

**DOCUMENTS DE TREBALL  
DE LA DIVISIÓ DE CIÈNCIES JURÍDIQUES,  
ECONÒMIQUES I SOCIALS**

*Col·lecció d'Economia*

**EL DESEMPLEO ESPAÑOL: FACTORES ESTRUCTURALES\***

**Jordi López-Tamayo**

**Jordi Suriñach Caralt**

**Dirección**

Grup de Recerca de Qualitat “Anàlisi Quantitativa Regional”

Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola

Facultat d'Econòmiques

Universitat de Barcelona

Avda. Diagonal 690 - 08034 Barcelona, Espanya

Tel: 934021984

Fax: 934021821

e-mail: [jlopez@eco.ub.es](mailto:jlopez@eco.ub.es)

**Recibido:** Marzo 1999

---

\*Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Enrique López-Bazo y Raúl Ramos, así como las sugerencias realizadas por un evaluador anónimo.

**ABSTRACT:** Unemployment is one of the most important problems of the Spanish and European economies. A possible analysis, vastly extended in recent literature, focuses on mismatch problems between labour demand and supply. In this sense, the empirical relationship between the vacancy rate and the unemployment rate, the so-called Beveridge curve or UV curve, offers an instrument to characterise the unemployment of the considered economy. Different studies, such as Jackman *et al.* (1983) and Pissarides (1985) among others, point out that outward shifts of the Beveridge curve can be interpreted as increases in structural unemployment. The identification of these shifts provide some useful information that can be used for policy-making.

The main objective of this paper is to identify the outward shifts of the Beveridge curve for the Spanish economy in the period 1978-96 using annual data from the *Encuesta de Población Activa* (INE) and the *Estadística de Empleo*, INEM. As both sources provide regional disaggregated data, it is possible to use a regional panel data to analyse a wide pool of factors that can explain the outward shift of the UV curve, a possible change in the elasticity of the unemployment rate with respect to the vacancy rate and the existence of different regional behaviours in the process of job-matching.

**KEY WORDS:** vacancy rate, mismatch, UV curve, structural unemployment.

**JEL Classification:** J60, J53, J64, E34.

**RESUM:** L'atur és un dels problemes més importants de l'economia espanyola i la resta d'economies europees. Una possible anàlisi, àmpliament estesa en la literatura recent, considera el desajust existent entre la oferta i la demanda de treball com a possible causant d'aquesta situació. En aquest sentit, la relació empírica entre la taxa d'atur i la taxa de vacants, l'anomenada corba UV o de Beveridge, ofereix un instrument per a caracteritzar l'atur d'una economia determinada. Diferents estudis, com per exemple, Jackman *et al.* (1983) o Pissarides (1985) entre d'altres, consideren que els desplaçaments de la corba de Beveridge poden interpretar-se com a variacions de l'atur estructural. La identificació d'aquests desplaçaments pot donar informació rellevant per tal de dissenyar polítiques econòmiques adients.

El principal objectiu d'aquest treball és el d'identificar els desplaçaments de la corba de Beveridge per a la economia espanyola durant el període 1978-96 utilitzant dades anuals de la *Encuesta de Población Activa* (INE) i de Estadística de Empleo (INEM). Donat que ambdues fonts faciliten la informació desagregada territorialment, es pot construir un pannel de dades regionals que permet analitzar un ampli conjunt de factors que poden explicar el desplaçament de la corba, un possible canvi en l'elasticitat de la taxa d'atur respecte a la taxa de vacants, així com també valorar l'existència de diferents comportaments regionals en el procés d'emparellament de treballs amb treballadors.

**PARAULES CLAU:** taxa de vacants, *mismatch*, corba UV, atur estructural.

**Classificació JEL:** J60, J53, J64, E34.

## 1. Introducción.

El mercado de trabajo se caracteriza por la interrelación existente entre la fuerza de trabajo y los empleos disponibles en la economía. El hecho de que en una economía se creen y se destruyan puestos de trabajo de forma continuada junto con la ausencia de información perfecta implica que vacantes y desempleo puedan coexistir. En este sentido, por muy eficiente que sea el mercado, tanto empleadores como desempleados necesitarán de un periodo mínimo de búsqueda.

Beveridge definió en 1944 la tasa de desempleo de equilibrio a partir de la relación existente entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes. Siguiendo esta línea argumental, Pissarides (1990) desarrolla un modelo teórico en el que se plantea el equilibrio del mercado de trabajo, es decir, entre la tasa de vacantes y de desempleo, a partir de la igualdad entre los flujos de entrada y de salida del desempleo.

Si se compara la evolución de los pares tasa de vacantes ( $v_r$ ) y tasa de desempleo ( $u_r$ ) a lo largo del tiempo en los diferentes países de la OCDE<sup>1</sup> con la evolución correspondiente a la economía española, las diferencias son notables. Las nubes de puntos de las economías de nuestro entorno indican una relación de carácter negativo, que ha ido sufriendo progresivos desplazamientos junto con bucles de dirección contraria a las manillas del reloj desde principios de los años sesenta. Para el caso español no se dispone de información sobre vacantes hasta finales de los años setenta. No obstante, si se observa la figura 1, se puede apreciar que la curva de Beveridge española se ha desplazado de forma continuada desde finales de los setenta hasta mediados de los ochenta. A partir de este periodo empieza un característico bucle de ajuste en torno a una curva de Beveridge estable.

---

<sup>1</sup> Dicha comparación puede apreciarse en Jackman *et al.* (1990).

Los diferentes motivos que pueden conducir a un desplazamiento de la curva de Beveridge, como se comentará con más detalle en el posterior desarrollo del modelo teórico, son cambios en la intensidad de búsqueda de los desempleados, en la elegibilidad de los mismos, en el desajuste entre oferta y demanda en distintos submercados, así como variaciones en la tasa de entrada en el desempleo.

Dado el comportamiento diferencial de la curva de Beveridge para la economía española, en el presente trabajo nos hemos planteado analizar sus causas y qué factores podrían haber forzado su desplazamiento. Asimismo, mediante la utilización de un panel de datos regional hemos analizado la importancia de la utilización de información regional a la hora de explicar el comportamiento de la curva de Beveridge española y se han encontrado tres efectos importantes: en primer lugar la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes presenta valores más inelásticos que las presentadas por otros autores que han utilizado información agregada. En segundo lugar, la tasa de entrada, la proporción de desempleados de larga duración y desajuste sectorial, permiten explicar el desplazamiento de la curva de Beveridge española hasta mediados de los ochenta. En último lugar, la heterogeneidad regional parece ser importante durante el periodo de desplazamiento de la curva de Beveridge durante 1978-96.

El trabajo se estructura de la siguiente forma: en primer lugar se describe un modelo teórico de flujos basado en Pissarides (1990). A partir de él se deriva la curva de Beveridge analizando los posibles movimientos de la curva y en la curva. En segundo lugar, se realiza una breve revisión de la evidencia empírica existente, tanto respecto a la estimación de la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes, como de los posibles factores que han sido considerados como explicativos de los desplazamientos de la curva de Beveridge en diferentes economías de nuestro entorno. Posteriormente se

analizan los resultados obtenidos para la estimación de la curva de Beveridge para la economía española. El documento finaliza resumiendo las principales conclusiones obtenidas a partir del estudio realizado.

## 2. Desarrollo del marco teórico:

### 2.1. Flujos, *Stocks* y derivación de la curva de Beveridge.

En esta sección se sintetizan las aportaciones realizadas por Pissarides (1990) y, como se ha comentado anteriormente, la curva de Beveridge refleja el equilibrio entre vacantes y desempleo donde los flujos de entrada y salida se igualan. En este sentido, la relación existente entre el stock de desempleados, flujos de entrada y flujos de salida viene determinada por la siguiente expresión:

$$\Delta U = S - H \quad (1)$$

donde  $\Delta U$  es el incremento en el *stock* de desempleo,  $S$  representa el flujo de entrada y  $H$  el flujo de salida. De este modo, los cambios en el desempleo no son más que la diferencia entre los flujos de entrada al desempleo y las salidas que se producen del mismo.

Si se considera  $E$  como el *stock* de empleados, una expresión equivalente a la expresión (1) sería la siguiente:

$$\Delta \left( \frac{U}{U + E} \right) = \frac{S}{U + E} - \frac{H}{U + E} = \frac{S}{E} \frac{E}{U + E} - \frac{H}{U} \frac{U}{U + E} \quad (2)$$

donde los cambios en la tasa de desempleo pueden ser analizados mediante la diferencia entre la tasa de entrada -entendida como el ratio del flujo de individuos que entran en situación de desempleo durante un periodo respecto al *stock* de empleados al principio del periodo- multiplicada por la tasa de empleo

y la tasa de salida -entendida como el ratio del flujo de salida de desempleados durante un periodo respecto al *stock* de desempleados al principio del periodo- multiplicada por la tasa de desempleo. Denotando las tasas mediante letras minúsculas, (2) se podría expresar como:

$$\Delta u = s(1 - u) - hu \quad (3)$$

donde  $\Delta u$  es el incremento en la tasa de paro,  $s$  la tasa de entrada,  $(1-u)$  es la tasa de empleo y  $h$  representa la tasa de salida. Si se considera el estado estacionario, es decir, aquél en que no existe variación en la tasa de desempleo, la expresión (3) queda resumida en la igualdad entre los flujos de entrada y de salida:

$$s(1 - u) = hu \quad (4)$$

Diversos estudios realizados para las diferentes economías europeas, como por ejemplo Pissarides (1986) o Jackman *et al.* (1990), revelan que la tasa de entrada se ha comportado de forma bastante estable durante los diferentes periodos analizados, considerando que el problema fundamental reside en que los flujos de salida del desempleo no han podido compensar los flujos de entrada. Para el caso español, Antolín (1994, 1997) muestra que a pesar de que la economía española presenta un gran incremento de los flujos de entrada es la evolución de los flujos de salida la que determina el alto nivel de desempleo. Siguiendo esta línea de argumentación, en el presente trabajo se ha considerado que los flujos de entrada están provocados por *shocks* específicos en los puestos de trabajo asociados a cambios estructurales de demanda. Dichos *shocks* producen variaciones en los precios relativos. En este sentido se considera que el precio relativo del output de un ocupado es lo suficientemente alto como para inducir a la producción, y por tanto a mantener el emparejamiento, o

relativamente bajo como para conducir a una separación, y por tanto deshacer la relación laboral. Consecuentemente, los *shocks* adversos que afectan a los trabajos ocupados provocan entradas en el desempleo a una tasa de entrada  $s$  exógena, es decir, independiente del proceso de ocupación de puestos de trabajo.

En lo referente a los flujos de salida, se considera que toda salida se produce por medio de una contratación<sup>2</sup>. Dicha contratación depende de dos probabilidades: la probabilidad de recibir una oferta junto con la probabilidad de aceptarla<sup>3</sup>. Los principales factores que pueden influir en dichas probabilidades son básicamente los siguientes:

1. *Los empleos disponibles en la economía:* Cuantos más empleos disponibles existan mayor será la probabilidad de ser contratado, existiendo una relación positiva entre vacantes ( $V$ ) y emparejamientos ( $H$ ).
2. *La efectividad en la búsqueda de desempleados y empleadores:* Desde el momento en que se han de asignar recursos al proceso de búsqueda, ésta es costosa. Un desempleado buscará trabajo de una forma más activa cuando el beneficio de dicha búsqueda, la obtención de un trabajo, sea superior al beneficio de permanecer en la situación de desempleo. Supongamos que todo desempleado está disponible para trabajar y que busca trabajo durante una fracción de tiempo. A esta fracción de tiempo se le denomina intensidad de búsqueda. A mayor tiempo empleado, es decir, a mayor intensidad de búsqueda, mayor probabilidad de abandonar la situación de desempleo. Del mismo modo, un trabajador que lleve mucho tiempo desempleado será menos atractivo para un potencial empleador que un trabajador que acabe de quedarse sin empleo. Esto es debido a factores como la pérdida de

---

<sup>2</sup>Implicando que no se contabilicen ni los desanimados ni aquéllos que se jubilan estando desempleados.

habilidades adquiridas en ocupaciones anteriores, el desfase de capacitación del empleado por avance de nuevas tecnologías, así como una serie de factores que se podrían englobar dentro del concepto de *cultura laboral*, como por ejemplo el trabajo en equipo o la disciplina. Esta elegibilidad hace que cuanto más tiempo lleve un desempleado en el paro, éste sea menos elegible provocando un efecto semejante a una disminución de la intensidad de búsqueda, y por lo tanto, una disminución en la efectividad de la búsqueda, y en resumen, de la probabilidad de salir del desempleo.

Paralelamente existen un conjunto de medidas legislativas que pueden influir en la efectividad del proceso de búsqueda tanto del desempleado como de la empresa, ya sea mediante alteraciones en la intensidad de búsqueda o en la elegibilidad. Los campos en los que dichas medidas pueden afectar son básicamente los siguientes:

- i) Protección sobre el desempleo: No hay ninguna duda de que la existencia del subsidio de desempleo es necesaria desde un punto de vista social, no obstante, no es menos cierto que la disponibilidad de prestaciones por desempleo generosas y prolongadas en el tiempo disminuyen la intensidad de búsqueda del desempleado. Para el caso de la economía española, Gonzalo (1997) concluye que una mayor duración potencial del derecho a la prestación por desempleo supone una mayor duración esperada del desempleo. Del mismo modo García-Brosa (1996a) encuentra que el efecto de las prestaciones es más acusado durante los primeros meses de desempleo, mientras que después de un año las distorsiones introducidas por la cuantía del subsidio es inferior, es decir, los individuos se vuelven menos exigentes a aceptar una oferta a medida que el periodo de desempleo

---

<sup>3</sup>Andrés *et al.* (1989) a partir de un análisis con información microeconómica concluye que para el caso español las variaciones en la duración de los periodos de desempleo dependen

avanza. De igual forma García-Pérez (1996) obtiene que el cobro de prestaciones por desempleo hace que la probabilidad de salir del desempleo sea mucho menor. Por tanto, parece existir una disminución de la intensidad de búsqueda de los desempleados debido a la existencia de cierta generosidad en el sistema de protección social español y haber influenciado en una menor tasa de salida del desempleo.

- ii) Medidas fiscales que potencien la contratación de grupos de desempleados específicos como pueden ser los desempleados de larga duración, incorporación de los jóvenes al mercado de trabajo y desempleados en edades ya avanzadas. En concreto, éste último grupo de desempleados presenta un gran problema de adaptación a otros empleos con capacitaciones diferentes, más en unos momentos en que el elevado ritmo de avance tecnológico hace que la pérdida de capacitaciones sea mucho más elevada por unidad de tiempo. Dicho efecto ha sido valorado para el caso español por García-Pérez (1996). Este autor concluye que los grupos con una menor probabilidad de salir del desempleo son los menos cualificados, los mayores de 30 años y las mujeres. Por tanto, variaciones en la estructura del desempleo respecto al sexo, edad o cualificación pueden alterar el flujo de salida agregado.
- iii) Estructura de las relaciones laborales: Jimeno (1996) plantea que la introducción de las nuevas figuras de contratos laborales a partir de la reforma de 1984 ha producido una elevada segmentación en el mercado de trabajo español lo cual ha conducido a un mayor poder negociador de los *insiders* en la determinación de los salarios. Un mayor poder negociador de los *insiders* hace que los salarios no sean

---

más de la probabilidad de recibir una oferta que de aceptarla.

sensibles al nivel de desempleo existente y aunque los desempleados (*outsiders*) estén dispuestos a trabajar a un salario inferior, estos no pueden entrar en el proceso de negociación y ofertar dichas condiciones. Asimismo, los empresarios ofrecerán menos puestos de vacantes por lo que se reducirá la probabilidad de contacto entre desempleados y vacantes y, en consecuencia, la tasa de salida del desempleo.

Otro efecto importante sobre la tasa de salida derivado de la estructura de las relaciones laborales es la existencia de elevados costes de despido. En este sentido, elevados costes de despido pueden inducir a que los empleadores sean más reticentes a la hora de empezar una relación laboral ante la presencia de elevados costes cuando se planteen finalizarla. Por tanto, ante elevados costes de despido los empleadores ofrecen menos vacantes y se produce el mismo efecto que en el caso anterior. Al respecto Jimeno (1996) y De la Dehesa (1997) argumentan que los costes de despido en España son de los más elevados de Europa.

Estos factores conducen a que no todos los individuos tengan la misma probabilidad de ser empleados. Por tanto, en términos agregados se considerará que existen  $rU$  desempleados inmersos en un proceso de búsqueda activo, donde  $r$  es la efectividad media de búsqueda ( $0 \leq r \leq 1$ ).

3. *Desajuste existente en el mercado:* Si se analiza esta relación en un contexto agregado, el número de emparejamientos no sólo dependerá de  $rU$  y  $V$ , sino también de cómo trabajos y trabajadores están distribuidos sectorial, ocupacional y geográficamente, es decir, de la compatibilidad entre los mismos.

Parece obvio pensar que existen diferentes tipos de trabajos y trabajadores, y que cada contacto de una pareja de los mismos no ha de conducir

necesariamente a un emparejamiento, ya que no sólo se ha de producir el contacto, sino que el trabajo ofrecido ha de ser aceptado. También se ha de puntualizar que existen diferentes canales mediante los cuales empresas y trabajadores se buscan en el mercado -canales informales, anuncios en periódicos, servicios públicos o empresas de contratación- y que unos son más eficientes que otros dependiendo del tipo de trabajo y trabajador con el que se pretende conectar.

Con el objetivo de valorar la generalidad y no la eficiencia de los diferentes canales, consideraremos que existe una relación entre el número de desempleados y vacantes que se están buscando activamente,  $rU$  y  $V$  respectivamente, y el número de emparejamientos que se generan en un instante del tiempo. Así podemos considerar que tanto incrementos en  $rU$  -es decir, tanto número de desempleados como la efectividad media de búsqueda- como incrementos en  $V$  provocan incrementos en el número de emparejamientos. Asimismo, existen una serie de factores que pueden incrementar (disminuir) el número de emparejamientos por unidad de tiempo como pueden ser una reducción (aumento) en el desajuste entre oferta y demanda, o determinadas medidas legislativas que afecten a la efectividad de la búsqueda. En consecuencia, los flujos de salida pueden ser expresados de la siguiente forma:

$$H = H(rU, V, F) \quad H_{rU}, H_V > 0, \quad H_F \leq 0, H_F \geq 0 \quad (5)$$

La expresión (5) es lo que se conoce como función de emparejamientos o función de *matching* y muestra que los emparejamientos por unidad de tiempo ( $H$ ) dependen positivamente de los trabajadores efectivos ( $rU$ ) y el número de vacantes ( $V$ ) existentes en el mercado, y positivamente (negativamente) de aquéllos factores ( $F$ ) que pueden condicionar que dadas vacantes y desempleados éstos sean más (menos) compatibles. Si se considera que dicha

función es cóncava y homogénea de grado uno<sup>4</sup>, la relación entre los niveles de las variables pueden transformarse en tasas a partir de la siguiente transformación:

$$h = \frac{H}{U} = h(r, \mathbf{q}, f) \quad h_r, h_q > 0, \quad h_f \leq 0, h_f \geq 0 \quad (6)$$

donde la tasa de salida ( $h$ ) viene expresada en función de la efectividad media de búsqueda ( $h$ ), la disponibilidad de vacantes por desempleo ( $\mathbf{q}$ ), como medida de rigidez o tensión de mercado, y finalmente, por aquéllos factores ( $f$ ) comentados anteriormente que hacen que dados desempleados y vacantes, la eficiencia en el *matching* varíe tanto positivamente como negativamente.

Combinando las expresiones (4) y (6) se obtiene:

$$u = \frac{s}{s + h(r, \mathbf{q}, f)} \quad (7)$$

donde, como se puede apreciar para  $s$ ,  $r$ , y  $f$  fijos, incrementos en la oferta de vacantes repercute en caídas de la tasa de desempleo.

## 2.2. Movimientos y desplazamientos de la curva de Beveridge.

La expresión (7) refleja el equilibrio del mercado de trabajo donde los flujos de entrada equilibran a los flujos de salida en el momento  $t$ . La figura 2 muestra la representación gráfica de la expresión (7). Como puede apreciarse dicha función presenta pendiente negativa ya que a mayor número de vacantes disponibles mayor probabilidad de ser empleado. No obstante, la curva de

---

<sup>4</sup> Véase por ejemplo Pissarides (1990) y Wall y Zoega (1997).

Beveridge será convexa respecto al origen ya que dicha probabilidad aumenta menos que proporcionalmente con el número de vacantes.

No obstante, dado que estamos interesados en analizar qué cambios han existido en dicha relación a lo largo del tiempo para la economía española, debemos analizar cuál es la dinámica de ajuste que deberíamos esperar en función de las perturbaciones que afecten al sistema. En este sentido, Blanchard y Diamond (1989) consideran que existen tres tipos de perturbaciones que pueden condicionar el posicionamiento de la curva de Beveridge:

- Tipo I: *shocks* de actividad agregada (perturbación temporal)
- Tipo II: *shocks* de cambio estructural (perturbación permanente)
- Tipo III: *shocks* de población activa (perturbación temporal).

Supongamos que se produce un *shock* de actividad agregada negativo. En un primer momento se producirá una reducción de las vacantes vía menos creación de empleo y, por tanto, se producirá una reducción de la tasa de vacantes. Esta reducción de las vacantes, *ceteris paribus*, implicará un menor número de emparejamientos disminuyendo la tasa de salida y, de esta forma, aumentando el *stock* de desempleados. De ahí el arco que se produce de A a B por debajo de la curva (figura 2). Del mismo modo, supongamos que nos encontramos en un punto como el B. Si dicha perturbación fuera de carácter positivo, se produciría un incremento de las vacantes. A medida que incrementase la tasa de vacantes mejoraría la probabilidad de emparejamiento produciéndose, *ceteris paribus*, más emparejamientos, disminuyendo la tasa de desempleo, trasladándose la economía a un punto como el A. Por tanto, *shocks* de actividad agregada producen procesos de ajuste en dirección contraria a las agujas del reloj en torno a una curva de Beveridge estable.

En cambio los *shocks* originados por cambios estructurales afectan a vacantes y desempleo en el mismo sentido, produciendo desplazamientos de la

curva UV. Así, cualquier factor que disminuya la efectividad en la búsqueda, es decir, una caída en la intensidad de búsqueda o una menor elegibilidad de los desempleados, provocaría un desplazamiento de la curva hacia la derecha de un punto como el A hacia un punto como el C. Dadas las vacantes existirán menos desempleados efectivos y en consecuencia se producirán menos emparejamientos por unidad de tiempo, menos salidas e incrementos en el *stock* de desempleados y la tasa de paro.

Al respecto, medidas legislativas que incrementen los periodos con derecho a subsidio por desempleo o aumente la cuantía del mismo, provocan un incremento del salario reserva del individuo y, por tanto, una disminución de su intensidad de búsqueda. Lo mismo sucedería ante alteraciones en la composición del desempleo como incrementos en el grupo de jóvenes parados o mayores de 45 años. Dichos cambios estarían indicando una menor elegibilidad de estos grupos de desempleados. En el primer caso por una ausencia de formación y/o experiencia, y en el segundo por un claro problema de reciclaje ante las nuevas necesidades laborales. Siguiendo la misma línea de argumentación, tanto cambios en la intensidad de búsqueda de los individuos, como cambios en su elegibilidad pueden venir reflejados a partir de variaciones en los desempleados de larga duración. Aquéllos individuos que se encuentren en esta situación presentarán una intensidad de búsqueda menor y son menos elegibles que aquéllos que acaben de perder su empleo, independientemente del grupo de edad a que pertenezcan.

Del mismo modo, si el desajuste (*mismatch*) entre desempleados y vacantes incrementa, también se producirán menos emparejamientos por unidad de tiempo y el argumento anterior es igualmente aplicable en este caso.

Finalmente, un incremento exógeno de la tasa de entrada provocaría que, dadas las vacantes, el *stock* de desempleados incrementase produciéndose un desplazamiento de la curva UV hacia la derecha.

En referencia al último tipo de *shock*, perturbaciones ocasionadas por variaciones en la población activa, éste presenta un efecto similar a un *shock* de carácter estructural. La diferencia radica en que los cambios estructurales presentan efectos permanentes y los incrementos de población activa desplazan la curva de Beveridge temporalmente volviendo a largo plazo a su posición inicial. Un incremento de la población activa se reflejará en un incremento de la tasa de desempleo y una caída de la tasa de vacantes, produciéndose un desplazamiento de un punto como el A a un punto como el D. Esto producirá una mejora en la probabilidad de emparejamiento provocando que a largo plazo la tasa de desempleo vuelva a su posición original.

### **3. Breve revisión de la literatura.**

Se ha comentado anteriormente que dos de las cuestiones más relevantes a la hora de analizar el comportamiento de la curva de Beveridge son, por un lado, la valoración de la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes, y por otro, el análisis de los desplazamientos de la curva y qué factores podrían explicar dichos desplazamientos.

En la tabla 1 del Apéndice I se muestran las elasticidades de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes para diferentes países europeos así como resultados para la economía canadiense, estadounidense, australiana y japonesa. Nótese que en todos los casos la relación existente entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes es negativa como postula el modelo teórico presentado anteriormente. Los únicos dos casos en que la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes es positiva son Austria y Holanda (Jackman *et al.*, 1990). No obstante, como ya remarcan los autores, en dichas estimaciones los coeficientes asociados a la tasa de vacantes no son significativos.

Una de las cuestiones que llama la atención de la observación de la tabla 1 es que, para el caso británico, entre la década de los cincuenta y finales de los setenta, los trabajos de Gujarati (1972), Evans (1975) y Hannah (1983)

presentan una elasticidad en torno a -0.7. En cambio, cuando se consideran observaciones correspondientes a la década de los ochenta y posteriores la elasticidad se eleva a -0.86 (Jackman y Roper, 1987), a -1.34 (Jackman *et al.*, 1989), a -1.04 (Jackman *et al.*, 1990), y -1.47 (Gregg y Petrongolo, 1997). Al respecto, la diferencia entre este grupo de autores y el primero es la introducción de la tasa de desempleo retardada un periodo para explicar procesos de ajuste en torno a una curva de Beveridge estable, como puntualizan explícitamente Gregg y Petrongolo (1997). Sin embargo, se ha de remarcar que durante este último periodo existen dos trabajos que muestran estimaciones más bajas que dicho grupo. El caso de Budd *et al.* (1988) que presenta una elasticidad de -0.56 y el caso más peculiar de Wall y Zoega (1997) que utilizando un panel de datos regionales con información de 65 condados ingleses e introduciendo variables ficticias temporales, obtiene un valor de -0.2.

Uno de los trabajos que merece especial mención es el de Jackman *et al.* (1990). Al respecto comentar que existen países como Australia, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Francia, Japón y Estados Unidos, en los que la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes vacantes es bastante más inelástica que en países como Alemania, Noruega, Suecia y Reino Unido. Esto implica que este segundo grupo de países presentan una tasa marginal de emparejamientos superior al primer grupo.

Para el caso español, las estimaciones de la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes varían entre -0.17 y -0.25, reflejando una tasa marginal de emparejamientos bastante reducida y semejante a las elasticidades del grupo de países anteriormente mencionado.

Sobre los desplazamientos existe un debate abierto sobre la idoneidad de la curva de Beveridge a la hora de cuantificar el desempleo estructural. Al respecto, como puede verse en la tabla 2 del Apéndice I, autores como Börsch-Supan (1991) o Wall y Zoega (1997) argumentan que para el caso de Alemania

y Reino Unido respectivamente, los desplazamientos de la curva de Beveridge se pueden asociar tanto a factores estructurales como cíclicos, y por tanto, la curva de Beveridge no permite diferenciar entre desempleo estructural y desempleo keynesiano o clásico. Una de las características comunes en ambos trabajos es la utilización de paneles de datos con información regional, cuestión que abordaremos más adelante cuando analicemos la literatura sobre curva de Beveridge con datos regionales.

Aquellos autores que aceptan que los desplazamientos de la curva de Beveridge son asociables a cambios estructurales consideran que los mismos se deben, principalmente, a:

- *Cambios en la legislación que han podido afectar a la tasa de reemplazamiento.* Entre este grupo de autores se encuentran Gujarati (1972), Evans (1975) y Hannah (1983) para la economía británica y Reid y Melz (1979) para Canadá.
- *Caída en la intensidad de búsqueda de los desempleados.* En este grupo de autores se encuentran Budd *et al.* (1988), Jackman *et al.* (1989), Gregg y Petrongolo (1997), para la economía británica y Antolín (1994) y García-Brossa (1996b) para la economía española.
- *Desajuste sectorial y ocupacional entre demanda y oferta.* Autores como Jackman y Roper (1987) para la economía británica y García-Brossa (1996b) para la española.
- *Cambios en la estructura productiva y shocks de actividad sectoriales.* Reid y Melz (1979) para Canadá, Brunello (1991) para Japón, var Ours y van der Tak (1992) para Holanda, Brainard y Cutler (1993) para Estados Unidos.
- *Cambios en la estructura de la fuerza de trabajo.* Hannah (1983) considera que en el caso de la economía británica, los desplazamientos de la curva de Beveridge se explican a partir de los incrementos de la

proporción de jóvenes (16-24 años) en la población activa. Brunello (1991) argumenta que es el incremento de la población activa femenina la que podría explicar parte del desplazamiento de la curva de Beveridge para la economía japonesa.

Paralelamente existen un conjunto de autores que no se centran tanto en la cuantificación del desempleo estructural, sino más bien en el análisis del predominio de un tipo de desempleo u otro. En este sentido, los trabajos de Blanchard y Diamond (1989) para la economía estadounidense y Dolado y Gómez (1996) para la española, son dos buenos ejemplos. Estos autores analizan la influencia de *shocks* estructurales, *shocks* de actividad agregada y *shocks* de población activa sobre la tasa de desempleo a largo plazo mediante un modelo vectorial autorregresivo. No obstante, el problema que presentan estos trabajos es la imposibilidad de determinar los factores que se encuentran detrás de cada tipo de *shock*. En cualquier caso, en los dos trabajos, los autores concluyen que en las variaciones transitorias de la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de paro dominan los *shocks* de actividad agregada respecto a los *shocks* estructurales. En cambio, en las variaciones permanentes son los *shocks* de carácter estructural los que predominan. Dolado y Gómez (1996) obtienen que entre finales de los setenta y mediados de los ochenta los *shocks* que predominan son los estructurales, en cambio a partir de mediados de los ochenta, los *shocks* que predominan son los de actividad agregada. Éstos autores también analizan la importancia de los *shocks* para las diferentes regiones españolas encontrando que existe bastante heterogeneidad. En este sentido, clasifican las comunidades autónomas<sup>5</sup> entre aquellas en las que predominan los *shocks* de actividad agregada (Aragón, Baleares, Cataluña,

---

<sup>5</sup> Véase Apéndice IV de gráficos para una inspección visual de las curvas de Beveridge de las comunidades autónomas.

Madrid, Navarra y La Rioja), en las que coexisten *shocks* de actividad agregada y *shocks* estructurales (Asturias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana, Galicia, Murcia y el País Vasco) y en las que predominan *shocks* estructurales (Andalucía, Extremadura y Comunidad Canaria). No obstante dicha clasificación se realiza a partir de un análisis visual de las curvas de Beveridge.

Los últimos desarrollos basados en métodos de estimación de panel han posibilitado abordar dos problemas importantes: en primer lugar, determinar dichos desplazamientos mediante su estimación directa a partir de variables ficticias temporales cuando existen dudas sobre los periodos en los que se producen los desplazamientos. En segundo lugar, dado el incremento de observaciones disponibles y el consiguiente incremento de los grados de libertad, las estimaciones de panel han permitido la introducción de un mayor número de factores a la hora de explicar los desplazamientos de la curva de Beveridge.

Börsch-Supan (1991), aplicando un panel de datos con información sobre nueve regiones alemanas para el periodo 1963-88, obtiene que tanto variables que recogen cambios estructurales como variables que recogen variaciones cíclicas pueden explicar los desplazamientos de la curva de Beveridge alemana. Otro de los debates que abre el autor es que los desplazamientos, independientemente de qué tipo de desempleo representen, son diferentes si se cuantifican a nivel agregado que si se utiliza información regional, planteando un posible sesgo en las estimaciones con información agregada. En este sentido Wall y Zoega (1997) estiman curvas de Beveridge regionales de diez regiones inglesas, así como la agregada, para el periodo 1986-96 con el objetivo de analizar el desajuste regional. A diferencia de Börsch-Supan (1991) estos autores cuentan con información para 65 condados, por lo que pueden estimar paneles por regiones y analizar el efecto del desajuste de una forma más

completa. Dichos autores concluyen que aunque el desajuste regional es importante durante el periodo, éste no ayuda a explicar el comportamiento de la curva de Beveridge agregada. Además, concluyen que el comportamiento de la curva está mejor explicado por el ciclo económico que por cambios en variables de carácter estructural. Por tanto, el debate de si los desplazamientos de la curva de Beveridge puede o no deberse exclusivamente a cambios en el desempleo estructural sigue abierto.

Antes de finalizar esta breve revisión de la literatura creemos que es necesario entrar en más profundidad en las aportaciones realizadas para la economía española. Al respecto, Antolín (1994) analiza el comportamiento de la curva de Beveridge para el periodo 1977-91. Este autor no encuentra ningún efecto relevante de diferentes variables que recogen el incremento de la población ni tampoco de las variables ficticias que controlan las modificaciones legislativas. La tasa de reemplazamiento, o bien presenta signo contrario al esperado o no resulta significativa. Respecto al desajuste entre oferta y demanda, la utilización de diferentes tipos de índices descritos en Padoa-Schioppa (1991) no muestran ningún efecto relevante<sup>6</sup>. En cambio, obtiene que el desplazamiento acaecido entre 1978-85 (figura 1) sólo puede ser explicado a partir del desempleo de larga duración que podría venir originado por una caída en la intensidad de búsqueda de los individuos, explicación que subscriben Dolado y Gómez (1996).

García-Brosa (1996b) analiza la curva de Beveridge para la economía española durante el periodo 1977-94. Esta autora obtiene que son el desajuste entre oferta y demanda -basado en los índices I2 e I4 propuestos por Jackman y Roper (1986) calculados para categorías profesionales y para sectores productivos- y el desempleo de larga duración, las variables que explican el

---

<sup>6</sup>En concreto, en las estimaciones presentadas, Antolín (1994) emplea el índice de turbulencia de Layard y Nickel (1986).

desplazamiento de la curva de Beveridge española. Al igual que Antolín (1994), García-Brosa (1996b) obtiene que la tasa de reemplazamiento presenta el signo contrario al esperado.

#### **4. Modelo empírico e información estadística para la economía española.**

En las últimas décadas, la consideración del territorio dentro del marco económico ha tomado especial relevancia. Esta preocupación desde un punto de vista teórico junto con los desarrollos paralelos de diferentes técnicas econométricas como el análisis de paneles de datos, la econometría espacial o el sesgo de agregación, han posibilitado constatar que el análisis de ciertas relaciones económicas puede conducir a resultados parcialmente diferentes si éstas se analizan con datos agregados o con datos desagregados territorialmente. Como se ha comentado anteriormente, Börsch-Supan (1991) obtiene que los desplazamientos de la curva de Beveridge alemana son de diferente magnitud si se considera información agregada o información desagregada. Asimismo, Wall y Zoega (1997) obtienen una elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes bastante inferior que otras estimaciones realizadas con datos agregados de la economía británica.

Otro de los problemas que presenta el análisis de la curva de Beveridge, que está directamente relacionado con la disponibilidad de información estadística, es la existencia de pocas observaciones a nivel agregado. Este problema provoca la imposibilidad de analizar simultáneamente una batería importante de variables que expliquen el desplazamiento de la curva y al mismo tiempo, introducir variables ficticias que controlen los desplazamientos de la misma. La utilización de modelos de paneles de datos permite analizar una amplia batería de variables que pueden explicar diferentes efectos en relación a los desplazamientos de la curva. Del mismo modo, y ya para el caso concreto de la economía española, la utilización de un panel de datos regionales nos permite

valorar el diferente comportamiento de la curva de Beveridge en los dos subperiodos que se pueden apreciar en la figura 1. Un primer periodo en el que se produce un desplazamiento hasta mediados de los ochenta y el posterior proceso de ajuste alrededor de una curva de Beveridge estable. Por tanto, se ha construido un panel de datos con información relativa a las 17 comunidades autónomas (CCAA) para el periodo 1978-96.

Antes de proceder al análisis empírico del comportamiento de la tasa de desempleo y la tasa de vacantes para la economía española, es necesario hacer un breve comentario sobre los datos utilizados para realizar este estudio.

En España, a diferencia de otros países de nuestro entorno económico, no existe ninguna encuesta de la cual se pueda extraer información sobre las vacantes que ofertan las empresas. La única información disponible sobre vacantes es la que proporciona el Instituto Nacional de Empleo (INEM). Dicha institución proporciona los registros de dos tipos de ofertas de puestos de trabajo: las ofertas comunicadas y las ofertas gestionadas. Las primeras son aquéllas en las que la empresa presenta el contrato del trabajador con la plaza que va a ocupar dentro de la empresa. Las segundas son aquéllas en las que las empresas han solicitado al INEM su actuación como intermediario. En consecuencia se plantea la necesidad de estimar las vacantes reales existentes en el mercado.

Antolín (1994) propone un método de corrección de dichas vacantes, llamemos administrativas, bajo el supuesto de que el INEM es menos eficiente que el mercado y por tanto, considera que una vacante en el INEM tiene una duración superior a una vacante en el mercado. Para obtener las vacantes corregidas regionales se ha seguido la metodología propuesta por Antolín (1994) bajo el supuesto de que el INEM presenta la misma ineficiencia respecto al mercado en todas las regiones.

Para el presente trabajo se han obtenido las series regionales de vacantes corregidas para el periodo 1978-96 a partir de la siguiente expresión:

$$V_{it} = \left[ 1 + k \frac{OUT_{it}^N}{OUT_{it}^U} \right] V_{it}^A \quad (8)$$

donde:

$V_{it}$	Vacantes Corregidas de la región <i>i</i> ésima.
$k$	Factor de eficiencia relativa del Instituto Nacional de Empleo respecto al mercado. Estimado en un valor de 0.25 <sup>7</sup> .
$OUT_{it}^N$	Colocaciones Comunicadas de la región <i>i</i> ésima.
$OUT_{it}^U$	Colocaciones Gestionadas y Bajas de Ofertas por otras causas de la región <i>i</i> ésima.
$V_{it}^A$	Vacantes Administrativas de la región <i>i</i> ésima (Ofertas pendientes al final del periodo).

Obteniendo la tasa de vacantes corregidas como  $vcr_{it} = (V_{it}/L_{it}) \times 100$  donde  $L_{it}$  es la población activa de la región *i*ésima.

En lo referente a la tasa de desempleo, ésta se ha obtenido a partir de la Encuesta de Población Activa (EPA).

Con el objetivo de analizar el comportamiento de la curva de Beveridge para la economía española durante el periodo 1978-96, a partir de la expresión (7), se ha seguido la siguiente estrategia:

1. Se ha analizado la relación existente entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes corregidas (ambas en logaritmos) a partir de la estimación mínimo cuadrática ordinaria (10), efectos regionales fijos (11) y efectos aleatorios (12):

$$\ln v_{it} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \ln v_{it} + \mathbf{e}_{it} \quad (9)$$

---

<sup>7</sup>Valor que recomienda Antolín (1994) en su trabajo y empleado por Dolado y Gómez (1996). No obstante, una mejora del trabajo podría realizarse a partir de la estimación de diferentes

$$lur_{it} = \mathbf{h}_i + \mathbf{a}_1 lcvr_{it} + \mathbf{e}_{it} \quad (10)$$

$$lur_{it} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 lcvr_{it} + \mathbf{w}_{it} \quad (11)$$

siendo  $\mathbf{w}_{it} = \mathbf{h}_i + \mathbf{e}_{it}$

donde:  $lur_{it}$  es el logaritmo de la tasa de desempleo,  
 $lcvr_{it}$  es el logaritmo de la tasa de vacantes corregidas,  
 $\mathbf{h}_i$  representa el efecto fijo regional y  
 $\mathbf{h}_{it} \sim IID(0, \mathbf{s}_h^2) \quad \mathbf{e}_{it} \sim IID(0, \mathbf{s}_e^2)$

2. A partir de una inspección visual de la figura 1 se evidencia una marcada relación positiva entre las tasas de desempleo y vacantes para el conjunto de la economía española durante el periodo 1978-85. No obstante, el comportamiento no es igual durante todo el periodo. Entre 1978 y 1981 la tasa de desempleo está incrementando notablemente mientras que la tasa de vacantes sufre un ligero descenso. En cambio, a partir de 1981 empieza un progresivo desplazamiento de los pares (v,u) hacia la parte superior derecha del gráfico hasta 1985, donde empieza un proceso de ajuste característico de la curva de Beveridge de dirección contraria a las agujas de reloj. Por tanto, para recoger este peculiar comportamiento se ha introducido una tendencia fraccionada (*T81*) homogénea para todas las comunidades autónomas, que toma valor cero para el periodo 1978-80, uno hasta cinco para el periodo 1981-85, para mantenerse posteriormente constante desde 1985 hasta 1996 dado que no se aprecia ningún crecimiento simultáneo de ambas

---

factores de eficiencia relativa para cada región, objetivo que se pretende abordar en un futuro próximo.

variables<sup>8</sup>. En este sentido se ha preferido, en esta primera aproximación al tema, seguir la literatura existente para la economía española. Por tanto, se han estimado 9, 10 y 11 introduciendo *T81* como un regresor adicional.

3. Una vez constatado el desplazamiento de la curva, se han analizado posibles factores que podrían explicar el desplazamiento a partir de la adición a las tres especificaciones de  $\mathbf{a}_3 f_{it}$ , donde  $f_{it}$  representa el vector de factores que podrían explicar el desplazamiento de la curva de Beveridge. Evidentemente, el objetivo es valorar hasta qué punto dichos factores capturan el efecto recogido por *T81*.
4. Una vez analizada la influencia de los factores considerados en el desplazamiento se ha procedido a realizar el mismo análisis para los dos periodos considerados. Un primer periodo desde 1978 hasta 1985 que recoge el desplazamiento de la curva de Beveridge y un segundo periodo desde 1986 hasta 1996 donde se produce un característico proceso de ajuste en torno a una curva de Beveridge estable.

Ya se ha hecho referencia anteriormente a que las posibles causas que pueden provocar un desplazamiento de la curva hacia el exterior pueden estar originadas en incrementos en la tasa de entrada, cambios estructurales en la oferta de trabajo, incompatibilidad entre oferta y demanda, así como a diferentes factores que puedan incidir, de forma directa o indirecta, en la intensidad de búsqueda de los desempleados o la elegibilidad de los mismos por parte de los potenciales empleadores.

---

<sup>8</sup>Esta tendencia fraccionada también ha sido introducida por Antolín (1994) y García-Brosa (1996b) para capturar el mismo desplazamiento. No obstante, a diferencia de estos autores se ha considerado que el desplazamiento comienza en 1981.

Dadas las características de este periodo de la economía española, se ha considerado prioritario centrarse en la tasa de entrada ( $lsr$ )<sup>9</sup> con el objetivo de recoger el fuerte proceso de destrucción de empleos que empezó a principios de los ochenta. En este sentido, se ha de puntualizar que no se dispone de información regional sobre el número de desempleados que llevan en dicha situación menos de un mes pero si se dispone de los desempleados de menos de seis meses. Por tanto, se ha procedido a realizar una corrección del agregado nacional a partir de la siguiente expresión:

$$lsr_{it} = \ln \left( \frac{\hat{U}_{it}(1)}{N_{it}} \times 100 \right) \quad (12)$$

donde:

$$\hat{U}_{it}(1) = \left( \frac{U_t(1)}{U_t(6)} \right) U_{it}(6)$$

$N_{it}$  Ocupados totales de la región  $i$ ésima.

$\hat{U}_{it}(1)$  estimación de los desempleados en situación de búsqueda inferior a un mes de la región  $i$ ésima.

$U_t(1)$  desempleados totales en situación de búsqueda inferior a un mes.

$U_t(6)$  desempleados totales en situación de búsqueda inferior a seis meses.

$U_{it}(6)$  desempleados en situación de búsqueda inferior a seis meses de la región  $i$ ésima.

Prefiriéndose esta alternativa a la utilización de una tasa de entrada común para todas las regiones.

Del mismo modo, con el objetivo de analizar si el fuerte proceso de reestructuración de la economía española ha generado incompatibilidades entre

---

<sup>9</sup> Para una definición de las variables véase el apéndice I.

oferta y demanda de trabajo, se ha calculado el índice de turbulencia<sup>10</sup> de Layard y Nickell (1986):

$$mm_{it} = \frac{1}{2} \sum \left| \Delta \left( \frac{N_{jit}}{N_{it}} \right) \right| \times 100 \quad (13)$$

donde:

$N_{it}$  es el empleo de la región  $i$ .  
 $N_{jit}$  es el empleo de la región  $i$ ésima del sector  $j$ , donde  $j =$   
 Agricultura, Industria, Construcción y Servicios.

La efectividad en la búsqueda, que recoge no sólo la intensidad de búsqueda de los desempleados sino también su elegibilidad, ha sido aproximada mediante la proporción (en tanto por cien) de desempleados que llevan en esta situación más de un año sobre el total de desempleados (*lus*). Una variable que se acostumbra a utilizar en la literatura como *proxy* de la intensidad de búsqueda de los desempleados es la tasa de reemplazamiento. Sin embargo, para el caso español, tanto Antolín (1994) como García-Brosa (1996b) encuentran un efecto contrario al sugerido por la teoría. Todo ello unido a la dificultad de su cálculo para las diferentes regiones ha desaconsejado su utilización<sup>11</sup>.

También se consideró la tasa de crecimiento de la población activa cuyo incremento, como se ha comentado en el segundo epígrafe, origina *per se* un desplazamiento de la curva. En este sentido hemos podido constatar que las variaciones en la población activa no explican los desplazamientos de la curva de Beveridge española obteniendo resultados semejantes a los presentados por Antolín (1994). De hecho, las variaciones en la población activa, como se ha

---

<sup>10</sup> Al respecto García-Brosa (1996b), elabora los índices I2 e I4 propuestos por Jackman y Roper (1986). En este trabajo se ha preferido, siguiendo a Antolín (1994), el índice de turbulencia de Layard y Nickell (1986) ante la imposibilidad de calcular índices más complejos a nivel regional.

<sup>11</sup> A parte de estos factores, se consideraron otros como la proporción de desempleo femenino, la proporción de desempleo juvenil y la proporción de desempleados de más 55 años, con el objetivo de recoger cambios en la estructura del desempleo. No obstante, dichas variables no eran significativas o bien presentaban un efecto contrario al esperado.

comentado anteriormente, desplazan la curva de Beveridge de forma transitoria volviendo a su posición original a largo plazo. Blanchard y Diamond (1989) concluyen que los incrementos de la fuerza de trabajo provocan incrementos en el desempleo cuyos efectos desaparecen en un año. Dichos efectos han sido estudiados para la economía española por Dolado y Gómez (1996) encontrando que los *shocks* poblacionales tienen un peso mínimo. Dado que en el presente estudio se ha trabajado con medias anuales, se puede esperar que el efecto de *shocks* de población activa se hayan diluido.

## **5. Análisis de los resultados.**

### **5.1. Análisis del modelo estático.**

En la tabla 3 del Apéndice III se pueden observar los diferentes pasos de la estrategia anteriormente comentada. En la columna 1 se muestra los resultados del modelo correspondiente a la expresión (12) dado que tanto el test de Hausman (H) como el test de Multiplicadores de Lagrange (LM) sugieren que entre la estimación mínimo cuadrática ordinaria, el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios, es este último el que mejor aproxima la relación planteada. Nótese que la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes corregidas es de 0.25, valor de signo contrario al esperado según el modelo expuesto en los epígrafes anteriores. No obstante, la introducción de la tendencia fraccionada (T81) en la columna 2 captura el desplazamiento de la curva de Beveridge para la economía española. De esta forma es posible estimar la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes corregidas una vez condicionado el desplazamiento de la curva. El valor estimado es de -0.10, aproximadamente un 50% inferior a los valores estimados por Antolín (1994) y por García-Brosa (1996b). En las columnas 3 a 5 se analiza el comportamiento de los diferentes factores considerados (tasa de entrada, desajuste sectorial y desempleo de larga duración) de forma individual. Todos

ellos presentan los signos esperados aunque, *lsr* y *mm* son sólo parcialmente significativos, sin reducir significativamente ni el coeficiente ni la significación de *T81*. Por el contrario, *lus1* es altamente significativo, reduciendo la aportación de *T81* a la explicación del desplazamiento. No obstante, el efecto conjunto de todas las variables (columna 6) es mucho más relevante. Los factores explican de forma conjunta un 85% del efecto asociado a la tendencia fraccionada en la columna 2, que pasa de un coeficiente de 0.19 a uno de 0.03 y disminuyendo notablemente su significación. Este resultado se ve reforzado cuando eliminamos la tendencia, manteniendo únicamente las variables que aproximan el desplazamiento. Adicionalmente, se observa como la omisión de *T81* en el modelo con las candidatas a explicar el desplazamiento conduce a la elección del modelo de efectos fijos regionales. En este sentido, parece que la tendencia fraccionada homogénea para el conjunto de las regiones esté restando heterogeneidad al panel.

La elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes corregidas es de -0.05, aproximadamente un 50% inferior a la obtenida en la columna 2 y notablemente inferior a las obtenidas con datos agregados por Antolín (1994) y García-Brosa (1996b), en torno al -0.25.

Por otra parte, en todas las estimaciones anteriores se aprecia una elevada autocorrelación de primer orden en los residuos. Ello estaría sesgando la estimación de la varianza de los parámetros y afectando a los contrastes sobre los mismos. Sin embargo, la estimación incluyendo un autorregresivo de primer orden<sup>12</sup> no presentó alteraciones substanciales a los resultados presentados anteriormente. La autocorrelación residual también podría aconsejar la introducción de la tasa de desempleo retardada uno o varios periodos como regresor conduciendo a una especificación dinámica.

---

<sup>12</sup> Los resultados pueden solicitarse al autor.

## 5.2. Análisis del modelo dinámico.

Gregg y Petrongolo (1997) argumentan que el desempleo retardado captura la dinámica fuera del estado estacionario y por tanto una diferente velocidad de ajuste en el comportamiento de desempleo y vacantes. De hecho, desde 1985 se produce un proceso de ajuste contrario a las manillas del reloj en torno a una curva de Beveridge estable que justifica por sí mismo la introducción de dicho retardo. La introducción de la endógena retardada como regresor obliga a la utilización de estimadores alternativos. La correlación existente entre los efectos individuales invariantes en el tiempo y la endógena retardada hacen de la estimación mínimo cuadrática ordinaria, una estimación sesgada e inconsistente. Para solventar este problema se ha seguido la metodología propuesta por Arellano y Bond (1991)<sup>13</sup>, estimando mediante el método generalizado de los momentos. Para ello se han estimado, siguiendo la estrategia anteriormente comentada, los siguientes modelos:

$$Dlur_{it} = \mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^l \mathbf{g}_j Dlur_{it-j} + \mathbf{b}_1 Dlcvr_{it} + \mathbf{x}_{it} \quad (14)$$

$$Dlur_{it} = \mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^l \mathbf{g}_j Dlur_{it-j} + \mathbf{b}_1 Dlcvr_{it} + \mathbf{b}_2 DT81 + \mathbf{x}_{it} \quad (15)$$

$$Dlur_{it} = \mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^l \mathbf{g}_j Dlur_{it-j} + \mathbf{b}_1 Dlcvr_{it} + \mathbf{b}_2 DT81 + \mathbf{b}_3 Df_{it} + \mathbf{x}_{it} \quad (16)$$

donde:

$D$  denota el operador primeras diferencias,

$$\mathbf{x}_{it} = \mathbf{e}_{it} - \mathbf{e}_{it-1} \quad \text{y} \quad \mathbf{e}_{it} \sim IID(0, \mathbf{s}_e^2)$$

---

<sup>13</sup> Las estimaciones dinámicas se han realizado con el Dynamic Panel Data para Ox Versión 1.20.

La transformación en diferencias tiene como objetivo eliminar los efectos individuales y solventar el problema de correlación existente entre los efectos individuales invariantes en el tiempo y la endógena retardada. En el proceso de estimación se han utilizado todas las restricciones de ortogonalidad disponibles y se han empleado como instrumentos las variables exógenas en niveles así como un retardo de las mismas a excepción de la tendencia fraccionada<sup>14</sup>.

En la tabla 4 del Apéndice III se muestran los resultados de las estimaciones de las expresiones (14) a (16). En la columna 1 se muestra la relación existente entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes corregidas. La elasticidad a largo plazo<sup>15</sup> de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes corregidas es de -0.23, valor más próximo a los presentados por Antolín (1994) y García-Brosa (1996b). No obstante, como puntualizan Arellano y Bond (1991) la utilización de retardos de la endógena en niveles como instrumentos es válida siempre que el término de perturbación del modelo en niveles siga un proceso ruido blanco. Esto implicaría que el modelo en diferencias presentase autocorrelación de primer orden pero en ningún caso de orden superior. En caso de presentar autocorrelación de orden superior el estadístico de Sargan de validez de instrumentos no será el adecuado. En este sentido, como puede apreciarse en la columna 1, el estadístico *m2* -autocorrelación de segundo orden- rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación. Nótese que este resultado no se altera ante la introducción de la tendencia fraccionada (columna 2), así como con la introducción de la tendencia fraccionada y los factores explicativos del desplazamiento (columnas 3 y 4). Dada la presencia de

---

<sup>14</sup> Las estimaciones presentadas son de primera etapa y robustas ante presencia de heteroscedasticidad.

<sup>15</sup> La elasticidad a largo plazo se obtiene a partir de:  $e_{lp} = \frac{e_{cp}}{1-\mathbf{y}(1)}$ . Donde  $e_{cp}$  es la elasticidad a corto, estimada a partir de  $\mathbf{b}_l$  y  $\Psi(1) = 1 - \sum_{j=1}^l \mathbf{g}_j$

autocorrelación se ha introducido un segundo retardo en la tasa de desempleo. Las columnas 5 y 6 presentan las estimaciones consistentes para la relación entre tasa de paro y tasa de vacantes corregidas así como la posterior introducción de la tendencia fraccionada. En el primer caso, todo y presentar el signo adecuado, la tasa de vacantes corregidas no es significativa. Cuando se introduce la tendencia fraccionada la elasticidad a largo plazo de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes es de -0.12, valor nuevamente inferior a las estimaciones presentadas por Antolín (1994) y García-Brosa (1996b). En ambos casos se observa como el estadístico  $m2$  conduce al rechazo de la hipótesis nula al 5 %, lo que soluciona el problema de autocorrelación residual anterior.

Posteriormente se ha introducido en la especificación la tasa de entrada, la medida de desajuste sectorial y el desempleo de larga duración con la tendencia fraccionada (columna 7) y sin la tendencia (columna 8). Como puede apreciarse, la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes corregidas se encuentra nuevamente en valores bastante reducidos; entre -0.08 y -0.11. Sin embargo, debemos interpretar estos resultados con precaución debido a que de nuevo aparecen problemas de autocorrelación residual de segundo orden.

### **5.3. Análisis por subperiodos.**

Dado que la inspección visual del comportamiento de los pares (u,v) evidencia un comportamiento diferenciado en dos subperiodos de la muestra, se replica el análisis anterior para cada uno de los mismos. Un primer periodo desde 1978 hasta 1985 que recoge íntegramente el desplazamiento de la curva de Beveridge y un segundo periodo desde 1986 hasta 1996 donde se produce el ajuste contrario a las manillas de reloj en torno a una curva de Beveridge estable. De este modo, pretendemos analizar de forma separada el desplazamiento del proceso de ajuste.

En la tabla 5 del Apéndice III se muestran las estimaciones estáticas para los dos periodos. En la columna 2 se observa que  $T81$  es significativa y la elasticidad toma un valor de  $-0.12$ . En la columna 3 se introducen conjuntamente tendencia fraccionada, tasa de entrada, desajuste sectorial y desempleo de larga duración. Como puede apreciarse, la introducción de los factores seleccionados anula el efecto asociado a la tendencia. Por tanto, tras proceder a la eliminación de la tendencia fraccionada (columna 4) se observa todos los factores considerados presentan signos y significación adecuados y por tanto explicarían el desplazamiento de la curva de Beveridge durante el periodo 1981-85. Remarcar que la elasticidad asociada a la tasa de entrada es de  $0.89$  reflejando la enorme destrucción de empleo durante el proceso de reconversión industrial entre principios y mediados de los ochenta. Asimismo, la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes corregidas es de  $-0.06$ , valor notablemente bajo e inferior (en valor absoluto) a las estimaciones para el periodo completo. En este caso, el modelo más apropiado corresponde a la estimación con efectos fijos regionales existiendo diferencias regionales relevantes en la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes corregidas cuando se consideran los posibles efectos que explican el desplazamiento de la curva de Beveridge. Efecto que se puede constatar a partir del análisis gráfico de las curvas de Beveridge regionales (Apéndice IV). Por último, señalar que la autocorrelación de los residuos es suficientemente baja para garantizar la consistencia de las estimaciones.

En lo referente al segundo periodo, se ha considerado que existe un claro proceso de ajuste en torno a una curva de Beveridge estable. Por tanto, se ha analizado la relación existente entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes corregidas sin la introducción de ningún factor explicativo de desplazamiento dado que no se produce ningún crecimiento simultáneo de ambas tasas para

ningún año. La elasticidad obtenida es de -0.19 valor superior (en valor absoluto) al obtenido para el primer subperiodo.

Con el objetivo de poder comparar con los resultados presentados para el periodo completo, presentamos la estimación del modelo dinámico para ambos subperiodos. De esta forma, podremos también valorar el efecto del desempleo retardado en ambos periodos. Los resultados sintetizados en la tabla 6 muestran como la elasticidad a largo plazo estimada para el primer subperiodo se situa entre -0.04 y -0.09, claramente inferior a la obtenida en cualquiera de las estimaciones para el segundo subperiodo (entre -0.17 y -0.33). Esta circunstancia parece confirmar, a parte del desplazamiento de la curva, una variación en la relación existente entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes en la economía española en las últimas décadas. En el segundo subperiodo la elasticidad estaría en la línea de alguna de las estimaciones obtenidas en otros trabajos para economías de nuestro entorno, y básicamente con la obtenida por Wall y Zoega (1997) a partir de datos regionales.

## **6. Conclusiones**

En este trabajo se ha planteado la estimación consistente de la elasticidad de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes corregidas, así como la valoración de factores estructurales que pueden haber causado el desplazamiento que sufrió la curva de Beveridge para la economía española hasta mediados de los ochenta. Este análisis se ha realizado a partir de la utilización de una panel de datos regionales entre 1978-96, metodología que ha permitido considerar una especificación de la curva de Beveridge aumentada, de forma más flexible de lo que permite la utilización de información agregada. También se ha podido constatar la heterogeneidad regional existente en los diferentes mercados regionales de la economía española. Además, la utilización de paneles de datos regionales ha permitido valorar el diferente comportamiento de la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes durante dos

periodos claramente diferenciados; un primer periodo, desde 1978 hasta 1985, que incluye el desplazamiento de la curva, y un segundo periodo 1986 hasta 1996, donde se produce un proceso de ajuste en torno a una curva de Beveridge estable.

De los resultados se ha constatado el desplazamiento de la curva de Beveridge para la economía española durante el periodo 1981-85. Entre los factores estructurales que mejor explican este desplazamiento se encuentran: la tasa de entrada, que muestra el fuerte proceso de destrucción de puestos de trabajo que ha sufrido la economía española durante el periodo objeto de análisis. Asimismo, el desajuste medido a través del índice de turbulencia de Layard y Nickell (1986), refleja que los cambios en la estructura productiva del país no han sido absorbidos con suficiente celeridad. Respecto al desempleo de larga duración, éste indica que la existencia de una pérdida en la intensidad de los individuos, o una menor elegibilidad de los mismos también explicaría una parte muy importante del desplazamiento. No obstante, respecto a este último factor se ha de considerar que dada su posible endogeneidad, y el hecho de que dicha variable podría estar recogiendo otros factores como el mismo desajuste, hacen que los resultados obtenidos en función de ésta variable deban ser considerados con precaución.

Respecto a la heterogeneidad regional, ésta es importante. Durante el periodo 1978-85 la estimación de un modelo con efectos regionales revela que éstos son importantes. Una vez considerada la tasa de vacantes así como los factores explicativos del desplazamiento, existe parte de la evolución de la tasa de desempleo explicada exclusivamente por efectos regionales, como muestra el test de Hausman de la tabla 5, columna 4.

Asimismo, encontramos en términos generales elasticidades de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes más inelásticas que las estimaciones con datos agregados cuando se subdivide el análisis en dos subperiodos. Para el

periodo completo se ha obtenido una elasticidad de -0.23, valor próximo al estimado en anteriores trabajos para la economía española. En cambio cuando el análisis se subdivide en dos periodos, para el primero de ellos (1978-85), se obtiene un valor entre -0.15 y -0.04 (dependiendo de la especificación). Para el periodo 1986-96 la elasticidad se encuentra entre -0.17 y -0.33 siendo (en valores absolutos) superior a las estimaciones correspondientes al primer subperiodo. Este resultado estaría en línea con parte de la evidencia empírica existente para algunas de las economías de nuestro entorno, tal y como se ha mostrado en el epígrafe 3 y con la reciente evidencia utilizando paneles de datos regionales.

Para finalizar, ha de puntualizarse que el trabajo realizado ofrece varias líneas de mejora, las cuales se podrían sintetizar en cuatro. En primer lugar, obtener una corrección de las vacantes regionales bien mediante la utilización de información regional o partir de la regionalización de determinados agregados nacionales. En segundo lugar, analizar la evolución de la relación año a año sin imponer un comportamiento homogéneo durante los dos subperiodos considerados. En tercer lugar, mejorar las estimaciones obtenidas mediante la instrumentalización de las variables dada la posible endogeneidad del desempleo de larga duración así como de las propias vacantes corregidas. Finalmente, las diferencias regionales detectadas no han sido analizadas en profundidad dado que el trabajo se centra más en el análisis del comportamiento del curva de Beveridge española con la utilización de información regional. No obstante, las diferencias regionales detectadas invitan a un interesante análisis regional mucho más exhaustivo.

## Referencias

Andrés J., García J., Jimenez S., 1989. “La incidencia y la duración del desempleo masculino en España”. *Moneda y Crédito* 189. 75-124.

Antolín P., 1994. “Unemployment flows and vacancies in Spain”. IVIE. Working Paper 94-05.

Antolín P., 1997. “Los flujos de trabajadores en el mercado de trabajo español”. *Papeles de economía*. vol 72, 154-176.

Arellano M., Bond S., 1991. “Some test of specification for panel data: Monte Carlo Evidence and a application to employment equations”. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Beveridge, W. H. 1944. “Full employment in a free society”. Allen & Unwin, London.

Blanchard O. y Diamond P. 1989. “The Beveridge Curve”. *Brookings papers on economic activity*, 1, 1-60.

Börsch-Supan A., 1991. “Panel data analysis of de Beveridge curve: Is there a Macroeconomic relation between the rate of unemployment and the vacancy rate?” *Economica*, 58, 279-97.

Brunello G. 1991. “Mismatch in Japan”. En Padoa-Schioppa, F. *Mismatch and labour mobility*. Cambridge University Press. pp. 140-79.

Budd A., Levine P. y Smith P. 1988. “Unemployment, vacancies and the long-term unemployment”. *Economic Journal*. vol 98.

Dolado J., Gómez R. 1996. “La relación entre vacantes y desempleo en España: Perturbaciones agregadas y de reasignación”. Banco de España. Working Paper 9618.

Doornik J.A., 1996. “Object-Oriented Matrix Programming using Ox” London: International Thomson Business Press and Oxford:  
<http://www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/>.

Edin, P.A., Holmlund, B. 1991. Unemployment, vacancies and labour market programmes: Swedish evidence. In Padoa-Schioppa, F. *Mismatch and Labour Mobility*. Cambridge University Press. 405-48.

Evans G.J. 1975. "A Note on Trends in the Relationship between Unemployment and Unfilled Vacancies". *Economic Journal* vol. 85 pp. 135-139.

García-Brosa G., 1996a. "Prestaciones por desempleo y duración del paro". Consejo Económico y Social. Madrid.

García-Brosa G., 1996b. "Creación de empleo y paro: la curva de Beveridge de España". XI Jornadas de Economía Española. Alicante.

García-Pérez J.I., 1996. "La tasa de salida del empleo y del desempleo en España (1978-1993)". Tesina CEMFI 9601.

Gonzalo, M<sup>a</sup>.T. 1997. "Análisis semiparamétrico del efecto de las prestaciones por desempleo en España". XXII Simposio de análisis económico. Barcelona.

Greene W. 1993. "Econometric analysis". Mac Millan Publishing Co., New York, 1993.

Gregg P., Petrongolo B. 1997. "Random or non-random matching? Implications for the use of the UV curve as a measure of matching effectiveness. LSE Centre for Economic Performance. Discussion Paper n° 348.

Gujarati D. 1972. "The behaviour of unemployment and unfilled vacancies: Great Britain, 1958-1971. *Economic Journal* vol. 82 195-204.

Hannah, S.P. 1983. "Cyclical and structural determinants of the uv curve". *Applied Economics*. vol 15, 141-151.

Jackman R. y Roper, S. 1987. "Structural Unemployment". *Oxford Bulletin of economic and statistics*. vol. 49 n°1, 9-36.

Jackman R., Layard R., Pissarides C., 1989. "On vacancies". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51,4, 377-394.

Jackman R., Pissarides C., Savouri S., 1990. "Labour market policies and unemployment in the OECD". *Economic Policy*, 11, 450-490.

Jackman R, Layard R. y Savouri S. 1991. "Mismatch: A framework for thought". in F. Padoa-Schioppa (de.): *Mismatch and Labour Mobility*. Cambridge University Press.

Jimeno J.F., 1996. “La persistencia del paro: economía y factores institucionales”. FEDEA. Working Paper 96-01.

Jimeno J., Bentolila S., 1995. “Regional unemployment persistence (Spain 1976-1994)”. FEDEA Working Paper 95-09.

Layard R. y Nickell S. 1986. “Unemployment in Britain”. *Economica*. vol 53, 121-169.

Layard R., Nickell S., Jackman R., 1991. “Unemployment. macroeconomic performance and the labour market”. Oxford University Press. Oxford.

Parikh A., Allen F. 1982. Relationship between unemployment and vacancies in the United Kingdom: A mimic approach. *Oxford Economic Papers*, vol. 34 (1), 99-107.

Pissarides C., 1986. “Unemployment and vacancies in Britain”. *Economic Policy*, 3. 499-559.

Pissarides C., 1990. “Equilibrium unemployment theory”. Basil Blackwell Ltd. Oxford.

Reid F. Meltz N.M. 1979. Causes of shifts in the unemployment-vacancy relationship: An empirical analysis for Canada. *Review of Economics and Statistics* vol. 61(3) 470-75.

Wolfgang F. 1991. “Match and mismatch on the German labour market”. In Padoa-Schioppa, F. *Mismatch and labour mobility*. Cambridge University Press. pp. 140-79.

Wall H.J. y Zoega, G. 1997. “The British Beveridge curve: A tale of ten regions”. CEPR Discussion Paper nº 1771.

## Apéndice I

**Tabla 1. Elasticidades de la tasa de desempleo respecto a la tasa de vacantes.**

<b>Autor</b>	<b>País</b>	<b>Elasticidad<sup>1</sup></b>	<b>Periodo<sup>2</sup></b>	<b>Estimación<sup>3</sup></b>
<b>Gujarati (1972)</b>	Reino Unido	-0.75	1958-71 (t)	MCO
<b>Evans (1975)</b>	Reino Unido	-0.73 -0.57	1950-66 (m) 1969-73 (m)	MCO
<b>Hannah (1983)</b>	Reino Unido	-0.71	1964-77 (t)	VI
<b>Jackman y Roper (1987)</b>	Reino Unido	-0.86	1964-84 (a)	VI
<b>Budd <i>et al.</i> (1988)</b>	Reino Unido	-0.56	1966-82 (t)	VI
<b>Jackman <i>et al.</i> (1989)</b>	Reino Unido	-1.34	1968-87 (a)	VI
<b>Jackman <i>et al.</i> (1990)</b>	Australia	-0.21	1971-88 (a)	VI
	Austria	1.16 (n)		
	Bélgica	-0.30		
	Canadá	-0.29		
	Dinamarca	-0.41		
	Finlandia	-0.66		
	Francia	-0.38		
	Alemania	-0.70		
	Japón	-0.5		
	Holanda	0.05 (n)		
	Noruega	-1.25		
	Suecia	-1.30		
	Reino Unido	-1.04		
	Estados Unidos	-0.28		
<b>Wolfgang (1991)</b>	Alemania	-1.32 -1.04 (s)	1967-88 (a)	MCO
<b>Brunello (1991)</b>	Japón	-0.53	1969-87 (a)	VI
<b>Edin y Homlund (1991)</b>	Suecia	-0.20	1970-86 (t)	VI
<b>Antolín (1994)</b>	España	-0.25	1977-91 (a)	MCO
<b>García-Brosa (1996b)</b>	España	-0.17 -0.24 (s)	1977-94 (a)	MCO
<b>Gregg y Petrongolo (1997)</b>	Reino Unido	-1.47	1967-96 (t)	VI
<b>Wall y Zoega (1997)</b>	Reino Unido	-0.2	1986-96 (a)	DP

- 1 (n) no significativa  
(s) dependiendo de la especificación
- 2 (a) datos anuales  
(t) datos trimestrales  
(m) datos mensuales
- 3 MCO Mínimos cuadrados ordinarios  
VI Variables instrumentales  
DP Datos de Panel.

**Tabla 2. Desplazamientos de la curva de Beveridge.**

<b>Autor</b>	<b>País</b>	<b>Periodo<sup>1</sup></b>	<b>Motivos</b>
<b>Gujarati (1972)</b>	Reino Unido	1958-71 (t)	• Cambios en la legislación sob
<b>Evans (1975)</b>	Reino Unido	1950-73 (m)	• Cambios en la legislación sob • Incremento en la propersión a
<b>Reid y Melz (1979)</b>	Canadá	1970-75 (t)	• Cambios productivos del sect • Cambios legislativos que ha a factores no cuantificables. • Cambios demográficos. • Cambios de actitud social.
<b>Parich y Allen (1982)</b>	Reino Unido	?	• Cambios en la legislación sob
<b>Hannah (1983)</b>	Reino Unido	1964-77 (t)	• Incrementos en la tasa de reen • Incremento en la fuerza labora
<b>Jackman y Roper (1987)</b>	Reino Unido	1964-84 (a)	• Desajuste entre oferta y dema
<b>Budd et al. (1988)</b>	Reino Unido	1966-82 (t)	• Caída en la intensidad de búsc
<b>Jackman et al. (1989)</b>	Reino Unido	1968-87 (a)	• Caída en la efectividad de búsc
<b>Blanchard y Diamond (1989)</b>	Estados Unidos	1952-88 (m)	• Desplazamientos de la curva actividad agregada que a fact
<b>Jackman et al. (1990)</b>	Australia Austria Bélgica Canadá Dinamarca Finlandia Francia Alemania Japón Holanda Noruega Suecia Reino Unido Estados Unidos	1971-88 (a)	• Programas de reciclaje de lo hacia el interior y una relació • Aquellos países más corporat hacia el origen. • Paises con peores condici presentan una curva uv posici
<b>Wolfgang (1991)</b>	Alemania	1967-88 (a)	• No existe una prueba sólida curva de Beveridge.

**Tabla 2. Desplazamientos de la curva de Beveridge (Continuación).**

<b>Autor</b>	<b>País</b>	<b>Periodo<sup>1</sup></b>	<b>Motivos</b>
<b>Börsch-Supan (1991)</b>	Alemania	1963-88 (a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Sesgo en la agregación territorial</li> <li>• A partir de los desplazamientos entre paro estructural o cíclico</li> </ul>
<b>Brunello (1991)</b>	Japón	1969-87 (a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Incremento de peso del sector</li> <li>• Incremento en la incorporación</li> </ul>
<b>van Ours y van der Tak (1992)</b>	Holanda	1971-87 (a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Caída en la eficiencia media sectoriales</li> </ul>
<b>Brainard y Cutler (1993)</b>	Estados Unidos	1948-91 (t)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <i>shocks</i> de actividad sectoriales</li> </ul>
<b>Gross (1993)</b>	Alemania	1977-88(a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Incrementos en el desempleo</li> <li>• Rigidez salarial.</li> </ul>
<b>Antolín (1994)</b>	España	1977-91 (a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Cambios en la intensidad de búsqueda</li> </ul>
<b>Dolado y Gómez (1996)</b>	España	1977-94 (t)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Factores de carácter estructural hasta mediados de los ochenta</li> <li>• de búsqueda de los desempleados</li> <li>• <i>Shocks</i> de actividad agregada hasta mediados de los noventa</li> </ul>
<b>García-Brosa (1996b)</b>	España	1977-94 (a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Cambios en la intensidad de búsqueda</li> <li>• Desajuste sectorial y ocupación</li> </ul>
<b>Gregg y Petrongolo (1997)</b>	Reino Unido	1967-96 (t)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Menor efectividad en la búsqueda</li> </ul>
<b>Wall y Zoega (1997)</b>	Reino Unido	1986-96 (a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• El desplazamiento se puede explicar por cambios estructurales.</li> </ul>

- 1 (a) datos anuales.  
(t) datos trimestrales.  
(m) datos mensuales.



## Apéndice II (Variables utilizadas).

**$lur_{it}$** : logaritmo de la tasa de desempleo de la región  $i$ ésima. Encuesta de Población Activa.(INE).

$$lur_{it} = \ln\left(\frac{U_{it}}{L_{it}} \times 100\right)$$

donde:

$U_{it}$  Desempleados totales de la región  $i$ ésima,  
 $L_{it}$  Población Activa de la región  $i$ ésima.

**$lvc_{it}$** : logaritmo de la tasa de vacantes corregidas de la región  $i$ ésima (Antolín, 1994). Estadística de Empleo (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social) y Encuesta de Población Activa (INE).

$$lvc_{it} = \ln\left(\frac{V_{it}}{L_{it}} \times 100\right)$$

donde:

$V_{it}$  Vacantes Corregidas de la región  $i$ ésima.

$$V_{it} = \left[1 + k \frac{OUT_{it}^N}{OUT_{it}^U}\right] V_{it}^A$$

$k$  Factor de eficiencia relativa del Instituto Nacional de Empleo respecto al mercado. Estimado en un valor de 0.25.

$OUT_{it}^N$  Colocaciones Comunicadas de la región  $i$ ésima.

$OUT_{it}^U$  Colocaciones Gestionadas y Bajas de Ofertas por otras causas de la región  $i$ ésima.

$V_{it}^A$  Vacantes Administrativas de la región  $i$ ésima (Ofertas pendientes al final mes).

$L_{it}$  Población Activa de la región  $i$ ésima.

**$mm_{it}$** : índice de turbulencia de la región  $i$ ésima (Layard, et al., 1994). Encuesta de Población Activa (INE).

$$mm_{it} = \frac{1}{2} \sum \left| \Delta \left( \frac{N_{jit}}{N_{it}} \right) \right| \times 100$$

donde:

$N_{it}$  es el empleo de la región  $i$ .

$N_{jit}$  es el empleo de la región  $i$ ésima del sector  $j$ , donde  $j =$   
Agricultura, Industria, Construcción y Servicios.

**lusi<sub>it</sub>**: proporción (en tanto por ciento) de desempleo de larga duración de la región  $i$ ésima (más de un año). Encuesta de Población Activa (INE).

**lsr<sub>it</sub>**: logaritmo de la tasa de entrada de la región  $i$ ésima. Flujo de entrada (desempleados en situación de búsqueda inferior a un mes) respecto al empleo del periodo. Encuesta de Población Activa (INE).

$$lsr_{it} = \ln \left( \frac{\hat{U}_{it}(1)}{N_{it}} \times 100 \right)^{16}$$

donde:

$$\hat{U}_{it}(1) = \left( \frac{U_t(1)}{U_t(6)} \right) U_{it}(6)$$

$N_{it}$  Ocupados totales de la región  $i$ ésima.

$\hat{U}_{it}(1)$  estimación de los desempleados en situación de búsqueda inferior a un mes de la región  $i$ ésima

$U_t(1)$  desempleados agregados en situación de búsqueda inferior a un mes.

$U_t(6)$  desempleados agregado en situación de búsqueda inferior a seis meses.

$U_{it}(6)$  desempleados en situación de búsqueda inferior a seis meses de la región  $i$ ésima.

### Apéndice III: Principales Resultados.

---

<sup>16</sup> Desde 1987 existen datos regionales sobre duraciones de paro inferiores a un mes. No obstante, en este primer estudio sobre la Curva de Beveridge con información regional se ha preferido considerar una variable homogénea (aunque corregida) para todo el periodo dada la subdivisión que se realiza entre 1978-85 y 1986-96. En cualquier caso, dados los resultados obtenidos habría que sopesar el posible enlace de la serie obtenida para el periodo 1978-87 con los datos existentes sobre duraciones de desempleo de 1987-96.

Simbología utilizada en las tablas de resultados 3, 4, 5 y 6.	
Símbolo	Descripción
H	Estadístico de Hausman: Efectos Aleatorios vs. Efectos fijos
LM	Estadístico del Multiplicador de Lagrange: Efectos aleatorios vs. Estimación MCO.
Autoc.	Coefficiente de autocorrelación residual.
Wald	Test de Wald de significación de los regresores.
Sargan	Test de Sargan de validez de instrumentos.
<i>m1</i>	Estadístico de autocorrelación residual de primer orden. Se distribuye asintóticamente como una N(0,1).
<i>m2</i>	Estadístico de autocorrelación residual de segundo orden. Se distribuye asintóticamente como una N(0,1).
<i>D</i>	Operador de primeras diferencias.
( )	Estadístico de la t.
[ ]	<i>p-value</i> .
*	Modelo de Efectos Aleatorios.
**	Modelo de Efectos Fijos.
***	Estimación MCO.

**Tabla 3. Estimación para el periodo 1978-96.**

Estimación de la Curva de Beveridge para el periodo 1978-96.							
<i>Variable Dependiente: lur</i>							
	(1) *	(2) *	(3) *	(4) *	(5) *	(6) *	(7) **
<i>c</i>	2.9359 (43.176)	1.9198 (21.358)	2.0254 (20.370)	1.8774 (19.768)	1.3515 (12.959)	1.4832 (15.613)	
<i>lcvr</i>	0.2502 (13.235)	-0.0978 (-3.888)	-0.0812 (-3.416)	-0.0908 (-3.905)	-0.1030 (-5.075)	-0.0719 (-3.915)	-0.0524 (-3.247)
<i>T81</i>		0.1934 (17.804)	0.1802 (14.032)	0.1929 (17.808)	0.1057 (8.205)	0.0360 (2.362)	
<i>lsr</i>			0.0348 (1.892)			0.1176 (7.270)	0.1367 (10.718)
<i>mm</i>				0.0225 (1.745)		0.0336 (3.221)	0.0350 (3.344)
<i>lus1</i>					0.0181 (9.987)	0.2323 (12.816)	0.0268 (21.353)
<b>H</b>	1.1098 [0.2921]	0.0001 [0.9999]	0.0001 [1.0000]	0.0001 [1.0000]	0.0001 [1.0000]	0.0001 [1.0000]	20.730 [0.0003]
<b>LM</b>	470.67 [0.0000]	960.33 [0.0000]	553.46 [0.0000]	969.66 [0.0000]	1161.72 [0.0000]	568.16 [0.0000]	560.14 [0.0000]
<b>Autoc.</b>	0.6094	0.6675	0.6689	0.6639	0.6230	0.5906	0.5738

**Tabla 4. Estimación dinámica periodo 1978-96.**

Estimación GMM- (Arellano&Bond 1991)								
Variable Dependiente <i>Dlur</i> ( <i>D</i> indica primeras diferencias)								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>c</i>	0.0022 (1.578)	-0.0012 (-0.556)	-0.0664 (-10.467)	-0.0556 (-9.5714)	0.0049 (0.7309)	0.0014 (0.7309)	-0.0056 (-7.3956)	-0.0502 (-6.9616)
<i>Dlur(-1)</i>	0.7809 (39.115)	0.7192 (20.038)	0.7294 (19.924)	0.8226 (23.315)	1.0849 (25.359)	1.0145 (18.833)	0.8533 (12.288)	0.9433 (14.393)
<i>Dlur(-2)</i>					-0.3761 (-9.3312)	-0.4035 (-9.2022)	-0.1442 (-2.9688)	-0.1196 (-2.2011)
<i>Dlcvr</i>	-0.0505 (-4.617)	-0.0869 (-4.283)	-0.0538 (-2.801)	-0.0034 (-0.4193)	-0.0017 (-0.2073)	-0.0443 (-2.3056)	-0.0343 (-1.7204)	0.0144 (2.0605)
<i>DT81</i>		0.0368 (2.550)	0.0580 (4.353)			0.0467 (3.0802)	0.0533 (4.2055)	
<i>Dlsr</i>			0.3328 (10.221)	0.3047 (8.6751)			0.2872 (7.6935)	0.2757 (6.7124)
<i>Dmm</i>			0.0135 (3.254)	0.0162 (4.1204)			0.0148 (4.1977)	0.0178 (4.8527)
<i>Dlus1</i>			0.0046 (3.084)	0.0045 (2.7360)			0.0025 (1.9242)	0.0020 (1.2726)
<b>Wald</b>	1784.7 [0.0000]	1306.1 [0.0000]	6079.1 [0.0000]	9968.8 [0.0000]	996.65 [0.0000]	1479.7 [0.0000]	3931.0 [0.0000]	2784.7 [0.0000]
<b>Sargan</b>	402.45 [0.0000]	416.05 [0.0000]	321.85 [0.0000]	337.10 [0.0000]	225.10 [0.0000]	227.67 [0.0000]	219.50 [0.0001]	224.14 [0.0002]
<b>m1</b>	-2.7337 [0.0663]	-2.6926 [0.0071]	-3.4199 [0.0006]	-3.3072 [0.0009]	-3.5395 [0.0004]	-3.5787 [0.0003]	-3.6090 [0.0003]	-3.5030 [0.0005]
<b>m2</b>	-2.7196 [0.0063]	-2.7748 [0.0055]	-3.1253 [0.0018]	-2.8993 [0.0037]	-1.8357 [0.0664]	-1.8857 [0.0593]	-2.5857 [0.0097]	-2.2695 [0.0232]

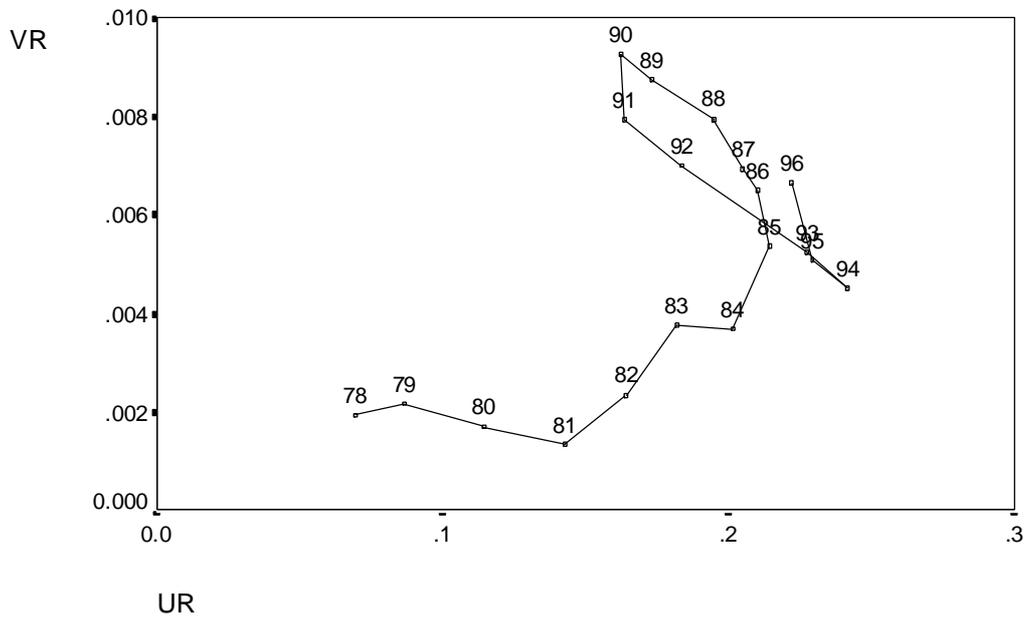
**Tabla 5. Estimación por subperiodos.**

Estimación de la Curva de Beveridge por subperiodos.					
Variable Dependiente: <i>lur</i>					
	Periodo: 1978-85				Periodo: 1986-96
	(1) *	(2) *	(3) ***	(4) **	(5) *
<i>c</i>	2.9278 (29.730)	1.8204 (15.558)	3.1554 (35.649)		2.8188 (44.484)
<i>lcvr</i>	0.2847 (7.700)	-0.1211 (-3.403)	-0.0411 (-2.615)	-0.0557 (-3.495)	-0.1965 (-7.572)
<i>T81</i>		0.2420 (14.889)	0.0161 (1.507)		
<i>lsr</i>			0.8846 (28.966)	0.8960 (14.486)	
<i>mm</i>			0.0225 (2.054)	0.0258 (2.375)	
<i>lus1</i>			0.0263 (21.080)	0.0307 (26.685)	
<b>H</b>	2.0547 [0.1517]	0.0001 [0.9999]	0.0001 [1.0000]	22.4866 [0.0001]	2.2208 [0.1361]
<b>LM</b>	67.8736 [0.0000]	198.744 [0.0000]	2.2654 [0.1322]	5.3015 [0.0213]	498.07 [0.0000]
<b>Autoc.</b>	0.4890	0.4096	0.0560	0.0737	0.5652

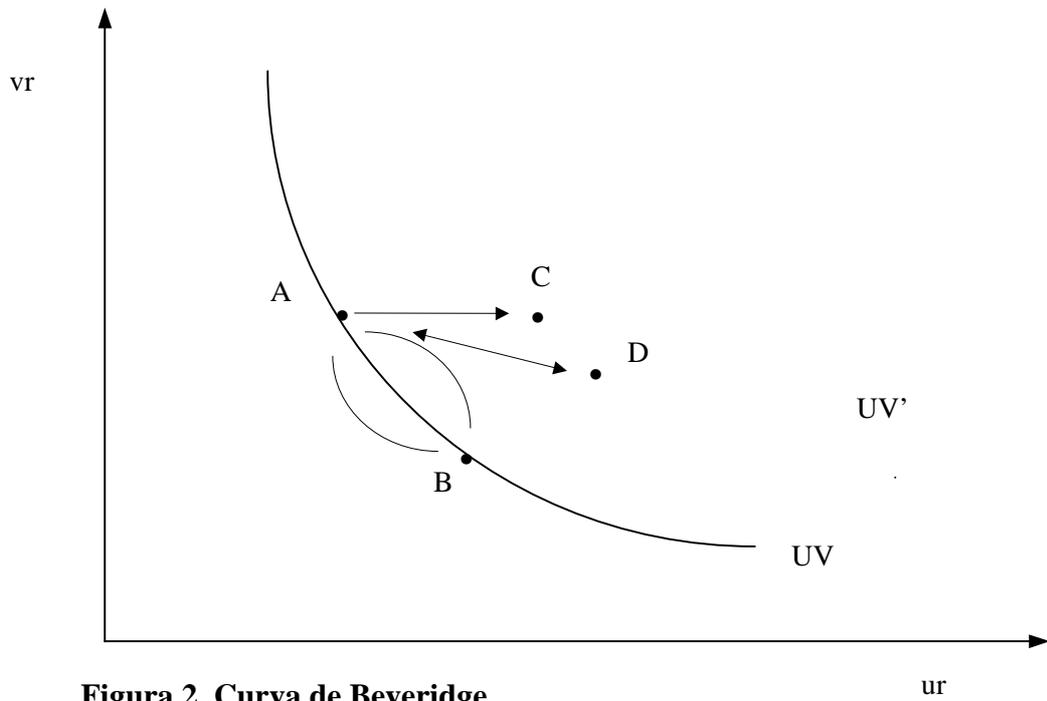
**Tabla 6. Estimación dinámica por subperiodos.**

Estimación GMM- (Arellano&Bond 1991)						
Variable Dependiente <i>Dlur</i> ( <i>D</i> indica primeras diferencias)						
	Periodo: 1980-85				Periodo: 1986-96	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>c</i>	0.0657 (3.745)	0.1542 (4.728)	0.0950 (5.809)	0.0046 (0.366)	-0.0014 (-0.315)	0.0025 (0.6966)
<i>Dlur(-1)</i>	0.5794 (7.077)	0.5190 (6.401)	0.4108 (8.180)	0.4891 (7.620)	0.5073 (9.955)	0.9461 (13.061)
<i>Dlus(-2)</i>						-0.5071 (-12.894)
<i>Dlcvr</i>	-0.0639 (-3.745)	-0.0429 (-2.716)	-0.0209 (-1.4356)	-0.0445 (-2.666)	-0.1662 (-4.101)	-0.0943 (-2.764)
<i>DT81</i>		-0.0936 (-3.011)	-0.0995 (-6.006)			
<i>Dlsr</i>			0.4821 (10.561)	0.4559 (8.689)		
<i>Dmm</i>			0.0185 (4.011)	0.0176 (2.948)		
<i>Dlus1</i>			0.0114 (4.939)	0.0104 (3.723)		
<b>Wald</b>	83.010 [0.0000]	119.69 [0.0000]	407.21 [0.0000]	326.12 [0.0000]	221.91 [0.0000]	532.22 [0.0000]
<b>Sargan</b>	87.836 [0.0000]	91.938 [0.0000]	77.900 [0.0000]	85.322 [0.0000]	280.35 [0.0000]	176.91 [0.0000]
<b>m1</b>	-3.2601 [0.0011]	-3.0204 [0.0025]	-2.9953 [0.0027]	-3.1704 [0.0015]	-0.2698 [0.7873]	-3.3214 [0.0009]
<b>m2</b>	-1.4956 [0.1348]	-1.1646 [0.2442]	0.5322 [0.5946]	0.1714 [0.8639]	-2.5822 [0.0098]	-1.4714 [0.1412]

**Apéndice IV: Gráficos.**



**Figura 1. Curva de Beveridge. España 1978-96.**



**Figura 2. Curva de Beveridge**

# Curvas de Beveridge Regionales

