1/2), pp. 288-295.
- BOLDRIN, M.; CONDE-RUIZ, I. y DÍAZ GIMÉNEZ, J. (2010). "Eppur si Muove! España: Creciendo sin un modelo". En FEDEA: *La crisis de la economía española: análisis económico de la Gran Recesión* (pp. 165-246). Madrid: FEDEA.
- BÖRSCH-SUPAN, A.H. (1991). "Panel Data Analysis of the Beveridge Curve: Is There a Macroeconomic Relation between the Rate of Unemployment and the Vacancy Rate?". *Economica*, 58(231), pp. 279-297.

- BOUVET, F. (2012). "The Beveridge curve in Europe: New evidence using national and regional data". *Applied Economics*, 44(27), pp. 3.585-3.604.
- BREUSCH, T.S. y PAGAN, A.R. (1979). "Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation". *Econometrica*, 47(5), pp. 1287-1294.
- CALMFORS, L. (1994). Active Labour Market Policy and Unemployment – A Framework for the Analysis of Crucial Design Features. OECD Economic Studies Number 22, Spring 1994.
- CONSEJO ECONÓMICO Y SOCIAL (CES) (2013): Distribución de la renta en España: desigualdad, cambios estructurales y ciclos, Consejo Económico y Social de España. Colección Informes Número 03/2013, Madrid (Spain).
- COLES, M. y SMITH, E. (1996). "Cross-Section Estimation of the Matching Function: Evidence from England and Wales". *Economica*, 63(252), pp. 589-597.
- CUETO, B. y MATO, F.J. (2009). "A non experimental evaluation of training programmes: regional evidence for Spain". *The Annals of Regional Science*, 43(2), pp. 415-433.
- DIXON, R.; LIM, G.C. y FREEBAIM, J. (2014). "Regional Beveridge Curves: A Latent Variable Approach". *Regional Studies*, 48(2), pp. 254-269.
- DOLADO, J. (2012). "The Pros and Cons of the Latest Labour Market Reform in Spain". *Labour Law, Economic Changes and New Society*, 1(1-2), pp. 22-30.
- DOLADO, J. y GÓMEZ, R. (1997). "La relación entre desempleo y vacantes en España: perturbaciones agregadas y de reasignación". *Investigaciones Económicas*, 21(3), pp. 441-472.
- DURBIN, J. y WATSON, G.S. (1971). "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. III". *Biometrika*, 58(1), pp. 1- 19.
- EICHENGREEN, B. y BOLTDO, A. (2007). The Economic Impact of European Integration. CEPR Discussion Paper 6820.
- EUROPEAN CENTRAL BANK (ECB) (2012). *Euro Areas Labor Markets and the Crisis*. Frankfurt: European Central Bank, October 2012.
- EUROPEAN COMMISSION (EC) (2013). Labour Market Development in Europe 2012. European Economy 5/2012.
- FAHR, R. y SUNDE, U. (2005). Regional Dependencies in Job Creation: An Efficiency Analysis for Western Germany. IZA Discussion Paper 1660.
- FONSECA, R. y MUÑOZ, R. (2003). "Can the Matching Model Account for Spanish Unemployment". *Investigaciones Económicas*, 27(2), pp. 277-308.
- FOK, D.; Franses, P.H. y PAAP, R. (2005). Performance of Seasonal Adjustment Procedures: Simulation and Empirical Results. Research Paper Econometric Institute, Erasmus University Rotterdam 30/2005.
- GARCÍA-SERRANO, C. (2000). "Los resultados de las políticas activas de mercado de trabajo en España. Evidencia empírica disponible". En VV.AA.: *La evaluación de las políticas de ocupación*, Madrid: Ministerio de Empleo y Seguridad Social.
- GARCÍA-SERAANO, C. (2012). "Del pasmo al marasmo: El sector de la construcción y su relación con la crisis de empleo". *Estudios de Economía Aplicada*, 30(1), pp. 163-182.
- GOSCHIN, Z. ; CONSTANTIN, D.L. ; ROMAN, M. y ILEANU, B. (2009). "Regional specialisation and geographic concentration of industries in Romania". *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 7(1), pp. 99-113.

- HAINCOURT, S. y MOGLIANI, M. (2012). Has the 2008-2009 recession increased the structural unemployment in the euro area? Banque de France Quarterly Selection of Articles 25.
- HOBGIN, B. y SAHIN, A. (2012). Beveridge Curve Shifts across Countries since the Great Recession. Working papers series Federal Reserve Bank of San Francisco 24/2012.
- IBOURK, A.; MILLARD, B.; PERELMAN, S. y SNEESENS, H.R. (2004). "Aggregate Matching Efficiency: A Stochastic Production Frontier Approach, France 1990-1994". *Empirica*, 31, pp. 1-25.
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION (2011). Spain: Quality Jobs for a New Economy. Studies on Growth with Equity, International Labour Organization, Geneva.
- KARAMESSINI, M. (2008). "Still a distinctive southern European employment model?" *Industrial Relations Journal*, 39(6), pp. 510-531.
- LILIE, D.M. (1982). "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment". *Journal of Political Economy*, 90(4), pp. 777-793.
- LÓPEZ-TAMAYO, J. y SURINACH, J. (1999). El desempleo español: factores estructurales. Documents de Treball, de la Divisió de Ciències Jurídiques, Econòmiques i Socials, Col·lecció de Economia, Universitat de Barcelona.
- MARIMON, R. y ZILIBOTTI, F. (1999). "Unemployment vs mismatch of talents: Reconsidering unemployment benefits". *Economic Journal*, 109, pp. 266-291.
- MORTENSEN, D. (2011). "Markets with Search Friction and the DMP Model". *American Economic Review*, 101(4), pp. 1.073-1.191.
- NÚÑEZ, F. y USABIAGA, C. (2007). La Curva de Beveridge y la Función de Emparejamiento: Revisión de sus Fundamentos Teóricos y de la Literatura Empírica, con Especial Énfasis en el Caso Español. Factoría de Ideas. Centro de Estudios Andaluces.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) (2011). Reforming the Labour Market in Spain. OECD Economics Department Working Papers Number 845.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) (2013). The 2012 Labour Market Reform in Spain: A Preliminary Assessment. OECD Better Policies for Better Lives.
- O'BRIEN, M.R. (2007). "A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors". *Quality and Quantity*, 41, pp. 673-690.
- PÉREZ INFANTE, J.I.; RUESGA, S.M. y VALDES DAL-RÉ, F. (2012). *Relaciones laborales en la crisis*, Madrid: Editorial Cinca.
- PETRONGOLO, B. y PISSARIDES, C. (2001). "Looking into the Black Box: A Survey of Matching Functions". *Journal of Economic Literature*, 39, pp. 390-431.
- PISSARIDES, C. (2011). "Equilibrium in the Labor Market with Search Frictions". *American Economic Review*, 101(4), pp. 1.092-1.105.
- RAMSEY, J.B. (1969). "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis". *Journal of the Royal Statistical Society*, 31(2), pp. 350-371.
- ROBSON, M. (2006). "Sectoral Shifts, Employment Specialization and the Efficiency of Matching: An Analysis Using UK Regional Data". *Regional Studies*, 40(7), pp. 743-754.

- RUESGA, S.M.; da SILVA BICHARA, J. y PÉREZ TRUJILLO, M. (2011). "La reforma de las pensiones y mercado laboral en España". *Relaciones Laborales: Revista Crítica de Teoría y Práctica*, 13, pp. 121-141.
- RUESGA, S.M.; VALDES DAL-RÉ, F.; DA SILVA BICHARA, J.; LASIERRA, J.M., PÉREZ ORTIZ, L. y PÉREZ TRUJILLO, M. (2012). *Instrumentos de Flexibilidad Interna en la Negociación Colectiva*. Madrid: Comisión Consultiva Nacional de Convenios Colectivos, Ministerio de Empleo y Seguridad Social.
- SCHULZE, F. (2010). Spatial Dependencies in German Matching Functions. SFB 649 Discussion Paper 054/2010.
- WALL, H. y ZOEGA, G. (2002). "The British Beveridge Curve: A Tale of Ten Regions". *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 64(3), pp. 257-276.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.

Anexo I

Para contrastar la significatividad del *mismatch* agregado (Dif_t) en cada periodo es necesario conocer cómo esta variable distribuye. Para ello, se aplica el test de Kolmogorov-Smirnov para una única muestra, con el fin de contrastar si la distribución es similar a la normal. El estadístico de contraste es:

$$D = \max |F_n(x) - F_0(x)|$$

De donde $F_n(x)$ corresponde a la función de distribución muestral de Dif_t y $F_0(x)$ a la distribución normal. Bajo la hipótesis nula los datos se distribuyen como la normal. Las evidencias obtenidas a través del test de Kolmogorov-Smirnov para una única muestra indican que se acepta la hipótesis nula ($p\text{-value} = 0,117$).

Tabla 4

Análisis de significatividad del mismatch agregado estimado (Dif_t) para la CB española entre el primer trimestre de 2000 y el cuarto de 2012

	Dif_t	Dif accumulated [^]		Dif_t	Dif accumulated [^]
Dif ₁	-0,04640 *	-0,04640	Dif ₂₇	-0,02243	-0,12793
Dif ₂	0,01190	-0,04640	Dif ₂₈	-0,03398	-0,12793
Dif ₃	-0,00855	-0,04640	Dif ₂₉	-0,03071	-0,12793
Dif ₄	-0,10579 **	-0,15219	Dif ₃₀	0,02010	-0,12793
Dif ₅	-0,02661	-0,15219	Dif ₃₁	0,01325	-0,12793
Dif ₆	0,00022	-0,15219	Dif ₃₂	0,07218 **	-0,05575
Dif ₇	-0,00414	-0,15219	Dif ₃₃	0,10015 **	0,04439
Dif ₈	0,09793 **	-0,05426	Dif ₃₄	0,12921 ***	0,17360
Dif ₉	0,03421	-0,05426	Dif ₃₅	0,17863 ***	0,35223
Dif ₁₀	0,03654	-0,05426	Dif ₃₆	0,16749 ***	0,51972
Dif ₁₁	-0,01825	-0,05426	Dif ₃₇	0,09349 **	0,61321
Dif ₁₂	-0,00560	-0,05426	Dif ₃₈	0,03463	0,61321
Dif ₁₃	0,00635	-0,05426	Dif ₃₉	0,01863	0,61321
Dif ₁₄	0,03246	-0,05426	Dif ₄₀	0,02188	0,61321
Dif ₁₅	-0,02140	-0,05426	Dif ₄₁	0,03202	0,61321
Dif ₁₆	-0,00482	-0,05426	Dif ₄₂	0,02381	0,61321
Dif ₁₇	-0,03344	-0,05426	Dif ₄₃	0,00996	0,61321
Dif ₁₈	-0,02919	-0,05426	Dif ₄₄	0,00813	0,61321
Dif ₁₉	-0,01945	-0,05426	Dif ₄₅	0,01918	0,61321
Dif ₂₀	-0,02839	-0,05426	Dif ₄₆	0,04551 *	0,65872
Dif ₂₁	-0,01649	-0,05426	Dif ₄₇	0,03369	0,65872
Dif ₂₂	-0,07367 **	-0,12793	Dif ₄₈	0,02904	0,65872
Dif ₂₃	0,03800	-0,12793	Dif ₄₉	0,05256 *	0,71129
Dif ₂₄	-0,04324	-0,12793	Dif ₅₀	0,04678 *	0,75806
Dif ₂₅	-0,00245	-0,12793	Dif ₅₁	0,00132	0,75806
Dif ₂₆	-0,00701	-0,12793			

Significativo al *: 90%, **: 95% y ***: 99%, [^]Suma acumulada de la variable Dif_t , cuando ésta es significativa indicando la evidencia significativa de la existencia de desplazamiento en la CB.

Fuente: Elaboración propia.