

Dilema en la Política Europea de Empleo frente a la Gran Depresión

European Labour Policy dilemma faced to the Great Depression

Santos M. Ruesga (*), Julimar da Silva Bichara (**) y Manuel Pérez Trujillo (***)

Resumen

La curva de Beveridge se ha utilizado tradicionalmente para evaluar las condiciones del mercado laboral y hacer recomendaciones de política de empleo. Es una herramienta muy útil porque muestra los desajustes del mercado de trabajo que ocurren en regiones o países. Bajo esta perspectiva, este documento tiene por objetivo analizar la evolución europea del mercado de trabajo durante la reciente crisis financiera mediante el uso de la Curva de Beveridge (CB) y de ese modo evaluar las implicaciones de política pública.

Los cambios de la CB en respuesta a los ciclos económicos han generado un debate profundo y algunas lecciones de política. Por un lado, el crecimiento económico puede promover una mayor eficiencia en el mercado laboral, es decir, disminuye el desempleo por vacantes. Por otro lado, las recesiones pueden aumentar la ese desajuste. Estos acontecimientos conducen a desplazamientos de la CB o a movimientos a lo largo de la curva. Los desplazamientos están asociados a los cambios estructurales que influyen en la eficiencia del juego, mientras que los choques cíclicos producen movimientos a lo largo de la curva. Mientras que el primero de estos problemas requiere reformas legales, incluidas las reformas en las políticas activas del mercado de trabajo, este último podría solucionarse por políticas keynesianas.

Se muestra que los Estados miembros de la Unión Europea se enfrentan a diferentes movimientos de la CB. En consecuencia, las respuestas óptimas de política laboral y macroeconómica están lejos de ser homogénea. Esto introduce un nuevo dilema en la Unión Monetaria Europea en tiempos de depresión económica. Se requiere coordinación entre las instituciones de la UEM y los sindicatos europeos en la búsqueda de soluciones equilibradas para evitar la creación una segmentación perversa del mercado laboral, con la precariedad laboral en los países del Sur.

Palabras Clave: política laboral, Unión Europea, curva de Beveridge, gran depresión
JEL: J08, J6, J68

(*), (**), (***) Dpto de Estructura Económica y Economía del Desarrollo
Universidad Autónoma de Madrid. Madrid – España
ruesga@uam.es
julimar.dasilva@uam.es Tel: 91.497.4169
mp.trujillo@uam.es Tel: 91.497.2902

Área Temática: Trabajo y migraciones

Comunicación

V Premio José Luís Sampedro

Abstract

The Beveridge Curve has been traditionally used to assess the labour market conditions and to make policy recommendations. It is a very useful tool because it portrays labour market mismatches happening in regions or countries. Under this perspective, this paper aims to analyse European labour market developments during the recent financial crisis by using the Beveridge Curve and thereby appraise public policy implications.

The Beveridge Curve shifts over time in response to business cycles have generated several arguments and policy lessons. On one hand, economic growth may encourage matching efficiency in the labour market, i.e., decreases unemployment-to-vacancy rates. On the other hand, recessions may enhance the mismatch. These developments lead to Beveridge Curve shifts or movements along the curve. Shifts are associated with structural changes that influence matching efficiency while cyclical shocks produce movements along the curve. While the former problem requires legal reforms, including active labour market policy reforms, the latter could be solved by Keynesian policies.

We show that European Union member states are facing diverse Beveridge Curve developments in recent years. Accordingly, optimal labour and macroeconomic policy responses are far from being homogenous. This introduces a new dilemma in the European Monetary Union in times of economic depression. It demands coordination between EMU institutions and Europeans trade unions to achieve balanced solutions to avoid creating perverse labour market segmentation, with labour precariousness in Southern countries.

Key words: labor market policy, European Union, curva de Beveridge, great depression

1. INTRODUCCIÓN

La Curva de Beveridge (CB) se ha utilizado tradicionalmente para evaluar las condiciones del mercado laboral y hacer recomendaciones de política de empleo. Es una herramienta muy útil porque muestra los desajustes del mercado de trabajo que ocurren en regiones o países. Los cambios de la CB en respuesta a los ciclos económicos han generado un debate profundo y algunas lecciones de política. Por un lado, el crecimiento económico puede promover una mayor eficiencia en el mercado laboral, es decir, disminuye el desempleo por vacantes. Por otro lado, las recesiones pueden aumentar la ese desajuste. Estos acontecimientos conducen a desplazamientos de la CB o a movimientos a lo largo de la curva. Los desplazamientos están asociados a los cambios estructurales que influyen en la eficiencia del mercado de trabajo (Petrongolo, B. and C. A. Pissarides, 2001), mientras que los choques cíclicos producen movimientos a lo largo de la curva (Abraham and Watcher, 1987; Pissarides, 1985 y Borsch-Supan, 1991)). Mientras que el primero de estos problemas requiere reformas legales, incluidas las reformas en las políticas activas del mercado de trabajo, este último podría solucionarse por políticas keynesianas.

Bajo esta perspectiva, este documento tiene por objetivo analizar la evolución europea del mercado de trabajo durante la reciente crisis financiera mediante el uso de la Curva de Beveridge (CB) y de ese modo evaluar las implicaciones de política pública. Para ello, se utilizará como marco teórico fundamental el modelo “*matching*”, que se describirá en el segundo apartado de este artículo, porque nos permite evaluar los diferentes efectos teóricos de las políticas laborales sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. Tras la presentación del modelo teórico, se realizará el análisis empírico, utilizando la metodología de datos de panel para estimar el comportamiento del modelo “*matching*” en los países de la Eurozona en el periodo de crisis económica, mediante la estimación de la curva de Beveridge.

El análisis empírico se dividirá en tres partes diferentes. La primera desarrollará el modelo econométrico utilizando como variable exógena la tasa de vacantes calculada por Eurostat, que hace referencia al número de vacantes no ocupadas en la economía sobre el total de vacantes existentes. En el segundo análisis, se utilizará como variable independiente la tasa de vacantes expresada como el número de vacantes existentes en proporción al número de trabajadores disponibles en la misma (población activa). En el tercer y último modelo se analizarán los dos métodos de cálculo de la tasa de vacantes expuestos, utilizando la misma metodología de análisis para estimar la Curva de Beveridge, en esta ocasión, para el caso de español, extrayendo los datos a nivel regional.

En último lugar se presentarán las conclusiones extraídas del análisis empírico sobre el comportamiento del modelo “*matching*” en el periodo de crisis económica a nivel comparativo entre los tres modelos presentados.

2. EL MODELO TEÓRICO: EL MODELO “*MATCHING*”

El modelo “*matching*”¹ toma como punto de partida la idea de eficiencia en el comportamiento del mercado de trabajo a partir de la relación entre vacantes y parados. Las vacantes serían aquellos puestos de trabajo que estarían disponibles

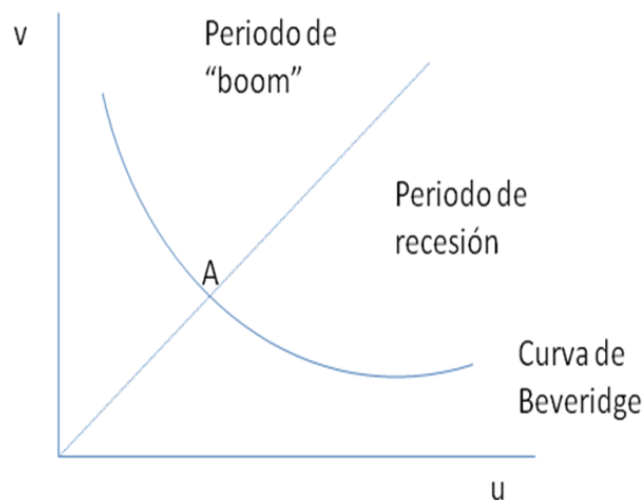
¹ La descripción teórica que se hace en este apartado del modelo *matching* está resumida de Cahuc y Zylberber (2004).

para ser ocupados inmediatamente por un trabajador y los parados serían aquellas personas que estarían dispuestas a trabajar inmediatamente pero que no encuentran un puesto de trabajo. Desde esta perspectiva, se supone que existen, al mismo tiempo, vacantes y parados en el mercado de trabajo y que, cuanto más alta es esta relación, mayor es la ineficiencia del funcionamiento de dicho mercado.

Para que existan al mismo tiempo parados y vacantes, se considera, por hipótesis, que: i) existen costes de movilidad y de información (tanto para las empresas como para los trabajadores) y ii) la información no es perfecta.

La existencia de este desequilibrio o “mismatch” supone un avance en relación a los modelos tradicionales de análisis del mercado de trabajo, porque consideran implícitamente que el mercado de trabajo no es perfecto y funciona bajo unos criterios de falta de información e, incluso, de ineficiencia y la no existencia de un salario y un empleo de equilibrio. Este desequilibrio, es decir, la relación entre vacantes y parados es representada por la Curva de Beveridge (CB), tal y como se representa en el diagrama abajo:

Figura 1. Curva de Beveridge



Fuente: Cahuc y Zylberberg (2004), op. cit.

Tal que u representa la tasa de paro y v la tasa de vacantes, definida como la relación entre el número de vacantes y la Población Activa. En este sentido, la CB representaría la eficiencia del mercado de trabajo, es decir, cuanto más cercano al origen, más eficiente sería el funcionamiento del mercado de trabajo, porque estaría asociando menores tasas de paro por tasa de vacantes, es decir, menor sería v/u , por lo tanto, menor el desequilibrio. Sin embargo, cuando la CB se aleja del origen, menos eficiente sería el mercado de trabajo. Por otro lado, cuando la relación entre v/u se desplaza hacia la derecha del eje de 45 grados, el modelo estaría representando un periodo de recesión, porque el número de parados se incrementa frente al número de vacantes; sin embargo, cuando se incrementa el número de vacantes por parados, es decir, se eleva la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo, el modelo reflejaría un comportamiento típico de los periodos de crecimiento económico.

En este modelo, un mejor funcionamiento de los servicios públicos de empleo, por ejemplo, a través de una mejor difusión de la información sobre vacantes y demandantes de empleo puede mejorar sustancialmente la eficiencia del mercado

de trabajo, lo que se representaría con un desplazamiento de la CB hacia la izquierda.

La demanda de trabajo está determinada a partir de la demanda derivada de productos de una empresa que se comporta de forma eficiente y maximiza beneficios. Para simplificar, se supone que el trabajo es homogéneo. Además, se considera también que la empresa se enfrenta a un coste al mantener una vacante abierta y vacía y, por lo tanto, tiene un beneficio al ocupar dicha vacante. Por lo tanto, supongamos que: las empresas tienen vacantes, que pueden ser ocupadas produciendo un producto y a un coste w .

Las demás variables del modelo serían:

q dt = tasa de destrucción de vacantes en dt;

r = tipo de interés real;

$1/(1 + r dt)$ = factor de descuento en dt;

π_e = beneficio esperado cuando se ocupa una vacante;

π_v = beneficio esperado cuando no se ocupa la vacante;

h = coste de mantener abierta la vacante;

$m(v/u)$ = probabilidad de ocupar una vacante, es decir, la probabilidad de que una empresa encuentre a un trabajador.

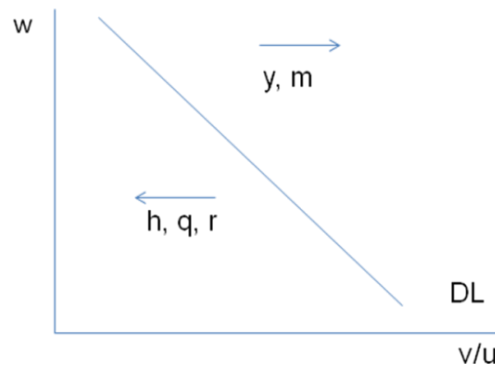
El problema de maximización de la empresa neoclásica tradicional se soluciona cuando se iguala el coste marginal al ingreso marginal. Considerando esta restricción, y haciendo algunas transformaciones matemáticas adecuadas², se puede deducir la curva de demanda de trabajo que asumiría la siguiente forma funcional:

$$w^D = y - \frac{h(r + q)}{m(v/u)} \quad (1)$$

De acuerdo con (1), la demanda de trabajo es una función creciente del nivel de producción (y) y de la eficiencia del mercado de trabajo, es decir, del *matching*, que se representa por $m(v/u)$, puesto que menor es el coste de mantener abierta una vacante. Es una función negativa del coste de mantener abierta una vacante, de las deficiencias del funcionamiento del mercado de trabajo, del tipo de interés y de la tasa de destrucción de vacantes. De esta forma, se deduce la curva de demanda de trabajo (DL), negativamente inclinada en el diagrama ($w, v/u$) porque el salario disminuiría con un incremento de la ineficiencia del funcionamiento del mercado de trabajo, es decir, del *matching*.

² Véase, entre otros, Cahuc & Zilberberg (2004, cap. 9) y Varian (1999).

Figura 2: Curva de demanda de trabajo (DL)



Fuente: Cahuc y Zylberberg (2004), op. cit.

Para seguir con el proceso de solución del modelo, es necesario ahora representar como se comportaría la oferta de trabajo. Se establece como hipótesis que el salario estaría determinado en la negociación colectiva. Se supone, además, que los sindicatos tienen por objetivo maximizar la utilidad de sus afiliados. La utilidad de los afiliados vendría determinada por la diferencia entre la utilidad esperada del trabajo (V_e) y la utilidad esperada del paro (V_u), una vez que se considera que el trabajador dispone de un salario de reserva igual a Z (que también podría considerarse como la prestación por desempleo o el salario de libre mercado). La diferencia entre V_e y V_u sería el excedente de los trabajadores. Por hipótesis, se supone que la negociación se realiza sobre los excedentes producidos tanto por la empresa como por los trabajadores. El excedente de la empresa vendría determinado por la diferencia entre el beneficio esperado cuando se ocupa una vacante (π_e) y el beneficio esperado cuando no se ocupa la vacante (π_v). De esta forma, el excedente S sería:

$$S = (V_e - V_u) + (\pi_e - \pi_v) \quad (2)$$

En la negociación colectiva los trabajadores alcanzarían un salario que estaría determinado en función de una proporción α del excedente de y , por otro lado, las empresas obtendrían una parte $(1-\alpha)$ del mismo excedente. De esta forma, α representaría el poder de negociación de los sindicatos. Cuanto mayor sea α , mayor la parte del excedente que se llevarían los trabajadores en forma de salarios; en el límite, el poder de negociación máximo vendría dado cuando $\alpha = 1$. Cuando la empresa dispone de todo el poder, $\alpha = 0$. Sustituyendo esta hipótesis en la ecuación (2), se llega a la ecuación de salario:

$$w = \alpha y + (1 - \alpha) r V_u \quad (3)$$

Es decir, el salario es una media ponderada por el poder de negociación de los sindicatos entre la probabilidad de estar empleado y produciendo y o en paro. Si el poder de negociación de los sindicatos es máximo, el salario dependerá de la producción. Por otro lado, si ese poder es nulo, el salario será igual al de reserva, que es equivalente al de mercado. Despejando la ecuación (3) y , considerando las

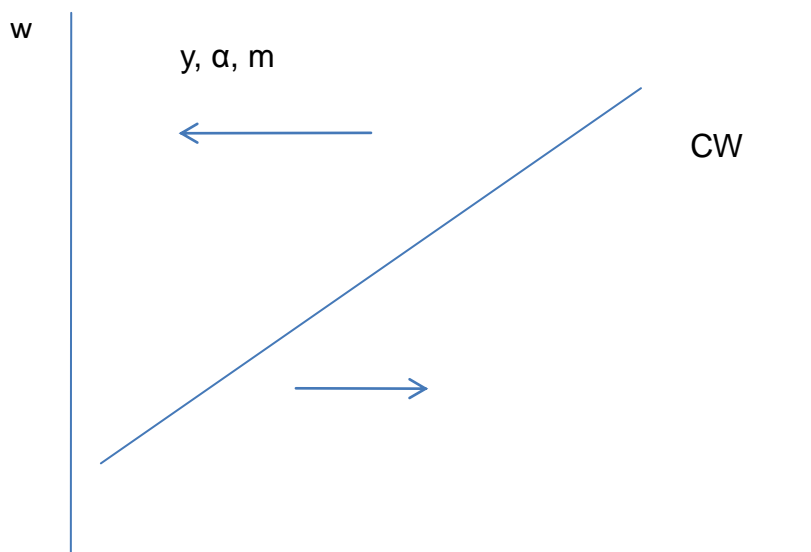
hipótesis destacadas a lo largo de este apartado³, se llega a una ecuación de salario en el espacio $(w, v/u)$ con pendiente positiva y que tiene la siguiente forma funcional:

$$WC = z + (y - z) \Gamma(\theta) \quad (4)$$

tal que $\theta = v/u$ y $\Gamma'(\theta) > 0$

La curva de salario (CW) representaría la relación entre el salario y el desajuste del mercado de trabajo, de forma que, cuanto mayor es el desajuste, mayor v/u , mayor el número de vacantes por trabajadores, mayor la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo y, por lo tanto, menor el coste de búsqueda, mayor el salario exigido por los trabajadores. Esta curva de salario positivamente inclinada está representada en la figura VI.3.

Figura 3: Curva de salario



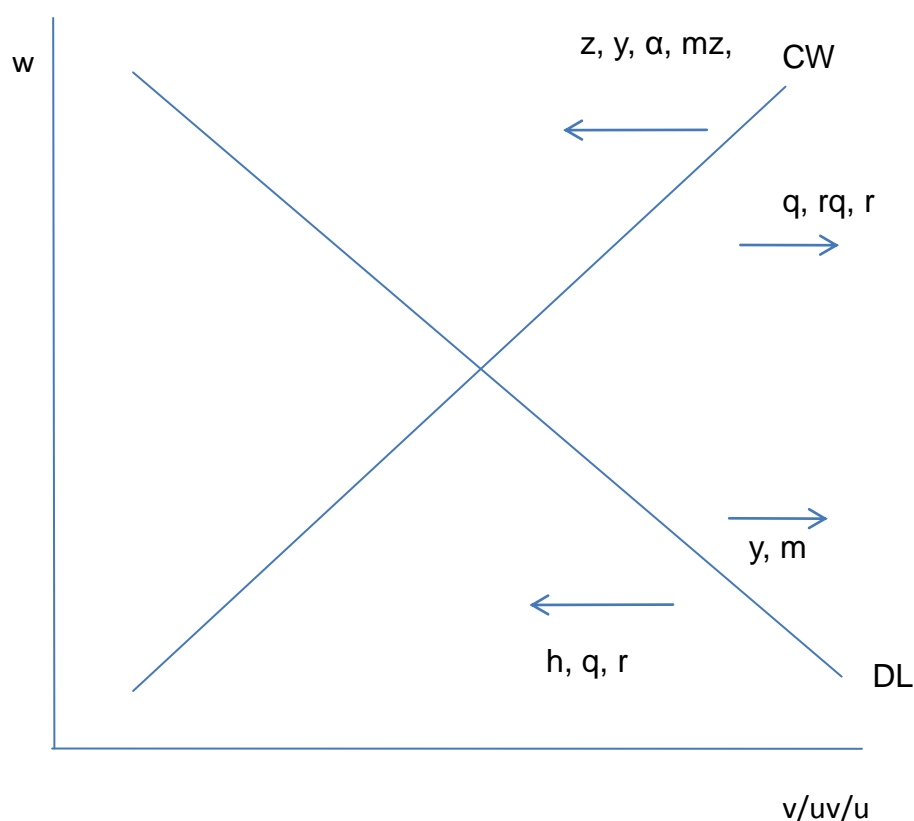
Fuente: Cahuc y Zylberberg (2004), op. cit.

La figura anterior revela la estática comparativa de la curva de salario considerando un cambio positivo en las variables que influenciarían la decisión de los trabajadores.

El análisis se complementa, por lo tanto, evaluando al mismo tiempo, en el mismo diagrama, las curvas de demanda de trabajo y la de salario. En este diagrama es posible determinar el nivel de equilibrio del salario y de paro y también la eficiencia del mercado de trabajo y de paro.

³ Véase Cahuc & Zilberberg (2004, cap. 9), op. cit.

Figura 4. El equilibrio en el modelo matching



Fuente: Cahuc y Zylberberg (2004), op. cit.

En la Tabla 1, abajo, se presentan todas las combinaciones de efectos de los cambios provocados por alguna de las variables independientes consideradas en el modelo sobre el salario, el ajuste del mercado de trabajo y la tasa de paro.

Tabla 1 Estática comparativa del modelo “*matching*”

	Prestación por desempleo, Z	Poder de negociación de los sindicatos, α	Coste de la vacante, h	Matching (ajuste), m	Producción, y	Tasa de destrucción de vacantes, q
w	+	+	-	+	+	-
v/u	-	-	-	+	+	-
u	+	+	+	-	-	+

Fuente: Cahuc y Zylberberg (2004), op. cit.

Por ejemplo, la estática comparativa que se deduce del modelo descrito anteriormente y resumido en la Figura 4 y en la Tabla 1, muestra que una reforma laboral que reduzca el poder de negociación de los sindicatos o que reduzca la prestación por desempleo llevaría a una reducción del salario y de la tasa de paro, al mismo tiempo que mejora la eficiencia del mercado de trabajo. En otras palabras, una reducción del poder de negociación de los trabajadores o de la prestación por desempleo promueve una reducción de los salarios. Si se mantiene constante la demanda de trabajo, la CW se desplaza hacia la derecha, lo que promueve una

reducción del salario negociado. Esto incrementa el beneficio esperado de ocupar una vacante; reduciendo, por lo tanto, el número de vacantes, lo que é equivalente a reducir la relación v/u , o a mejorar el funcionamiento del mercado de trabajo. A continuación, se presenta un análisis econométrico sobre la evolución reciente de la CB en algunos países de la Unión Europea y para España de forma a estimar cómo está evolucionando la eficiencia del mercado de trabajo en la Gran Depresión y, a partir de los resultados, evaluar la mejor estrategia de política de empleo.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

Como se ha mostrado en el apartado anterior, la Curva de Beveridge representarse por la siguiente función:

(5)

Donde M denota el nivel de ajuste entre empleos y vacantes en la economía, U el número de desempleados y V el número de vacantes disponibles en el mercado de trabajo. Siguiendo Wall, H. J. y Zoega, G. (2001) se puede representar la función *matching* como una Cobb-Douglas, siendo:

(6)

Aplicando una transformación logarítmica a (6) y considerando que, en el equilibrio, el número de contratos generados (M) es igual al número de contratos suprimidos, la ecuación (6) puede ser representada por la siguiente forma funcional:

$$\ln u_{it} = \alpha_i T + \lambda_t D + \beta \ln v_{it} + e_{it} \quad (7)$$

Donde u es la tasa de desempleo y v es la tasa de vacantes para los i países en los t años. T y D son dos vectores de variables ficticias para representar los países y años analizados. β es el coeficiente que mide la relación existente entre la tasa de desempleo y el ratio de vacantes, que indica la elasticidad entre desempleo y vacantes ($(\alpha - 1)/\alpha$), y e_{it} el término de error asociado a la regresión para el individuo i en el año t (Wall, H. J. & Zoega, G.; 2001 y Bouvet, F.; 2009).

La ecuación (7) es estimada a partir de un modelo de datos de panel para los países de la Eurozona en el periodo comprendido para los años 2005 - 2011. En la búsqueda de las estadísticas para la estimación del modelo, se ha encontrado con dos definiciones diferentes para tasa de vacante:

1. La utilizada por Eurostat, que define tasa de vacante como la relación entre número de vacantes y el número de puestos ocupados + el número de vacantes. El "número de vacantes" corresponde a aquellos puestos de trabajo, ya sean de nueva creación o no, que no se encuentran ocupados o pueden quedar vacantes en cualquier momento, para el cual el empleador busca la incorporación inmediata o en un futuro próximo de un candidato idóneo, ajeno a la empresa. El "número de puestos ocupados" son los puestos existentes para los cuales ya ha sido asignado un trabajador, asemejándose este concepto al de asalariado⁴.

2. La segunda definición es la utilizada en la literatura teórica que calcula la tasa de vacantes como una relación entre el número de vacantes y la población activa⁵.

Por lo tanto, se hace necesario estimar ecuaciones de la CB para las dos definiciones anteriores. Por último también se estima un tercer modelo para el caso

⁴ Ver definiciones de forma detallada en:

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Glossary:Job_vacancy_rate_\(JVR\)](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Glossary:Job_vacancy_rate_(JVR))

⁵ Véase Cahuc y Zylberber (2004), Diamond (2011) o Mortensen(2011)

de España, utilizando datos regionales, por Comunidades Autónomas, de la Encuesta de Coyuntura Laboral y de la Encuesta de Población Activa.

Modelo 1.

Se estima la CB para ocho países de la Eurozona (Alemania, Grecia, España, Italia, Luxemburgo, Holanda, Portugal y Finlandia)⁶ en el periodo comprendido entre los años 2005 - 2011. Los datos de cada país proceden del Eurostat, excepto para el caso italiano, que son del Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) - ambos utilizan la misma metodología. Se ha calculado la media anual para la tasa de vacantes y de desempleo trimestral, excepto para el año 2005 y el año 2011, donde se ha utilizado únicamente los trimestres disponibles. Todas las variables han sido transformadas en logaritmo.

Se estima la ecuación (7) por datos de panel con efectos fijos, para captar los coeficientes que revelan las especificidades de cada país y año del análisis. Se supone, por lo tanto, la existencia de un efecto individual para cada país, constante en el tiempo, que correspondería a aspectos propios de cada uno, como, por ejemplo, la estructura de su mercado de trabajo u otros aspectos característicos de su economía. Asimismo, la variable exógena representativa de cada año estima el efecto que produce cada periodo analizado, siendo éste igual para todos los países en dicho periodo. Estos dos vectores de variables ficticias pretenden captar aquellos factores no observados en la ecuación (7) y que estarían afectando a la eficiencia del mercado de trabajo. Estas transformaciones, tal y como destaca Wooldridge (2002), pueden estimarse de forma consistente y eficiente mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios.

El resultado del análisis para el primer modelo⁷ se muestra en la Tabla 1. La relación que se observa entre la tasa de vacantes y la tasa de desempleo es positiva y significativa, indicando que la elasticidad desempleo-vacantes sería creciente. Los valores de las *dummies* para cada país y año se expresan tomando como referencia a Alemania y el año 2005. En este sentido todos los países poseen un nivel de desempleo superior y significativo con respecto a Alemania (exceptuando el caso de Holanda), siendo España y Portugal los países más destacados, evidenciando las diferencias derivadas la profunda crisis económica que afrontan ambos países.

Se observa que los años 2009, 2010 y 2011 poseen coeficientes positivos y significativos, mientras que los años anteriores no. Para contrastar la significatividad conjunta de los coeficientes estimados para los años que corresponden a la crisis económica, es decir, 2008, 2009, 2010 y 2011, se ha utilizado un contraste F, según Green (2008) y Wooldridge (2002). El objetivo de este análisis es evaluar la estabilidad de la CB estimada. Se aceptamos la hipótesis de que los coeficientes estimados para los años posteriores a la crisis son iguales a cero, implicaría concluir que la crisis económica no ha desplazado la CB y, por lo tanto, no ha tenido efectos sobre la eficiencia del mercado de trabajo. Esto confirmaría la hipótesis de que la CB no se desplaza por efecto de los ciclos económicos, tal como descrito en la introducción. De lo contrario, si aceptamos que los coeficientes estimados para los años son diferentes, la CB estaría desplazándose a lo largo de este periodo de

⁶ Los países restantes no han podido ser incluidos en el análisis a causa de la falta de datos disponibles.

⁷ Este modelo ha tenido que ser corregido por heterocedasticidad, calculando la significatividad de los estimadores con una matriz de varianzas robusta.

crisis. Esto sería el reflejo de un mal funcionamiento del mercado de trabajo y, por lo tanto, se justificaría medidas de reforma laboral tendentes a mejorar la eficiencia del mismo.

Los resultados, como se puede observar en la tabla 1, muestran que los coeficientes de los años son significativos y positivos, revelando que la CB se ha desplazado hacia la derecha desde 2008, y que los mercados laborales incluidos en el análisis han reducido la eficiencia a lo largo de la crisis. En otras palabras, esto quiere decir que al mismo tiempo que se ha incrementado la tasa de paro, también se ha incrementado la tasa de vacante, lo que pone de manifiesto la ineficiencia de estos mercados y la necesidad de reformarlos.

Tabla 1. Modelo de regresión 1, para Alemania, Grecia, España, Italia, Luxemburgo, Holanda, Portugal y Finlandia en el periodo 2005 - 2011.

Panel Data Efectos Fijos. OLS-dummie país-tiempo robusto			
Variables	Coeficiente	Desv. Típ.	Significat.
In_vacancy***	1,0274950	0,330238	0,003
2005	-	-	-
2006	0,2512622	0,347942	0,474
2007	0,0752227	0,353635	0,833
2008	0,2320957	0,323839	0,478
2009**	0,7234251	0,270070	0,011
2010**	0,6577114	0,296738	0,032
2011*	0,6066059	0,320518	0,065
Germany	-	-	-
Greece***	1,4688350	0,259619	0,000
Spain***	2,4368540	0,318695	0,000
Italy*** (1)	1,9633110	0,379958	0,000
Luxembourg***	1,7265110	0,406140	0,000
Netherlands	0,3174991	0,351790	0,372
Portugal***	2,3581400	0,513309	0,000
Finland**	1,1412230	0,481893	0,023
Nº Observaciones	56		
Prob F***	0,000		
R-Squared	0,9450		
H ⁰ : $\lambda_{2008} = \lambda_{2009} = \lambda_{2010} = \lambda_{2011} = 0$ ***	0,0086		

Fuente: Análisis STATA, elaboración propia con datos de Eurostat e ISTAT.

*** Grado de significatividad inferior al 1 por ciento.

** Grado de significatividad inferior al 5 por ciento.

* Grado de significatividad inferior al 10 por ciento.

Los datos analizados para Italia proceden de ISTAT, utilizando la misma metodología que la utilizada por Eurostat para el cálculo de la tasa de vacantes.

Modelo 2.

Con la definición alterativa de tasa de vacantes se estima un segundo modelo para el periodo 2005-2010, para los siguientes países de la Eurozona: Alemania,

Grecia, España, Francia, Luxemburgo, Holanda, Austria, Portugal y Finlandia⁸. Los datos analizados han sido obtenidos de Eurostat. Para Francia y Austria los datos de vacantes proceden del Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé y del Austrian Institute of Economic Research (WIFO), respectivamente. De nuevo, los datos anuales han sido calculados como la media para los cuatro trimestres del año de cada país, utilizando tan solo los tres primeros trimestres para el año 2011. También se estima a partir de datos de panel con efectos fijos, con las variables en logaritmo, y variables ficticias para cada país y año del análisis (Wooldridge; J. M., 2002).

Los resultados indican que la relación existente entre la tasa de vacantes y de desempleo es negativa y significativa, en contra de lo observado en el primer modelo (Tabla 2). De nuevo, las *dummies* para cada país y año del análisis se expresan en función de Alemania y el año 2005. Los países del análisis que muestran un coeficiente significativo son Grecia, Luxemburgo, Holanda, Austria y Finlandia, en contraste con la no significatividad del coeficiente para España, Francia y Portugal. El signo del coeficiente varía entre cada uno de los países que muestran significatividad en el valor de sus estimadores. En este sentido podemos observar dos grupos. El primero estaría formado por Finlandia, Grecia y Holanda, quienes muestran un ajuste menos eficiente que Alemania, y el segundo por Luxemburgo y Austria, que muestran un ajuste mejor que el del país de referencia. Los demás países muestran signos no significativos.

En cuanto al análisis correspondiente para los años analizados, se observa que los años 2006, 2007, 2008 y 2010 son significativos y presentan un valor positivo. Sin embargo, el contraste conjunto muestra no significatividad conjunta de los mismos, lo que implicaría que la crisis no estaría afectando al desplazamiento de la CB, por lo tanto, no tendría efectos sobre la eficiencia del mercado de trabajo, al contrario de las estimación anterior. La elasticidad desempleo-vacantes en este segundo modelo es negativa y estadísticamente significativa y, además, la crisis económica no estaría implicando un empeoramiento en el ajuste entre vacantes y desempleo.

⁸ Los países restantes no han podido ser incluidos en el análisis a causa de la falta de datos disponibles.

Tabla 2. Modelo de regresión 2, para Alemania, Grecia, España, Italia, Luxemburgo, Holanda, Portugal y Finlandia en el periodo 2005 - 2010.

Panel Data Efectos Fijos. OLS-dummie país-tiempo			
Variabes	Coficiente	Desv. Típ.	Significat.
ln_vacancy***	-1,5217760	0,4765965	0,003
2005	-	-	-
2006***	0,9254611	0,2641286	0,001
2007***	0,8656112	0,2648217	0,002
2008**	0,5958386	0,2686763	0,032
2009	0,3173975	0,3324031	0,345
2010***	0,5593356	0,3001826	0,070
Germany	-	-	-
Greece**	0,7959984	0,3728654	0,039
Spain	-1,4284330	1,0339370	0,175
France (1)	0,4353287	0,4393399	0,328
Luxembourg**	-5,1169020	1,8785160	0,010
Netherlands***	1,0651280	0,3257145	0,002
Austria* (2)	-1,6179390	0,8086240	0,052
Portugal	0,3111695	0,4810317	0,521
Finland***	2,5838130	0,5024631	0,000
Nº Observaciones	54		
Prob F***	0,000		
R-Squared	0,9274		
H ⁰ : $\lambda_{2008} = \lambda_{2009} = \lambda_{2010} = 0$	0,1181		

Fuente: Análisis STATA, elaboración propia con datos Eurostat, Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé y Austrian Institute of Economic Research (WIFO).

*** Grado de significatividad inferior al 1 por ciento.

** Grado de significatividad inferior al 5 por ciento.

* Grado de significatividad inferior al 10 por ciento.

Los datos analizados para el número de vacantes Francia proceden del Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé, utilizando las ofertas de trabajo existentes (offres d'emploi collectées).

Los datos analizados para el número de vacantes de Austria han sido obtenidas del Austrian Institute of Economic Research (WIFO).

Modelo 3.

El modelo 3 para España, reproduce los dos análisis realizados anteriormente, con las diferentes definiciones de tasas de vacantes, considerando las CCAA. Los datos son la Encuesta de Coyuntura Laboral y de la Encuesta de Población Activa para el periodo 2005-2001. En este caso la serie es completa, siendo disponibles todos los trimestres de la serie. En el primer modelo se utiliza la definición de tasa de vacantes del Eurostat y, en el segundo, se utiliza el método alternativo de análisis para la tasa de vacantes, a partir de la población activa como denominador. Ambos modelos han sido estimados por datos de panel con efectos fijos, con variables ficticias para cada CCAA y año del análisis. Como en los casos anteriores, los estimadores de Mínimos Cuadrados Ordinarios son consistente y eficiente (Wooldridge; J. M., 2002).

Los resultados observados para el primer análisis (ver Tabla 3.1) indican, al igual que en el modelo 2, una relación negativa para la elasticidad desempleo-vacantes. A nivel regional los datos quedan expresados en comparación a Andalucía, mientras que, a nivel anual, se expresan con respecto al año 2005. Las regiones de Aragón, Baleares, Canarias, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Cataluña, Extremadura, Galicia y Madrid, presentan un coeficiente positivo y significativo. A su vez, a nivel anual se observa un valor positivo y significativo para los años 2006, 2007, 2009, 2010 y 2011, indicando un desplazamiento positivo de la CB lo que aumentaría su ineficiencia. El contraste de significatividad conjunta confirma esta hipótesis de menor eficiencia en el funcionamiento del mercado de trabajo español a lo largo de la crisis.

Tabla 3.1. Modelo de regresión 3.1, analizando la tasa de vacantes en función del número de asalariados para España (utilizando datos regionales) en el periodo 2005 - 2011.

Panel Data Efectos Fijos. OLS-dummie país-tiempo			
VARIABLES	Coeficiente	Desv. Típ.	Significat.
ln_vacancy***	-2,1601850	0,4169688	0,000
2005	-	-	-
2006**	0,9137268	0,4535707	0,047
2007**	1,1607590	0,4553847	0,012
2008	0,6926283	0,4754023	0,148
2009**	0,9731302	0,4710621	0,042
2010***	1,5968430	0,4658357	0,001
2011**	1,1847030	0,4877019	0,017
Andalucía	-	-	-
Aragón**	1,3882910	0,6217388	0,028
Asturias	-0,0174961	0,6904536	0,980
Baleares**	1,3636110	0,6583104	0,041
Canarias*	1,2507450	0,6751240	0,067
Cantabria	0,1150254	0,7213104	0,874
Castilla-La Mancha**	1,5756040	0,6517855	0,018
Castilla y León*	1,0531260	0,6320832	0,099
Cataluña***	2,1756210	0,6129900	0,001
Com Valenciana	0,7963352	0,6648506	0,234
Extremadura*	1,3828810	0,7235410	0,059
Galicia**	1,4116060	0,6510540	0,033
Madrid***	2,2064720	0,6078492	0,000
Murcia	0,9258405	0,6782651	0,175
Navarra	0,6788989	0,6546063	0,302
País Vasco	0,6518453	0,6626189	0,328
Rioja (La)	0,8975644	0,6311095	0,158
Nº Observaciones	119		
Prob F***	0,000		
R-Squared	0,8973		
H ⁰ : $\lambda_{2008} = \lambda_{2009} = \lambda_{2010} = \lambda_{2011} = 0$	0,0148		

Fuente: Análisis STATA, elaboración propia con datos Boletín de Estadísticas Laborales y Encuesta de Población Activa.

*** Grado de significatividad inferior al 1 por ciento.

** Grado de significatividad inferior al 5 por ciento.

* Grado de significatividad inferior al 10 por ciento.

Por otro lado, los resultados obtenidos en el segundo análisis (ver Tabla 3.2) indican una relación negativa y significativa para la elasticidad desempleo-vacantes, similar a la observada en el modelo anterior. Analizando las *dummies* anuales, los años 2007 y 2010 presentan un coeficiente positivo y significativo, evidenciando un posible desplazamiento positivo de la CB. Sin embargo, el contraste de significatividad conjunta de los coeficientes correspondientes al periodo de crisis (2008 - 2011) muestra que éstos no son significativos, por lo que el análisis no ofrece

evidencias sobre el desplazamiento de la Curva de Beveridge y, por tanto, empeoramiento del *matching*. En otras palabras, el análisis del mercado de trabajo español a partir de la definición de tasa de vacantes calculadas respecto a la población activa no muestra evidencias de empeoramiento en la eficiencia del mercado de trabajo español. Los desplazamientos serían a lo largo de una misma CB, por lo tanto, con una relación de eficiencia constante. Esto confirmaría hipótesis de que la CB no se desplazaría en los ciclos económicos.

Tabla 3.2. Modelo de regresión 3.2, analizando la tasa de vacantes en función del número de asalariados para España (utilizando datos regionales) en el periodo 2005 - 2011.

Panel Data Efectos Fijos. OLS-dummie país-tiempo			
Variables	Coeficiente	Desv. Típ.	Significat.
ln_vacancy***	-2,1809280	0,3340824	0,000
2005	-	-	-
2006	0,6868690	0,4302173	0,114
2007**	0,9485845	0,4322468	0,031
2008	0,4130950	0,4545027	0,366
2009	0,5577698	0,4577561	0,226
2010**	1,1392220	0,4543479	0,014
2011	0,6824855	0,4800433	0,158
Andalucía	-	-	-
Aragón*	0,9904481	0,5954334	0,099
Asturias	-0,5036002	0,6627355	0,449
Baleares	0,8773383	0,6349009	0,170
Canarias	0,7063536	0,6539310	0,283
Cantabria	-0,3070539	0,6829611	0,654
Castilla-La Mancha	1,0212360	0,6334062	0,110
Castilla y León	0,5457017	0,6113769	0,374
Cataluña***	1,7954740	0,5848930	0,003
Com Valenciana	0,2810879	0,6427187	0,663
Extremadura	0,6972099	0,7077391	0,327
Galicia	0,8633985	0,6323134	0,175
Madrid***	1,9639290	0,5731877	0,001
Murcia	0,4336882	0,6528061	0,508
Navarra	0,3214821	0,6234684	0,607
País Vasco	0,2996843	0,6298770	0,635
Rioja (La)	0,4657862	0,6064442	0,444
Nº Observaciones			119
Prob F***			0,000
R-Squared			0,9090
H ⁰ : $\lambda_{2008} = \lambda_{2009} = \lambda_{2010} = \lambda_{2011} = 0$			0,1735

Fuente: Análisis STATA, elaboración propia con datos Boletín de Estadísticas Laborales y Encuesta de Población Activa.

***Grado de significatividad inferior al 1 por ciento.

**Grado de significatividad inferior al 5 por ciento.

*Grado de significatividad inferior al 10 por ciento.

4. CONCLUSIONES

La Curva de Beveridge se ha utilizado tradicionalmente para evaluar las condiciones del mercado laboral y hacer recomendaciones de política de empleo, siendo útil para mostrar los desajustes del mercado de trabajo que suceden en diferentes regiones o países. El presente artículo tiene por objetivo analizar cómo ha afectado la crisis económica a la eficiencia del ajuste en el mercado laboral para los países de la Eurozona y para España en el periodo de crisis económica. El análisis econométrico empleado es el de datos de panel con efectos fijos, calculando los coeficientes asociados a la heterogeneidad no observada, tanto a nivel temporal como por país analizado. De esta forma, los estimadores pueden ser calculados de forma consistente mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Además, se ha utilizado dos definiciones diferentes para tasa de vacantes. La primera, la que utiliza el Eurostat, que define tasa de vacante como la relación entre número de vacantes y el número de puestos ocupados + el número de vacantes. La segunda definición es la utilizada en la literatura teórica que calcula la tasa de vacantes como una relación entre el número de vacantes y la población activa. Para el caso de España, se utiliza datos regionales, por Comunidades Autónomas, de la Encuesta de Coyuntura Laboral y de la Encuesta de Población Activa.

Para el caso de la Eurozona, el primer modelo muestra que la CB se ha desplazado hacia la derecha desde 2008, y que los mercados laborales incluidos en el análisis han reducido la eficiencia a lo largo de la crisis. En otras palabras, esto quiere decir que al mismo tiempo que se ha incrementado la tasa de paro, también se ha incrementado la tasa de vacante, lo que pone de manifiesto la ineficiencia de estos mercados y la necesidad de reformarlos. Por otro lado, el segundo modelo muestra que la crisis económica no ha tenido efectos sobre la eficiencia del funcionamiento del mercado laboral de la Eurozona; además, estima una relación negativa entre vacantes y desempleo, al contrario del observado en el modelo anterior. Este segundo resultado confirmaría la hipótesis de que la eficiencia del mercado de trabajo no cambia con los ciclos económicos.

Para el caso de España, también son estimados dos modelos, con las dos definiciones de tasa de vacantes. El primer modelo, que utiliza la definición elaborada por Eurostat para la tasa de vacantes, el efecto de la crisis económica sobre la eficiencia del “matching” es negativo, mientras que en el segundo modelo la crisis económica no posee efecto alguno sobre la eficiencia del ajuste en el mercado laboral española. En ambos análisis la elasticidad desempleo-vacante estimado es negativa y con un coeficiente estimado bastante semejante, mostrando que a medida que aumenta el número de vacantes disminuye el desempleo.

Por lo tanto, las evidencias presentadas no parecen corroborar la hipótesis de que la eficiencia del mercado laboral europeo y español está disminuyendo a lo largo de la crisis económica actual, lo que justificaría la necesidad de una reforma laboral para mejorar el funcionamiento del mismo. En cualquier caso, este trabajo también pone de manifiesto las deficiencias existentes en las estadísticas sobre tasa de vacantes, mostrando la necesidad de avanzar en las investigaciones futuras de forma a medir establecer criterios más adecuados y eficientes de la medida de vacantes y de tasa de vacantes.

BIBLIOGRAFÍA

- ABRAHAM, K. G. AND M. WATCHER, HELP-WANTED ADVERTISING, (1987) Job Vacancies, and Unemployment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1987, (1), 207-248.
- ACEMOGLU S., SHIMER R. (2000), "Productivity gains from unemployment insurance", *European Economic Review*, 44, pp. 1115-1125.
- ANTOLÍN, P., (1994) "Unemployment ows and vacancies in Spain," WP-EC 94-05. *Instituto Valenciano de Investigaciones Economicas*.
- 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*, August, 58 (231), 279-297.
- BOUVET, F. (2009), "The Beveridge Curve in Europe: New evidence using national and regional data", *Western Regional Science Association anual Conference*, Napa (LA).
- CAHUC Y ZYLBERBER (2004). *Labor Economics*, MIT Press, MA.
- DIAMOND, P. (1981), "Mobility cost, frictional unemployment, and efficiency", *Journal of Political Economy*, 89, pp. 798-812.
- DIAMOND, P. (2011),"Unemployment, Vacancies, Wages", *American Economic Review*, 101 (4): 1045-1070
- EUROPEAN COMISSION (2006), *Employment in Europe 2006*, (Chapter 3. Effective European Active Labour Market Policies), Bruselas.
- GREEN, H.W. (2008), *Econometric Analysis*, 6th, Pearson, NY.
- KOSFELD, R., C. DREGER, AND H-F. ECKEY, (2007) "On the stability of the German Beveridge curve: a spatial econometric perspective," *Annals of Regional Science*, 2007.
- MARIMON Y ZILIBOTTI (1999), "Unemployment vs mismatch of talents: Reconsidering unemployment benefits", *Economic Journal*, 109, pp. 266-291.
- MORTENSEN, D. T. (2011), "Markets with Search Friction and the DMP Mode", *American Economic Review*, 101 (4): 1073-1090
- OCDE (2006), *Employment Outlook*. Paris, OCDE.
- PETRONGOLO, B. AND C. A. PISSARIDES (2001), Looking into the black box: A survey of the matching function," *Journal of Economic Literature*, 39, 390-431.

- PISSARIDES, C. A. (2011), "Equilibrium in the Labor Market with Search", *American Economic Review*, 101 (4): 1092-1104.
- PISSARIDES, C. A., (1985) "Short-run dynamics of unemployment, vacancies, and real wages," *American Economic Review*, 1985, 75, 676-690.
- VALLETTA, R. G., (2005) "Why has the US Beveridge curve shifted back? New evidence using regional data,". *Federal Reserve Bank of San Francisco*, Working paper 2005-25.
- VARIAN (1999), *Microeconomics Analysis*, Norton International Edition.
- WALD, H. J. & ZOEGA, G. (2001), "The British Beveridge Curve: A Tale of Ten Regions", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Working Paper 2001-007B, St. Louis (MO).
- WOOLDRIDGE, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, MA.