INVESTIGACIONES ECONÓMICAS. vol. XXI (3), 1997, 441-472

LA RELACIÓN ENTRE DESEMPLEO Y VACANTES EN ESPAÑA: PERTURBACIONES AGREGADAS Y DE REASIGNACIÓN

JUAN J. DOLADO
Universidad Carlos III de Madrid

RAMÓN GÓMEZ
Banco de España

Este trabajo aporta una evaluación empírica de la importancia que han tenido los shocks de actividad, de reasignación y de población activa como factores explicativos de la dinámica del desempleo y las vacantes en España, tanto para el total de la economía como a nivel regional. Para ello, se ha utilizado la metodología de los modelos VAR estructurales, a partir de unas restricciones plausibles de identificación a largo plazo que se imponen a un modelo minimalista basado en el enfoque de flujos del mercado de trabajo. Uno de los principales resultados es el efecto permanente de los shocks de actividad, que se explica por la presencia de mecanismos que provocan histéresis en el mercado de trabajo español. (*JEL* E34, J63)

1. Introducción

La elevada y persistente tasa de paro en la economía española –y, en menor medida, en la mayoría de las economías europeas– continúa siendo fuente de controversia y origen de numerosos estudios que tratan de analizar sus factores explicativos, así como de identificar aquellas características que las diferencian de experiencias mucho menos desfavorables, como son las asociadas a los mercados laborales en EE.UU. y Japón.

Este trabajo intenta abordar alguna de estas cuestiones desde una perspectiva analítica ligeramente diferente a la que ha venido siendo

Estamos muy agradecidos a Alfonso Alba, Ángel Estrada, Jeff Franks, Franco Peracchi, dos evaluadores anónimos y a Rafael Repullo por sus comentarios, así como a los participantes en los seminarios celebrados en el Banco de España, CEMFI, Universidad de Alcalá de Henares, Universidad Carlos III de Madrid, Universidad de Santiago de Compostela y Universidad de Valencia.

habitual en este tema, basada en la estimación de pequeños modelos cuasi-estructurales del mercado laboral que tratan de cuantificar el efecto de diversas variables observables sobre la tasa de paro, siguiendo la línea de investigación que se deriva fundamentalmente del trabajo de Layard *et al.* (1991). Por el contrario, nuestro objetivo consiste en abstraernos de dichas variables observables y, en cambio, abordar directamente la identificación del papel jugado por tres tipos de shocks a la hora de explicar la evolución de la tasa de paro en España. Estas perturbaciones corresponden a tres categorías: shocks de demanda agregada, shocks de reasignación de factores productivos (sectorial, regional, etc.) y, por último, shocks de población activa. La distinción entre los dos primeros tipos de perturbaciones es particularmente relevante ya que, de predominar las segundas, las políticas de demanda agregada podrían perder gran parte de su efectividad en favor de políticas de corte estructural, dirigidas, a su vez, a eliminar los desequilibrios persistentes entre las características de la oferta y demanda de trabajo. Para abordar dicho objetivo se utiliza una herramienta que, pese a haber permanecido tradicionalmente en un segundo plano, ha sido recuperada en estudios recientes como un instrumento habitual de análisis dado su alto poder informativo respecto al tipo de perturbaciones que afectan al mercado laboral. Se trata de la relación existente a lo largo del tiempo entre las tasas de paro y vacantes (definidas ambas en términos de la población activa).

La razón de que coexistan puestos de trabajo vacantes y trabajadores en paro en un momento dado del tiempo es fácilmente explicable. En una economía continuamente se crean y destruyen puestos de trabajo. Por más eficiente que sea el funcionamiento del mercado de trabajo, siempre existirá un período mínimo de búsqueda, tanto por parte del oferente (la empresa) como del demandante (el trabajador), dando lugar al fenómeno anterior. A este respecto, conviene señalar que incluso en mercados laborales tan aparentemente rígidos como pueda ser el español, existe una alta rotación de trabajadores y puestos de trabajo. Así, de acuerdo con Burda y Wyplosz (1994), la tasa anual bruta de rotación de trabajadores en España (contrataciones más despidos en proporción de sus poblaciones de origen) era del 40% en 1987 mientras que, de acuerdo con Dolado y Gómez (1995), la tasa bruta de rotación de puestos de trabajo en la industria manufacturera –excluyendo nacimiento y cierres de empresas– alcanzaba un promedio del 7% del empleo anual entre 1984 y 1992.

Así, pues, el tamaño de dichos flujos pone de manifiesto que la coexistencia de vacantes y paro es un fenómeno relevante que merece estudiarse con detalle. Concretamente, el estudio de las correlaciones temporales entre ambas variables permite extraer conclusiones interesantes sobre la efectividad del proceso de emparejamiento (*matching*) entre las características de los trabajadores y los puestos de trabajo, al tiempo que posibilita tanto la identificación de la naturaleza de las perturbaciones que afectan al mercado laboral como la cuantificación de la intensidad de sus efectos.

El punto de referencia de este trabajo es el estudio llevado a cabo por Blanchard y Diamond (1989) en el que, utilizando un modelo estándar de desempleo de equilibrio desde una perspectiva de flujos laborales, se descomponen los movimientos de paro y vacantes en la economía estadounidense en términos de los tres tipos de shocks comentados previamente. Los shocks de demanda agregada, de reasignación y de población activa recogen, respectivamente, el efecto de los ciclos económicos, los cambios en el grado de desajuste que acompaña al funcionamiento del mercado de trabajo y, por último, las variaciones bruscas en la población activa.

El mensaje básico de dicho estudio es que los shocks de actividad agregada tienen un papel dominante en la explicación de las variaciones transitorias en la relación entre paro y vacantes en EE.UU., al tiempo que los shocks de reasignación dominan las variaciones permanentes. Finalmente, se encuentra que los shocks poblacionales no tienen efectos apreciables en ninguna de ambas frecuencias.

A partir de dicho enfoque, se propone aquí una versión ligeramente generalizada del modelo de flujos laborables contenida en dicho trabajo que permita evaluar la importancia de los tres tipos de shocks a la hora de explicar la evolución agregada de paro y vacantes en la economía española[1]. Adicionalmente, tratando de profundizar en el estudio del funcionamiento de los mercados laborales más desagregados, se examina la evolución de la relación entre paro y vacantes a nivel regional en España. Dicho análisis desvela la existencia de tres tipos distintos de comportamiento, en función de cual haya sido la importancia de cada shock en cada región durante el período muestral analizado.

[1] El único trabajo que conocemos sobre la relación entre paro y vacantes en España es Antolín (1994) en el que se adopta un enfoque diferente, basado en el análisis empírico de los determinantes de los flujos de entrada y salida en el desempleo.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente. En la Sección 2 se ofrece una descripción informal de los conceptos básicos que subyacen a la relación teórica entre paro y vacantes, y se explica la naturaleza de aquellas perturbaciones que afectan a sus desplazamientos. La Sección 3, por su parte, ofrece información descriptiva sobre dicha relación en España, a nivel agregado, efectuando una comparación de sus características con las de otros países. En la Sección 4 se formalizan algunas de las ideas anteriores, analizando las características de un sencillo modelo de flujos laborales que sirve de base para interpretar los resultados obtenidos en la sección empírica. En concreto, se examinan las restricciones de identificación que dicho modelo impone sobre la dinámica conjunta de paro, vacantes y población activa y, con ello, se ilustra la forma de recuperar los shocks estructurales que intentamos identificar a partir de las innovaciones de un vector autorregresivo (VAR) en términos de las variables anteriores. La Sección 5 discute en detalle los resultados empíricos obtenidos e interpreta la evolución temporal observada en dicha relación a la luz de los shocks estimados. En la Sección 6, se efectúa un análisis similar a nivel regional, tratando de analizar la posibilidad de distinguir grupos de regiones con comportamientos diferenciados. Finalmente, en la Sección 7, se resumen las conclusiones del trabajo.

2. La relación entre paro y vacantes

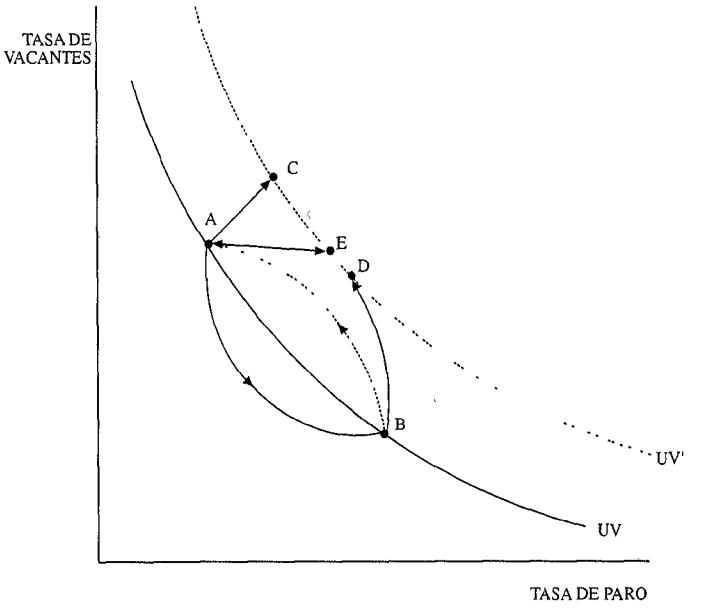
2.1 Conceptos básicos

El precedente natural a la hora de analizar la relación entre paro y vacantes (en adelante, relación UV) se encuentra en la denominada curva de Beveridge (en adelante, CB)[2]. Se define formalmente como el lugar geométrico existente entre las tasas de paro y vacantes (medidas en términos de la población activa) en aquella situación en que el desempleo permanece estable, es decir, cuando los flujos de entrada y salida en el mismo son idénticos. Dado que el nivel de paro depende de los flujos de entrada y salida en el desempleo y que la disponibilidad de vacantes afecta al flujo de salida, surge de forma natural una relación entre ambas variables. Así, formalmente, tendremos una ecuación de acumulación de paro dada por $\dot{U} = UI - UO$, donde $\dot{U}$ es la variación

[2]En honor a Lord Beveridge, economista británico reconocido por sus investigaciones en temas de seguridad social, que definió la tasa de paro de equilibrio, en términos de paro y vacantes, en su libro *Full Employment in a Free Society* (1945)

en el paro, UI es el flujo de entrada en el paro y UO es el flujo de salida. Dado que UI depende del número de despidos y, por tanto, del nivel de empleo (i.e. población activa menos paro) y UO depende del número de parados, U, y de las vacantes, V (a través de la función de emparejamiento o *matching*; véase Pissarides, 1990), en equilibrio, con $\dot{U} = 0$, surge de forma natural una relación negativa entre paro y vacantes. Intuitivamente, dados los procesos de selección y búsqueda por parte de empresarios y trabajadores, la existencia de un mayor número de vacantes vendrá asociada con un menor número de parados, ya que la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo tenderá a aumentar. Por tanto, habiendo normalizado los niveles de paro y vacantes por el tamaño de la población activa, la pendiente de la CB será negativa. Si, por otra parte, como parece razonable, dicha probabilidad aumenta menos que proporcionalmente con el número de vacantes, la CB será convexa respecto al origen, tal como se representa en el Gráfico 1. Dado que los puntos sobre la curva representan combinaciones de paro y vacantes donde la primera variable no cambia, aquellos puntos por encima (debajo) de la curva, indican una mayor (menor) tasa de vacantes para cada tasa de paro, por lo que el desempleo disminuye (aumenta).

GRÁFICO 1
La curva de Beveridge



2.2 Tres efectos sobre la curva de Beveridge

Una vez analizado el concepto de CB, conviene repasar el diagnóstico sobre el funcionamiento del mercado laboral que se puede obtener a partir de dicha curva. En concreto, se trata de describir brevemente el efecto de tres tipos de perturbaciones que afectan a la CB y que, a través de los movimientos de las tasas de paro y vacantes a lo largo del tiempo, permiten extraer enseñanzas sobre las causas últimas de las fluctuaciones en las variables clave del mercado de trabajo. De acuerdo con Blanchard y Diamond (1989) existen tres clases de perturbaciones que afectan a la posición de la CB: shocks de *actividad agregada*, shocks de *reasignación* y shocks de *población activa*. A continuación, utilizando el Gráfico 1, se describen los principales efectos de cada uno de ellos de forma intuitiva, postergando hasta la Sección 4 una descripción formal del modelo subyacente. De esta forma, podremos abordar una primera valoración de la evolución conjunta de paro y vacantes en España y en otros países, tal y como se realiza en la Sección 3, permitiendo obtener los "hechos estilizados" que anteceden al análisis econométrico efectuado posteriormente.

Shocks en la actividad agregada

La presencia de shocks en la actividad agregada produce movimientos en el desempleo y las vacantes en direcciones opuestas. Por ejemplo, supongamos que se produce un shock transitorio negativo de demanda agregada. En esta situación, disminuirá la oferta de vacantes –vía menor creación de puestos– y aumentará el número de parados –vía mayor destrucción de puestos– lo que nos situará en un nuevo punto de equilibrio con menor tasa de vacantes y mayor tasa de paro. En términos del Gráfico 1, se produce un movimiento descendente en forma de arco, por debajo de la CB, que nos traslada desde el punto A hasta el B. La intuición de por qué el arco se encuentra por debajo de la curva se debe a que se espera que la caída en las vacantes responda al shock de forma más rápida que el aumento del paro, dado el presumible menor coste de cancelar una vacante que de efectuar un despido. Una vez que el shock transitorio desaparece, se deshará el efecto anterior con lo que las vacantes ofrecidas aumentarán y el paro de equilibrio se reducirá. En el gráfico se observará, por tanto, un nuevo arco, esta vez por el otro lado de la CB, que desde el punto B nos situará de nuevo en A. Por tanto, de acuerdo con Blanchard y Diamond (1989), los

shocks de demanda agregada con carácter transitorio tienden a estar relacionados con *giros* en torno a la CB.

Shocks de reasignación

Los shocks de reasignación producen *desplazamientos* de la CB, ya que tanto el paro como las vacantes se ven afectados en la misma dirección. Un ejemplo clásico de este tipo de perturbaciones es un shock que produzca una pérdida de eficiencia en el proceso de emparejamiento entre trabajadores y puestos vacantes (desajuste). Entre otras razones, ello puede deberse a un aumento en la dispersión geográfica entre las vacantes y los desempleados, o a la falta de coincidencia entre la formación de los trabajadores y los requisitos de los puestos. En general, este tipo de perturbaciones provocan desplazamientos hacia fuera de la curva, por lo que las tasas de equilibrio de vacantes y desempleo aumentan simultáneamente, hasta situarse en un punto tal como C. Desplazamientos similares tienen lugar cuando se produce una disminución en la intensidad de la búsqueda de los trabajadores –debido, por ejemplo, a un aumento en el tamaño y/o duración de los subsidios por desempleo– o un aumento en los requisitos de cualificación profesional exigidos por parte de los empresarios.

Conviene también señalar que los desplazamientos hacia fuera de la CB pueden tener su origen en perturbaciones de demanda de carácter transitorio, dando lugar a fenómenos de histéresis, de gran trascendencia en el contexto de las economías europeas. El argumento habitual es que shocks negativos de demanda agregada puedan afectar a la duración del desempleo y, consecuentemente, disminuir la probabilidad de emparejamiento, bien a través de una progresiva descapitalización humana de los parados de larga duración o de una mayor discriminación por parte de los empresarios hacia dichos trabajadores (véase Pissarides, 1990). En términos del Gráfico 1, la existencia de un shock negativo de demanda en presencia de mecanismos de histéresis no implica una trayectoria $A - B - A$, tal como ocurría previamente, sino que acaba situando a paro y vacantes en un punto tal como D, a la derecha de A. Ello se debe al desplazamiento posterior al shock de la CB, reflejo, a su vez, del menor grado de efectividad en el proceso de emparejamiento. Así pues, en caso de histéresis, los shocks de actividad podrían tener efectos permanentes sobre paro y vacantes, al igual que los shocks puros de reasignación.

Shocks de oferta de trabajo

Se consideran shocks de oferta de trabajo a aquellas perturbaciones en la fuerza laboral que no se ven acompañadas por aumentos simultáneos en el factor capital. Un shock positivo de oferta de trabajo (debido, por ejemplo, a una mayor participación de la mujer en el mercado laboral) aumentará inicialmente la tasa de paro y disminuirá la tasa de vacantes, dado que el nivel de estas últimas permanece fijo por el supuesto anterior sobre el capital. Por tanto, a corto plazo, se producirán trayectorias del tipo $A-E$. Posteriormente, a medida que aumente la ratio de parados por vacante disponible, aumentará la efectividad del emparejamiento, con lo que la tasa de paro volverá a disminuir. Finalmente, a medida que el descenso del paro se traduzca en un aumento de la utilización de la capacidad productiva, aumentará la inversión y con ello el número de vacantes, induciendo una trayectoria de vuelta desde E hasta el punto inicial A. Así pues, se espera que los shocks de oferta de trabajo no tengan efectos permanentes sobre desempleo y vacantes, si bien tenderán a aumentar el número de parados en el corto plazo.

2.3 La relación UV

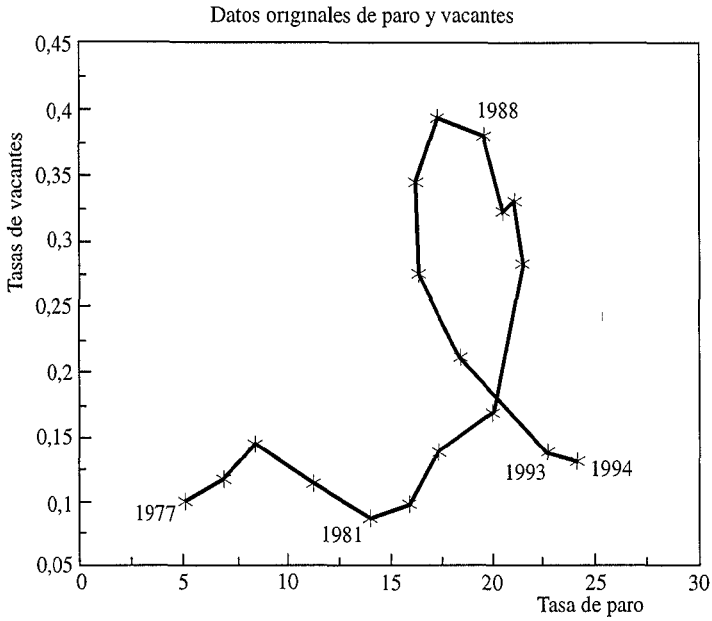
Obviamente la descripción de la CB efectuada anteriormente, al estar caracterizada en un contexto de equilibrio estacionario donde $\dot{U}=0$, no corresponderá a la relación observable entre paro y vacantes en cada momento del tiempo, ya que esta última responderá a los diversos shocks situándose fuera del equilibrio. Además, tal como se pone de manifiesto en la Sección 4, existe una segunda relación entre paro y vacantes, correspondiente a $\dot{V}=0$, que determina conjuntamente con la CB los niveles de equilibrio de ambas variables. Es por ello, que de aquí en adelante nos referiremos a la relación observable entre paro y vacantes como relación UV.

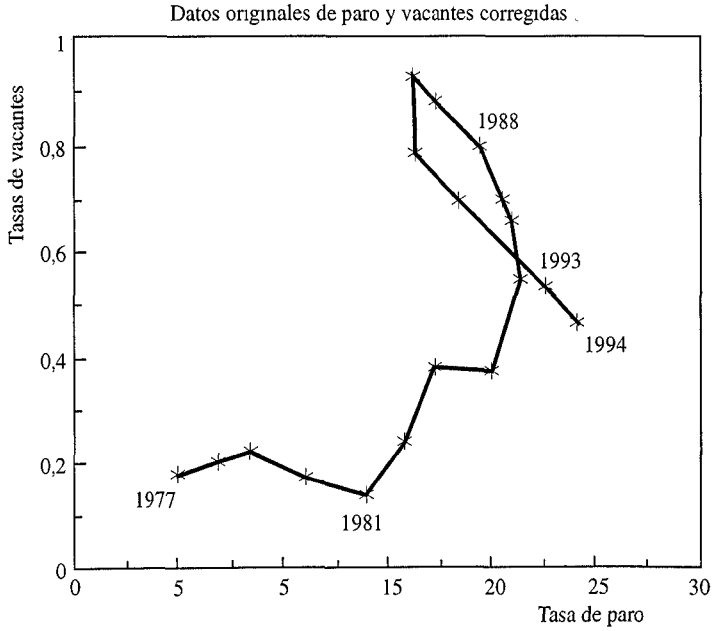
3. La relación UV en España

3.1 Un análisis descriptivo

En el Gráfico 2 aparece representada la relación UV en la economía española durante el período 1977-94, utilizando dos series alternativas de vacantes. Los datos usados proceden de dos fuentes. Por un lado, se dispone de la tasa de paro que proporciona el INE a través de la

GRÁFICO 2
La relación UV en España
1977-94

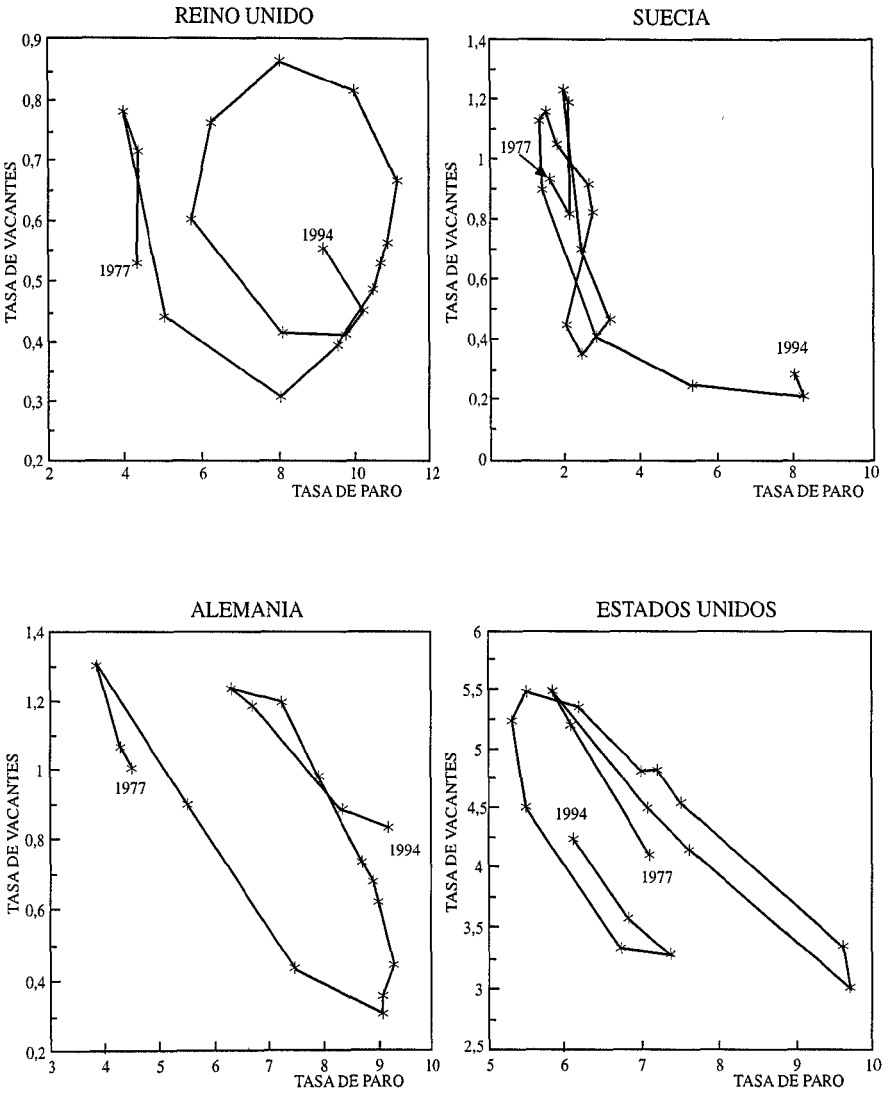




Encuesta de Población Activa (EPA). Por otro lado, los datos oficiales de vacantes proceden del INEM, organismo que registra mensualmente los puestos que quedan sin cubrir. La parte superior del Gráfico 2 corresponde a esta serie. Cabe señalar, no obstante, que la fiabilidad de la serie del INEM respecto al nivel efectivo de vacantes es baja. Ello es debido a que recoge sólo aquellas ofertas de empleo pendientes gestionadas por el propio INEM, denominadas *genéricas*. Sin embargo, por otra parte, también registra las colocaciones comunicadas directamente por las empresas (*nominadas*) que son más importantes en magnitud y que, por definición, no dan lugar a una vacante ya que la oferta y la colocación se producen de forma instantánea. Antolín (1994) estima una serie corregida de vacantes, suma de las vacantes registradas genéricas y las vacantes gestionadas a nivel privado, utilizando un factor de corrección que amplifica el número de vacantes oficiales. Las series de vacantes utilizadas en este trabajo, tanto a nivel agregado como a nivel regional, corresponden a la versión corregida (véase Apéndice) y en la parte inferior del Gráfico 2 se encuentra la correspondiente relación UV con esta nueva serie. Conviene señalar, no obstante, que, pese a las diferencias en los niveles de las tasas de vacantes, el perfil de ambas curvas es muy similar. Cabe finalmente indicar, que tanto la serie corregida como la original omiten las vacantes que se cubren dentro de un mes, al registrar el número de vacantes sin cubrir al final del mismo. Ello sesga a la baja el nivel de vacantes disponibles, pero es más dudoso que afecten a su evolución a lo largo del tiempo que, después de todo, constituye el objetivo del análisis de este trabajo.

De la observación del Gráfico 2 se infieren dos regímenes muy significativos, interpretrables a la luz de las perturbaciones comentadas en el apartado anterior. En primer lugar, desde finales de los años setenta hasta mediados de los ochenta, se produjo un fuerte desplazamiento hacia afuera de la relación UV lo que apunta a la existencia de un shock estructural pronunciado, posiblemente provocado por una pérdida de efectividad en el emparejamiento –debido a un proceso puro de reasignación o la existencia de histéresis– o bien por una combinación de lo anterior y un aumento importante de la población activa. En segundo lugar, a partir de 1984, la trayectoria dominante es un giro completo en sentido contrario a las agujas del reloj característico de un shock de actividad agregada. Nótese que, de acuerdo con la discusión anterior, los efectos de este último tipo de shock tienden a desaparecer, mientras que los efectos de los shocks estructurales tienen carácter permanente.

GRÁFICO 3
Relación UV en varios países de la OCDE
1977-94



3.2 Comparación Internacional

El Gráfico 3 representa las relaciones UV en cuatro de las principales economías de la OCDE –Reino Unido, Suecia, Alemania y Estados Unidos–, con el fin de ayudar a situar la experiencia española en un contexto más amplio[3]. El mero análisis visual pone de manifiesto que la evolución de la relación UV en el caso de España, si bien de forma más acusada, no se diferencia sustancialmente de la acontecida en otros países europeos. En ese sentido, tanto el Reino Unido como Alemania han combinado efectos cíclicos con desplazamientos que alejan la relación UV del origen. En el caso del Reino Unido, los giros asociados con shocks de carácter cíclico se aprecian de forma nítida. Por contra, en Alemania, quedan más difuminados, dominando en la parte final de la muestra un claro desplazamiento hacia fuera. Mención especial merece el caso de Suecia que, durante buena parte de la muestra, se ha movido a lo largo de la misma curva, reflejo de la preponderancia de efectos cíclicos, si bien se aprecia un posible cambio de comportamiento durante los últimos tres años de la muestra.

En el otro extremo a lo observado en Europa, se encuentra la evidencia para Estados Unidos. En este caso, no sólo predomina el componente cíclico en la relación UV, sino que además destaca su desplazamiento hacia el origen, reflejo de la existencia de shocks positivos de reasignación y/o mejoras en el grado de emparejamiento. En este sentido, tal como señalan Jackman, Pissarides y Savouri (1990), los Estados Unidos ofrecen el mejor ejemplo de una economía que se ha visto sujeta a shocks de actividad agregada, sin que apenas haya habido cambios estructurales o shocks relacionados con la búsqueda al menos de carácter desfavorable. Dicho comportamiento contrasta con el de Alemania y el Reino Unido, economías que ilustran los efectos de shocks agregados acompañados de un notable grado de persistencia.

4. Análisis VAR de la relación UV

El objetivo de esta sección es presentar un sencillo modelo de funcionamiento del mercado laboral basado en el denominado "enfoque de flujos" que permita cuantificar los efectos de cada uno de los shocks descritos en las secciones anteriores sobre la relación UV. En concreto, pretendemos explicar la evolución temporal de tres variables clave en

[3] Véase Budd et al. (1988), Christl (1992) y Jackman et al. (1990) para un análisis detallado de la relación UV en una muestra amplia de países de la OCDE.

el mercado de trabajo –paro, vacantes y población activa–, en términos de los tres shocks mencionados. Para ello se utilizará un enfoque de vectores autorregresivos, descrito en la Sección 4.2, a cuyas innovaciones se otorgará la interpretación estructural asociada a los shocks mediante un conjunto plausible de restricciones de identificación. Resulta importante señalar que el modelo que a continuación se presenta se limita a analizar los determinantes de los valores de equilibrio estacionario de las variables señaladas anteriormente, imponiendo una estructura dinámica *ad-hoc* en el ajuste al equilibrio. La ausencia de un análisis formal de los aspectos dinámicos se explica por su elevada complejidad, que excede los objetivos de este trabajo. Sin embargo, en Blanchard y Diamond (1989) puede encontrarse un breve tratamiento analítico de este tema que da lugar a los movimientos (giros y desplazamientos) de la relación UV explicados intuitivamente en la Sección 2.

4.1 Un modelo de flujos del mercado laboral

El modelo de flujos laborales que consideramos (véase *inter alia* Blanchard y Diamond, 1992; Mortensen, 1989 y Pissarides, 1990) –donde todas las variables se definen en forma logarítmica– está constituido por los siguientes bloques que caracterizan el funcionamiento del mercado de trabajo:

i) En primer lugar, una especificación de la demanda de trabajo en términos netos, distinguiendo en la misma la determinación de los flujos brutos de creación (c) y destrucción de puestos de trabajo (d), cuyas ecuaciones respectivas vienen dadas por

$$c = -\rho\, w + \theta_c \qquad [1]$$

$$d = \rho\, w + \theta_d \qquad [2]$$

donde w representa el salario real. Las variables θ_c y θ_d, por su parte, representan factores de desplazamiento en ambas ecuaciones, tales como aquellos asociados a cambios en la demanda agregada, en el nivel de competitividad o en la tecnología. Las expresiones [1] y [2] nos indican que los flujos de creación y destrucción dependen negativa y positivamente del salario real, con elasticidad (en valor absoluto) igual a ρ, que se ha supuesto idéntica en ambos casos con el fin de simplificar las derivaciones posteriores.

ii) En segundo lugar, una especificación del proceso de contratación a través de una función de emparejamiento (*matching* function) del tipo Cobb-Douglas, donde las contrataciones (h) dependen positivamente de los stocks de vacantes (v) y parados (u)[4]. Bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala (véase Pissarides, 1990) dicha función puede escribirse en la forma

$$h = \alpha v + (1 - \alpha) u \qquad [3]$$

iii) En tercer lugar, una especificación de la ecuación de determinación de salarios donde, tal como ocurre en los modelos de negociación con sindicatos o en aquéllos basados en salarios de eficiencia, el salario real depende del exceso de demanda en el mercado de trabajo. En nuestro caso, dicha variable se aproxima por el cociente V/U, de manera que en términos logarítmicos se tendrá

$$w = \xi (v - u) \qquad [4]$$

iv) En cuarto lugar, una especificación de la oferta de trabajo en donde la población activa, l, depende positivamente del salario real y negativamente del paro, posiblemente a través de una efecto "desánimo" que se da entre aquellos trabajadores que, al no poder encontrar un empleo, abandonan el proceso de búsqueda; es decir

$$l = \gamma w - \beta u + \theta_l \qquad [5]$$

donde θ_l representa, de nuevo, un conjunto de factores de desplazamiento de la oferta de trabajo, tales como variaciones exógenas en las tasas de participación femenina, las consecuencias del "*baby boom*" de los años sesenta, etc.

Una vez expuestos los bloques fundamentales del modelo, pasamos a analizar el equilibrio en estado estacionario, partiendo de las ecuaciones de acumulación de paro y vacantes dadas por

[4]Se excluye en dicha función un término adicional, similar al progreso técnico en las funciones de producción, que intente capturar variaciones exógenas en el grado de desajuste (mismatch). Sus efectos en el modelo serían similares a los que se derivan de los factores de reasignación definidos en [13]. Los términos constantes en el VAR analizado, que inducen tendencias en los niveles de las variables, captan dichos cambios, si bien de forma determinística.

$$\dot{U} = D - H + \dot{L} \qquad [6]$$

$$\dot{V} = C - H \qquad [7]$$

donde los símbolos en letras mayúsculas denotan los niveles de las variables previamente expresadas en logaritmos y $\dot{x} = dx/dt$ $(x = U, V)$. La ecuación [6] nos dice que el flujo de entrada neto en el desempleo es igual a la destrucción de puestos neta de las contrataciones, más las nuevas incorporaciones de activos, y la [7] ofrece una interpretación similar para la evolución de las vacantes.

El estado estacionario se caracteriza por las siguientes igualdades $\dot{L} = \dot{U} = \dot{V} = 0$ por lo que (en logs.) se cumple $d = h$ y $c = h$. Sustituyendo [1] - [4] en [6] - [7] se obtienen las siguientes dos relaciones entre U y V

$$\dot{U} = 0, \quad \dot{L} = 0 \rightarrow v = (\rho\xi - \alpha)^{-1} \left[(\rho\xi + (1-\alpha))\, u - \theta_d\right] \qquad [8]$$

$$\dot{V} = 0 \rightarrow v = (\rho\xi + \alpha)^{-1} [(\rho\xi - (1-\alpha))\, u + \theta_c] \qquad [9]$$

donde se supone que $\rho\xi > \alpha$ y $\rho\xi > (1-\alpha)$[5]. Dichas condiciones eliminan la posible ambigüedad existente en las relaciones entre u y v. Así, por ejemplo, de acuerdo con [3] un aumento de las vacantes reduce el desempleo vía un aumento en las contrataciones; sin embargo, según [4], también existe un efecto de signo contrario, vía aumentos de salarios y el consiguiente aumento en la tasa de destrucción y en el paro. Suponemos que este segundo efecto domina. Existe una ambigüedad similar en [7], resuelta del mismo modo. De esta manera [8] y [9] tienen pendientes superior e inferior a la unidad, respectivamente.

Resolviendo [8] - [9] obtenemos los valores en equilibrio de u y v en términos de los factores exógenos de desplazamiento

$$u = \left[(\rho\xi\theta_d + \rho\xi\theta_c) - \alpha(\theta_c - \theta_d)\right] / (2\rho)\xi \qquad [10]$$

$$v = \left[(\rho\xi\theta_d + \rho\xi\theta_c) + (1-\alpha)(\theta_c - \theta_d)\right] / (2\rho)\xi \qquad [11]$$

[5] Alternativamente, si pensamos que es ξ pequeño, podríamos suponer los signos contrarios en ambas desigualdades. En este caso, ambas pendientes serían negativas y de nuevo la primera mayor que la segunda.

de forma que

$$w = \xi(v - u) = (\theta_c - \theta_d) / 2\rho \qquad [12]$$

A la vista de las expresiones anteriores, resulta natural definir dos factores de desplazamientos compuestos en términos de θ_c y θ_d, a los que denominaremos factores de *reasignación* y de *actividad agregada*, respectivamente. El factor de reasignación (θ_r) viene dado por el primer término en el lado derecho de [10] y [11], es decir

$$\theta_r = (\theta_d + \theta_c) / 2 \qquad [13]$$

mientras que el factor de actividad agregada (θ_a) viene definido por el segundo término (excluyendo α) en [10] y [11]

$$\theta_a = (\theta_c - \theta_d) / 2\rho\xi \qquad [14]$$

En efecto, la naturaleza de un factor de reasignación implica la coexistencia de desplazamientos de creación (θ_c) y destrucción (θ_d) que operan en la misma dirección. Si suponemos idéntica magnitud en los cambios, i.e. $\theta_c = \theta_d$, la ecuación [13], junto con [10] − [11], implica que θ_r tiene un efecto unitario sobre u y v. En otras palabras, las perturbaciones de reasignación afectan a u y v equiproporcionalmente, por lo que la diferencia $(v - u)$ y el salario real, según [12], no se ven afectados. Similarmente, el factor que captura cambios de actividad agregada (expansiones o recesiones) viene caracterizado por movimientos iguales, pero de signo contrario, en θ_c y θ_d. Así, por ejemplo, un desplazamiento positivo de demanda agregada (una expansión) implicaría $\theta_c = -\theta_d$. Consecuentemente θ_r −véase [13]− se anularía y θ_a −véase [14]− aumentaría. Ello tendría efectos negativos sobre u −de acuerdo con [10]− y positivos sobre v −de acuerdo con [11]−, de manera que la diferencia $(v - u)$ y el salario real aumentarían. Nótese que los signos de todos estos efectos corresponden a los discutidos en forma descriptiva en la Sección 2, lo que nos permite reescribir los valores de equilibrio de las tres variables clave del modelo −u, v y l− en términos de tres perturbaciones estructurales −θ_r, θ_a y θ_l− en la forma siguiente:

$$u = \theta_r - \alpha\theta_a \qquad [15]$$

$$v = \theta_r + (1 - \alpha)\,\theta_a \qquad [16]$$

$$l = (\gamma\xi + \beta\alpha)\,\theta_a - \beta\theta_r + \theta_l \qquad [17]$$

Queda, por último, caracterizar los procesos estocásticos que siguen los factores exógenos de desplazamiento (θ). Dado que, como veremos posteriormente, no se puede rechazar que u, v y l sean variables integradas I (1) supondremos, a efectos puramente ilustrativos, que θ_r y θ_l siguen paseos aleatorios puros, mientras que θ_a es un IMA (1,1). Esto es,

$$\Delta\theta_i = \tilde{\varepsilon}_i \ (i = r, l) \qquad [18]$$

$$\Delta\theta_a = \varnothing_1\,\tilde{\varepsilon}_a + \varnothing_2\,\Delta\,\tilde{\varepsilon}_a \qquad [19]$$

donde $\tilde{\varepsilon}_i$ $(i = a,\ l,\ r)$ son perturbaciones iid $(0,\ \sigma_i^2)$. Nótese que la parametrización elegida en [19] permite distinguir entre aquellas situaciones en que los shocks de actividad sólo tienen efectos transitorios sobre las variables (si $\varnothing_1 = 0$) y aquellas en que también puedan tener efectos permanentes (si $\varnothing_1 \neq 0$). De esta manera se capta la posible presencia de histéresis en los mecanismos de propagación de dichos shocks. Igualmente, conviene notar que el supuesto de independencia de los shocks estructurales puede resultar más restrictivo de lo que en principio parece. Así, por ejemplo, un shock de carácter agregado puede tener consecuencias de recolocación si los sectores/regiones de la economía actúan de forma diferente frente a una perturbación idéntica, o bien vía la existencia de histéresis. El segundo caso está incorporado en nuestra modelización pero el primero no lo está. Por tanto, sólo en la medida en que las respuestas sectoriales/regionales no sean muy diferentes ante shocks agregados, nuestro criterio de identificación será adecuado. Es por ello que en la sección de conclusiones se ofrecen una serie de cautelas a la hora de interpretar los resultados obtenidos.

A partir de [18] y [19], tomando primeras diferencias en [15]−[17], se obtiene la correspondencia existente entre las variables y los shocks últimos del sistema,

$$\Delta u = \tilde{\varepsilon}_r - \alpha[\varnothing_1\,\tilde{\varepsilon}_a + \varnothing_2\,\Delta\,\tilde{\varepsilon}_a] \qquad [20]$$

$$\Delta v = \tilde{\epsilon}_r + (1-\alpha)[\varnothing_1 \tilde{\epsilon}_a + \varnothing_2 \Delta \tilde{\epsilon}_a] \quad [21]$$

$$\Delta l = (\gamma\xi + \beta\alpha)[\varnothing_1 \tilde{\epsilon}_a + \varnothing_2 \Delta \tilde{\epsilon}_a] - \beta \tilde{\epsilon}_r + \tilde{\epsilon}_l \quad [22]$$

Por tanto, los shocks de reasignación tienen efectos permanentes equiproporcionales y en la misma dirección sobre paro y vacantes, al tiempo que disminuye la población activa si existe un efecto "desánimo" captado por el parámetro β. Asimismo, los shocks de actividad aumentan la población activa y tienen efectos permanentes, en dirección contraria, sobre paro y vacantes si $\varnothing_1 \neq 0$; por el contrario, los efectos serán transitorios si $\varnothing_1 = 0$. Por último, los shocks de oferta laboral no tienen efecto permanente sobre paro y vacantes —aunque sí podrían tener efectos transitorios en una interpretación menos restrictiva del modelo, de acuerdo con la discusión en la Sección 2— y sí lo tienen sobre la población activa.

La representación obtenida permite identificar los tres tipos de shocks aplicando un enfoque VAR estructural (SVAR) a las tres variables endógenas del sistema. Conviene destacar que el esquema de identificación elegido difiere en varios aspectos del utilizado por Blanchard y Diamond (1989). En primer lugar, dichos autores no endogenizan la respuesta de los salarios reales, que se consideran determinados exógenamente. En segundo lugar, al modelizar el VAR en niveles, las restricciones escogidas por dichos autores operan a corto y medio plazo, en vez de a largo plazo como en nuestro caso. Y ello, pese a que la evidencia de raíces unitarias en las series estadounidenses es bastante abrumadora. En ambos casos, pensamos que nuestra modelización es preferible.

4.2 Enfoque VAR estructural

La representación obtenida en [20]–[22] permite identificar los tres tipos de shocks aplicando un enfoque VAR estructural (SVAR) a las primeras diferencias de las tres variables que conforman el sistema. En efecto, supongamos que el vector $X_t = (u_t, v_t, l_t)'$ se determina de acuerdo con el siguiente VAR

$$A(L)\,\Delta X_t = \eta_t \quad [23]$$

donde η_t es un vector de innovaciones con $E(\eta_t \eta_t') = \sum$ y donde se han omitido los términos determinísticos en aras a la simplicidad, de

manera que ΔX_t (en ausencia de cointegración entre las variables) tiene la siguiente representación de Wold en forma de medias móviles,

$$\Delta X_t = D(L)\,\eta_t \qquad [24]$$

con $D(L) = A(L)^{-1}$, $D_0 = I$. Naturalmente, dado que los elementos del vector de innovaciones, η_t, están correlacionados contemporáneamente no pueden interpretarse directamente como shocks estructurales estandarizados, ϵ_t (donde $\epsilon_t = \tilde{\epsilon}_t/\sigma$). Para poder transformar unos en otros, la metodología SVAR supone que las innovaciones pueden expresarse como combinaciones lineales de los shocks estructurales, i.e. $\eta_t = S\,\epsilon_t$. De esta forma se pretende identificar el vector ϵ_t y la matriz de multiplicadores dinámicos $C(L)$ en la siguiente representación alternativa

$$\Delta X_t = C(L)\,\epsilon_t \qquad [25]$$

donde $C(L) = D(L)\,S$. Por tanto, el problema de identificación se centra en encontrar una única matriz S que verifique la propiedad anterior. Una vez obtenida S, resulta inmediato recuperar ϵ_t a partir de η_t y, a su vez, la matriz $C(L)$ a partir de $D(L)$. Habiendo supuesto que $E(\epsilon_t\,\epsilon_t') = I$, se obtiene $\sum = SS'$, de manera que se tienen 6 restricciones (los elementos distintos en $\sum$) para determinar los 9 elementos de la matriz S. Las restantes 3 restricciones surgen de las propiedades a largo plazo del sistema, i.e. ϵ_l no tiene efectos permanentes sobre u y v y ϵ_r no los tiene sobre $(u - v)$. Por consiguiente, el sistema está exactamente identificado en base a restricciones de largo plazo (véase Blanchard y Quah, 1989).

Tras la identificación de S, el sistema [25] permite obtener las funciones de impulso-respuesta (FIR) de las variables respecto a los shocks, y la descomposición de la varianza del error de predicción (DEP) de cada variable en términos de la aportación de cada shock.

4.3 Efectos dinámicos de los shocks estructurales

Descripción del VAR

Se ha estimado un VAR en las primeras diferencias de u, v y l, incluyendo un término constante y variables artificiales estacionales. De acuerdo con el criterio AIC, se han elegido cuatro retardos en todos los

casos sin que haya evidencia de correlación serial en los residuos. La frecuencia de los datos es trimestral y el período muestral se extiende desde 1977:1 hasta 1994:4. (veánse Apéndices para una descripción detallada de los mismos).

Contrastes preliminares no presentados en este trabajo sobre la existencia de raíces unitarias no permiten rechazar que las variables (en niveles) sean I(1) alrededor de una tendencia lineal. La evidencia sobre la posibilidad de que fueran I(2) no era concluyente, por lo que hemos decidido adoptar la caracterización I(1) y, por tanto, la formulación del VAR en primeras diferencias. Además, los contrastes de cointegración entre las variables en niveles (logaritmos) no resultaron significativos por lo que no se han incluido mecanismos de corrección del error en el VAR[6].

CUADRO 1
Descomposición de varianza (Agregado)

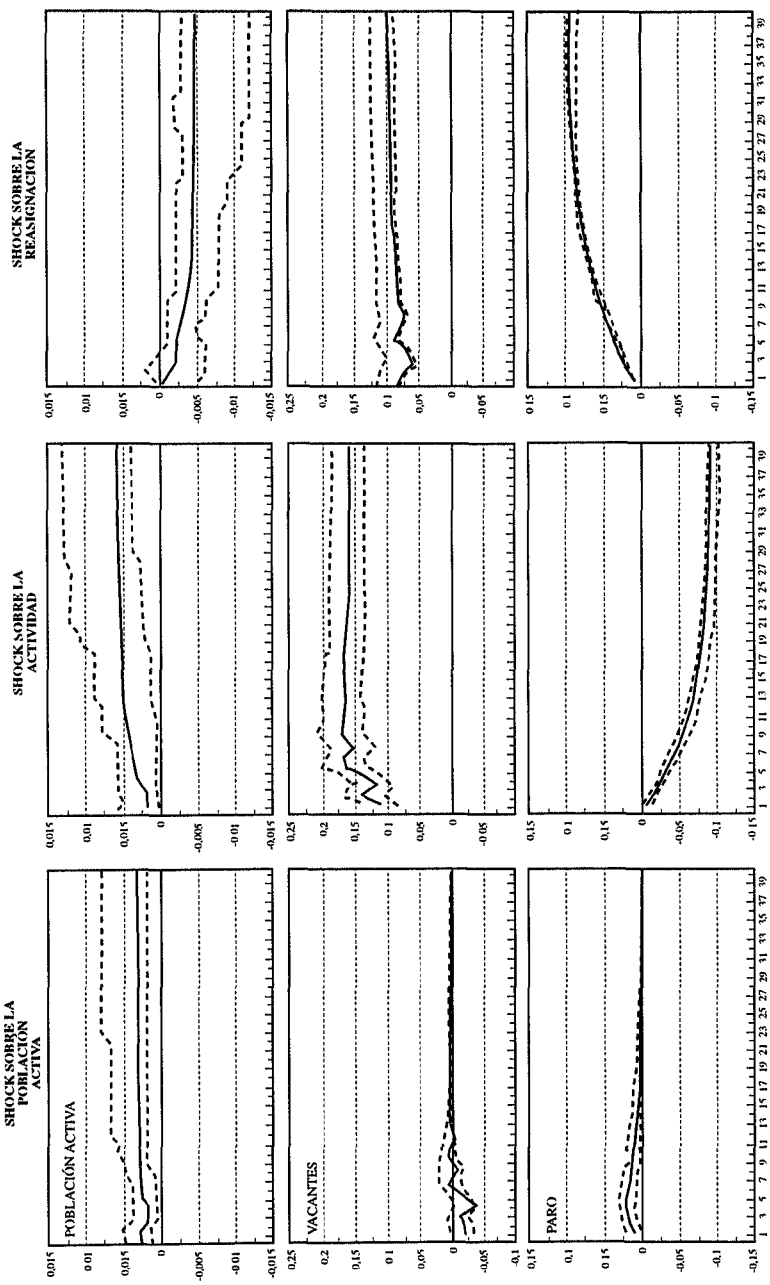
Variable	Trimestre	ε_l	ε_a	ε_r
		% varianza debida al sock		
l	1	0,621	0,346	0,033
	20	0,168	0,511	0,321
	40	0,162	0,507	0,331
	100	0,162	0,507	0,332
v	1	0,020	0,607	0,373
	20	0,000	0,748	0,252
	40	0,000	0,714	0,286
	100	0,000	0,711	0,289
u	1	0,504	0,077	0,419
	20	0,001	0,448	0,551
	40	0,000	0,451	0,549
	100	0,000	0,451	0,549

Funciones de Impulso-Respuesta y Descomposición de la Varianza

En el Gráfico 4 se presentan las FIR de cada una de las tres variables a una innovación en cada shock, equivalente a una desviación típica

[6]Los resultados de los contrastes y la estimación del VAR se encuentran disponibles a petición del lector interesado.

GRÁFICO 4
Funciones de Impulso-Respuesta



durante los 20 trimestres siguientes. Las líneas continuas representan las estimaciones puntuales de las FIR y las líneas a trazos corresponden a un intervalo del 90% computado a partir de 1.000 replicaciones según el método bootstrap propuesto por Runkle (1987). A su vez, el Cuadro 1 ofrece las descomposiciones DEP.

En general, queremos comenzar destacando la consistencia de los efectos dinámicos estimados con las predicciones del modelo teórico. En primer lugar, las innovaciones en la población activa (ϵ_l) afectan positivamente al desempleo en el corto plazo, al permanecer el empleo constante, y disminuyen las vacantes, si bien no significativamente, de forma que ambos efectos reducen el salario real. A largo plazo, conforme la creación y destrucción de puestos de trabajo se ajuste a la caída del salario real, los efectos sobre paro y vacantes desaparecerán, de acuerdo con la restricción impuesta en el SVAR. Por otra parte, el efecto permanente sobre la población activa es cuantitativamente pequeño.

En segundo lugar, innovaciones positivas de actividad agregada (ϵ_a) aumentan las vacantes y reducen el paro, tanto a corto como a largo plazo, con un mayor efecto sobre la primera variable que sobre la segunda. El efecto sobre la población activa es permanente y positivo, si bien inferior en magnitud a los efectos sobre las otras dos variables. Por último, innovaciones positivas de reasignación (ϵ_r) aumentan simultáneamente el paro y las vacantes. Aunque afectan a las vacantes más rápidamente, el efecto a largo plazo sobre ambas variables es idéntico, reflejo nuevamente del supuesto de identificación adoptado.

Así, de acuerdo con el Cuadro 1, la variabilidad a corto plazo en la población activa viene explicada por ϵ_l y, en menor medida por ϵ_a, mientras que a largo plazo este último shock juega un papel preponderante. A su vez, la variabilidad en las vacantes a corto y largo plazo está dominada por ϵ_a y ϵ_r. Por último, ϵ_l y ϵ_r explican la variabilidad del paro a corto plazo, al tiempo que el largo plazo está dominado por ϵ_a y ϵ_r casi a partes iguales. Nótese –y éste es uno de los resultados más importantes de este trabajo– que el efecto permanente de ϵ_a sobre las variables del sistema representa, de acuerdo con nuestra interpretación, un signo inequívoco de la presencia de fuertes mecanismos de histéresis en el funcionamiento del mercado laboral en España, tema sobre el que volveremos posteriormente[7].

[7] Véase Dolado y López-Salido (1996) y Dolado y Jimeno (1997) y las referencias contenidas en dichos trabajos sobre la evidencia de histéresis en la tasa de paro en España.

Por último, conviene señalar que otro posible contraste sobre la bondad del modelo propuesto consiste en comprobar si la restricción impuesta sobre la ecuación de salarios, dada en [12], se cumple. En efecto, de acuerdo con [12] y [14], se tiene que $w = \xi\theta_a$, es decir, θ_r no aparece como determinante del salario real. Utilizando datos trimestrales de la Contabilidad Nacional sobre el coste laboral real, se ha estimado una ecuación donde la tasa de variación de los salarios $\triangle w$ depende de sus propios desfases y del valor actual y dos desfases de ϵ_a y ϵ_r. El valor del test de Wald sobre la significatividad conjunta de los coeficientes de ϵ_r es $x^2(3) = 2,1$, siendo el valor crítico al 5% igual a 7,8. Por tanto, no se puede rechazar la hipótesis nula consistente con nuestro modelo.

En resumen, en lo que se refiere al VAR agregado, los resultados coinciden con los obtenidos por Blanchard y Diamond (1989) en cuanto al signo de las respuestas, pero difieren en lo que se refiere al tamaño y persistencia de los efectos de los shocks. Así, mientras que en la economía estadounidense los shocks de actividad dominan en el corto plazo y no tienen efecto a largo plazo sobre paro y vacantes —de manera que los shocks de reasignación y poblacionales explican la posible no estacionariedad de las series— en nuestro caso, los shocks de actividad explican buena parte de los movimientos permanentes de las series, reflejo de la presencia de histéresis.

5. Descomposición de la relación UV

Una vez comentado el efecto de los shocks sobre las variables del sistema, resulta interesante descomponer los movimientos experimentados por la relación UV en términos de los componentes asociados a cada perturbación contemplada, de forma que se pueda evaluar visualmente la importancia individual de cada shock en la evolución temporal de la misma. Para ello, en el Gráfico 5 se representan las relaciones UV que se hubieran producido si sólo hubiera operado un tipo de shock. Por ejemplo, la parte superior de este gráfico ofrece el perfil de la relación UV —esta vez en términos de las tasas de paro y vacantes en vez de sus niveles— si sólo operasen las realizaciones de ϵ_r durante el período muestral, i.e. con $\epsilon_a = \epsilon_l = 0$. De forma similar se construyen los restantes gráficos, de manera que la suma de las tres componentes reproduce a la relación UV agregada tal como se representa en la parte inferior del Gráfico 2[8]. Se observa que los shocks de reasigna-

[8] Las tendencias determinísticas, que surgen de la presencia de términos constantes en el VAR, se han repartido en la aportación de cada shock a la variabilidad de

ción juegan un papel dominante en los desplazamientos hacia afuera de la relación UV, acompañados, en menor medida por los efectos de histéresis vinculados a los shocks de demanda, los cuales, a su vez, generan los típicos giros en sentido contrario a las agujas del reloj. Sorprendentemente, los shocks poblacionales, a los que a menudo se alude para explicar el fuerte aumento del paro en España, tienen un peso mínimo.

Finalmente, en aras a ayudar a interpretar la evolución de los shocks estimados en términos de variables observables, el Gráfico 6 recoge la evolución conjunta de las tasas de paro y vacantes obtenidas cuando sólo opera ϵ_a y ϵ_r —dado que ϵ_l es poco relevante— y dos indicadores de la naturaleza de los mismos, i.e. la tasa de crecimiento del PIB y la proporción de paro de larga duración. A la vista del gráfico parece observarse que efectivamente existe una relación entre el componente de u y v debido a shocks agregados y la primera variable, con correlaciones de -0.4 (paro y crecimiento del PIB desfasado dos períodos) y 0.6 (vacantes y crecimiento del PIB) respectivamente. A su vez, la relación existente entre el componente de u y v debido a los shocks de reasignación y la proporción de parados de larga duración resulta ser muy fuerte, con correlaciones de 0.8 (paro y proporción) y 0.7 (vacantes y proporción). Este último resultado concuerda plenamente con el obtenido por Antolín (1994) que concluye que los desplazamientos hacia fuera de la relación UV en España se encuentran explicados, casi en su totalidad, por reducciones muy significativas en la intensidad de búsqueda de empleo por parte de los parados, utilizando como *proxy* de esta variable precisamente la proporción de paro de larga duración. Dicho autor no encuentra, sin embargo, poder explicativo en variables demográficas —como la tasa de crecimiento de la población activa total y la de trabajadores jóvenes entre 16 y 24 años— ni en la ratio de reemplazamiento entre subsidio de paro y salario.

6. La relación UV a nivel regional

Tras el análisis descriptivo de la relación UV a nivel de la economía en su conjunto, en este apartado nos planteamos analizar si el estudio de la evolución de dicha relación a nivel regional permite apoyar las conclusiones obtenidas a nivel agregado o si, por contra, la realidad regional permite discriminar comportamientos distintos y, por tanto, problemáticas diferentes.

cada variable, según el peso de cada uno en la descomposición DEP a largo plazo.

GRÁFICO 5
Descomposición de la curva relación UV (Agregado)
1977-94

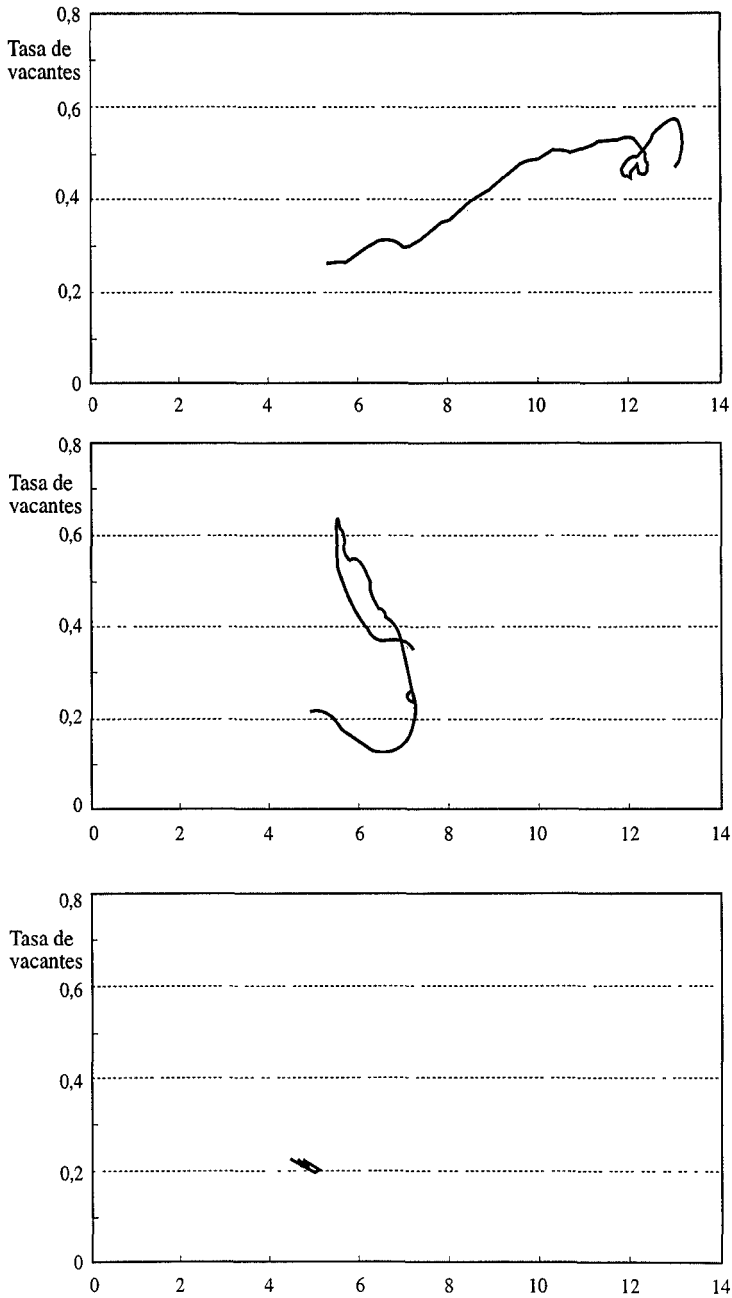
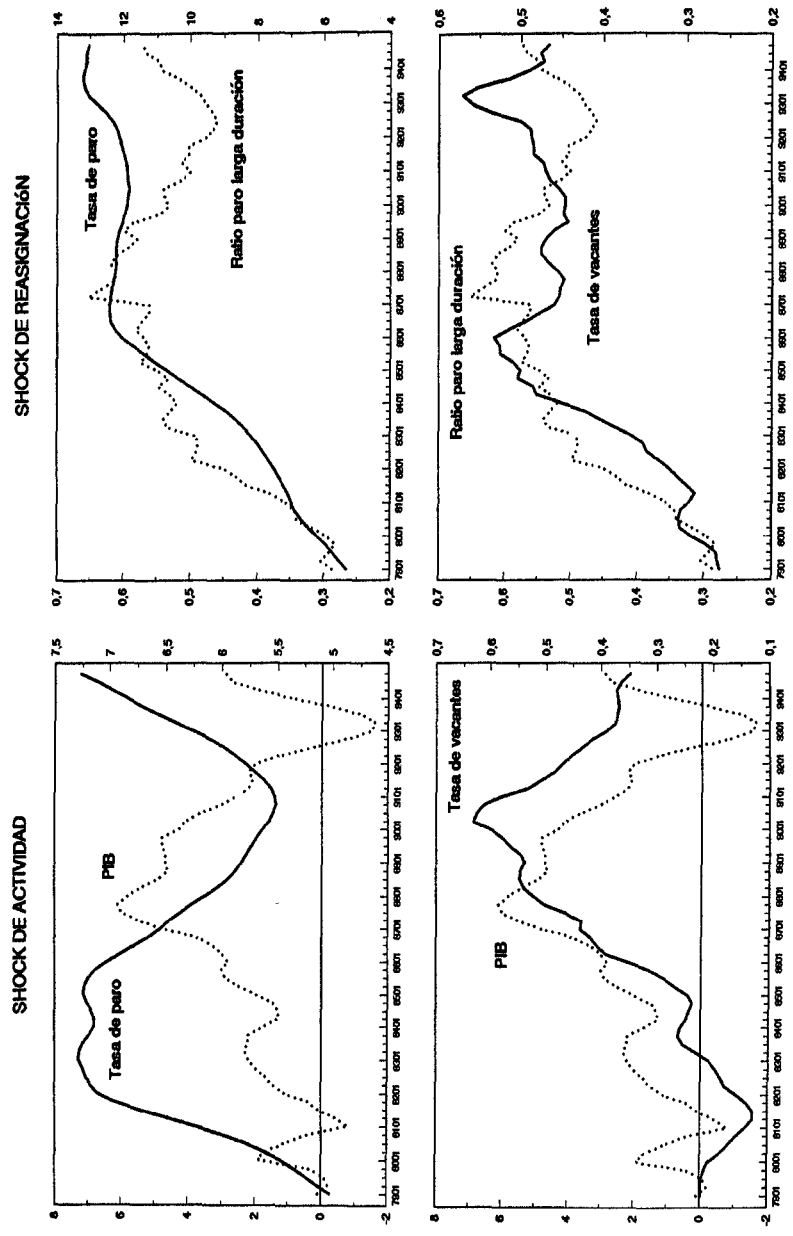


GRÁFICO 6
Componentes de Paro y Vacantes



Para llevar a cabo dicho análisis se dispone de los datos de vacantes registrados en el INEM, de nuevo corregidas por el procedimiento de Antolín (1994), para las distintas CC.AA. durante el período 1977-1994, al tiempo que la EPA proporciona datos de las tasas de paro para el mismo período. Con el fin de proceder a agrupar regiones con comportamiento similar se ha estimado un VAR similar al descrito en la Sección 4.3 para cada región[9]. A continuación mediante contrastes de Wald de igualdad de coeficientes, se han clasificado las CC.AA. en tres grandes grupos.

El primer grupo (Grupo I) contiene aquellas CC.AA. (Aragón, Baleares, Cataluña, Madrid, Navarra y La Rioja) donde predominan los movimientos giratorios en torno a la relación UV y que, por tanto, se ven dominadas aparentemente por shocks de actividad agregada[10]. El segundo grupo (Grupo II) está formado por CC.AA. (Asturias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana, Galicia, Murcia y País Vasco) en las que coexisten un movimiento cíclico y uno de desplazamiento hacia afuera, reflejo de una pérdida de efectividad en el emparejamiento –autónomo o inducido por histéresis– y/o de shocks importantes de población activa. Por último, se encuentra un grupo (Grupo III) constituido por aquellas CC.AA. (Andalucía, Comunidad Canaria y Extremadura) en las que la relación UV se ve dominada por desplazamientos hacia fuera, quedando el efecto cíclico relegado a un segundo término.

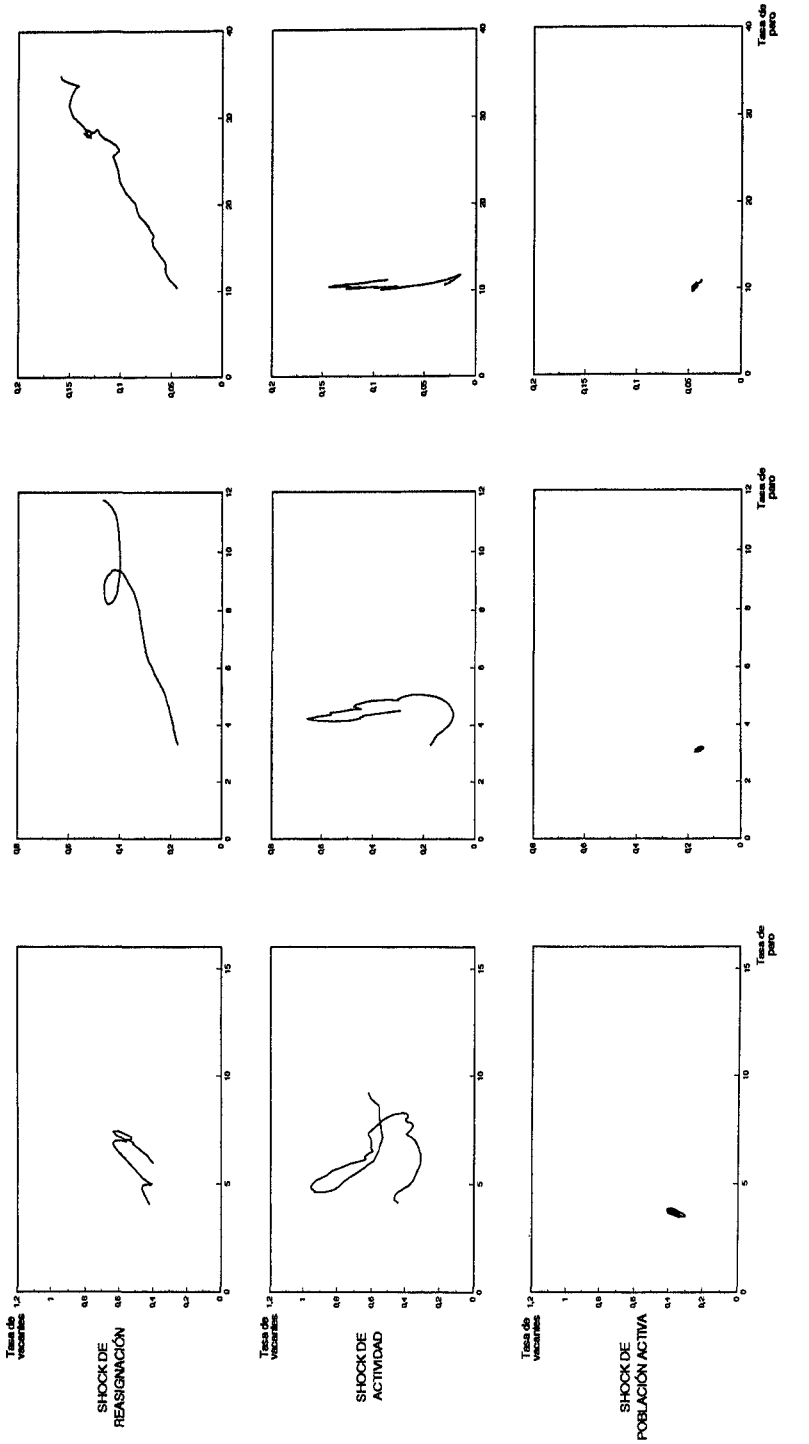
Los resultados del VAR para los tres grupos de regiones mencionadas tienden a apoyar las conjeturas anteriores. Tanto las FIR como las DEP, que no se ofrecen en este trabajo a fin de abreviar espacio, apuntan en la dirección adecuada. Así la DEP del Grupo I indica que un 76% de la variabilidad del paro en el largo plazo viene explicado por ϵ_a; en el Grupo II, ϵ_a explica un 45% y ϵ_r un 55%, proporciones muy parecidas a las que encontrábamos en el agregado nacional; finalmente, en el Grupo III encontramos que ϵ_r explica un 91%.

En el Gráfico 7 se recoge una descomposición de la relación *UV* similar a la efectuada en la Sección 5, pero esta vez para los tres grupos

[9] Implícitamente, el análisis desagregado de la relación UV supone que cada región actúa cono un mercado de trabajo que funciona de forma aislada. No obstante, dicho supuesto no parece alejarse de la realidad española tal como pone de manifiesto el estudio sobre flujos migratorios de Antolín y Bover (1993).

[10] Se han efectuado algunos análisis de robustez, como colocar a Castilla-La Mancha y Galicia en el Grupo I, sin que los resultados varíen sustancialmente.

GRÁFICO 7
Descripción de la curva relación UV (Regional)



regionales, donde destacan las diferencias en la escala de los ejes horizontales, reflejo a su vez de la diversidad de tasas de paro regionales en España. Se observa la preponderancia de los shocks de actividad en el Grupo I, al tiempo que se aprecia una evolución favorable de los shocks de reasignación tras un comportamiento inicial desfavorable[11]. En el Grupo II se aprecia un comportamiento similar al agregado. Por último, se constata que el Grupo III es el que se ha visto más desfavorablemente afectado por los shocks de reasignación. Al igual que en el caso agregado, los shocks poblacionales apenas muestran importancia alguna.

7. Conclusiones

En este trabajo se ha utilizado la metodología desarrollada por Blanchard y Diamond (1989) para rehabilitar a la relación *UV* como un instrumento analítico muy relevante a la hora de descomponer aquellas variaciones en el paro que se deben a perturbaciones cíclicas (demanda agregada), perturbaciones sectoriales/regionales (reasignación) y, finalmente, a perturbaciones en la población activa. Utilizando evidencia sobre el mercado laboral en España, tanto a nivel agregado como a nivel regional, se ha examinado el comportamiento dinámico del número de desempleados, vacantes y activos para evaluar la contribución de cada shock a los movimientos en dicha relación a lo largo del período 1977-94.

Cuatro resultados merecen destacarse. En primer lugar, los shocks de reasignación –reflejo de cambios en el grado de emparejamiento (*matching*) entre las características de puestos y trabajadores, y en la intensidad de búsqueda de empleo– y los shocks de actividad agregada –a través de efectos persistentes vía mecanismos de histéresis (costes de despido, paro de larga duración, efectos del subsidio de paro, etc.)– explican alícuotamente la variabilidad del desempleo en el largo plazo. A su vez, los shocks de reasignación y, en menor medida, los de actividad han jugado un papel fundamental en los desplazamientos de la relación UV a nivel agregado. Los primeros dominan hasta la

[11] Con el fin de examinar si existe un origen nacional de las perturbaciones agregadas a nivel regional, hemos computado las correlaciones de los shocks ϵ_a para cada grupo regional con los correspondientes al agregado, obteniéndose correlaciones entre 0.4 y 0.6, lo cual apunta a cierta evidencia en dicho sentido. No obstante, hay que tener en cuenta que cada grupo puede tener diferente sensibilidad cíclica, lo que explicaría que las correlaciones no fueran excesivamente altas (véase Abraham y Katz, 1983).

primera mitad de los años ochenta, reflejo de las consecuencias de las crisis del petróleo, mientras que los segundos lo hacen en el período más reciente. En segundo lugar, existe una fuerte heterogeneidad en el comportamiento a nivel regional, habiéndose identificado tres grupos de CC.AA. conforme a la importancia relativa de los shocks de reasignación respecto al resto de perturbaciones. Ello resulta útil cara a identificar aquellas regiones donde el componente "estructural" del desempleo es más relevante y, por tanto, allí donde deberían dirigirse los esfuerzos de las políticas regionales cara a reducir los altos niveles de paro. En tercer lugar, conviene destacar la alta correlación existente entre el componente de reasignación en la tasa de paro y la proporción de parados de larga duración, lo que sugiere la necesidad de utilizar políticas activas dirigidas a reincorporar a este colectivo al mercado de trabajo. Finalmente, excepto en la evolución a corto plazo del paro, apenas encontramos efectos de shocks en la población activa, en contra de lo que podría pensarse en un principio[12].

Naturalmente, las conclusiones anteriores se basan sobre un esquema de identificación de shocks que puede resultar discutible por la simplicidad del modelo teórico subyacente. Así, los shocks poblacionales podrían estar correlacionados con los de reasignación. Ello podría producirse si las características de las nuevas cohortes que se incorporaron a la población activa, fundamentalmente mujeres y jóvenes, fueran incompatibles con las de los puestos de trabajo creados, por ejemplo, por la ausencia de contratos flexibles. A este respecto, conviene señalar que resulta destacable que los shocks de reasignación hayan tenido un papel mucho menos relevante a partir de 1984, año en que se introducen los contratos temporales. De la misma manera, podría ocurrir que los shocks de actividad y reasignación estuvieran relacionados negativamente, en consonancia con la teoría schumpeteriana de "la creación destructiva" (véase Davis y Haltiwanger, 1990) si bien la evidencia para el caso español es menos concluyente a este respecto (véase Dolado y Gómez, 1995). Asimismo, podría ocurrir que la existencia de regímenes diferentes de tipos de cambio, flexibles hasta mediados de los ochenta y "cuasi-fijos" después, acentuara el efecto de reasignación de shocks agregados, al responder las diversas regiones/sectores de forma diferente en el ajuste de precios y salarios. Finalmente, la existencia de

[12]Este resultado, sin embargo, muy posiblemente no sería cierto en el caso de la población activa femenina. No obstante, la imposibilidad de obtener series de vacantes distinguiendo por sexo, no permite abordar un análisis desagregado por sexo del trabajador.

importantes mecanismos de histéresis podría estar mezclando ambos efectos. Sea el efecto que sea, la evidencia aportada en este estudio confirma que el componente estructural del desempleo en España es muy importante.

Apéndice: fuentes de datos

Desempleo y Población Activa: Encuesta de Población Activa (INE).

PIB: Contabilidad Nacional Trimestral (INE).

Tasas de paro y vacantes en el Reino Unido, Suecia, Alemania y Estados Unidos: OECD Main Economic Indicators.

Vacantes: Ofertas de empleo pendientes a final de mes (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social).

Vacantes corregidas: Obtenidas a partir de Antolín (1994), utilizando la fórmula de corrección

$$V = \left[1 + k \cdot \frac{OUT^n}{OUT^u}\right] V^o$$

donde, las vacantes corregidas (V) se obtienen a partir de las vacantes originales o administrativas (V^0) añadiendo a estas últimas su producto por un factor de corrección, que no es otro que, la ratio entre las colocaciones nominadas o genéricas (OUT^n) y las colocaciones genéricas o gestionadas más las bajas de ofertas por otras causas (OUT^u), multiplicada por el factor de eficiencia relativa del sistema público de colocación (k) —que se estima en un valor de 0.25—.

References

Abraham, K. y L. Katz (1986): "Cyclical unemployment: sectoral shifts or aggregate disturbances", *Journal of Political Economy* 94, pp. 507-522.

Antolín, P. (1994): "Unemployment flows and vacancies in Spain", IVIE, Working-Paper 94-05.

Antolín, P. y O. Bover (1993): "Regional migration in Spain: the effects of personal characteristics and of unemployment, wage and house price differentials using pooled cross-sections", Banco de España, Documento de Trabajo 9318.

Beveridge, W.H. (1945), *Full Employment in a Free Society,* Allen &´ Unwin, London.

Blanchard, O. y D. Quah (1989): "The dynamic effect of aggregate supply and demand disturbances", *American Economic Review* 79, pp. 655-673.

Blanchard, O. y P. Diamond (1989): "The Beveridge curve", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 1-60.

Blanchard, O. y P. Diamond (1992): "The flow approach to labor markets", *American Economic Review* 82, pp. 354-359.

Budd, A., P. Levine, y P. Smith (1988): "Long-term unemployment and the shifting UV curve", *European Economic Review* 32, pp. 296-305.

Burda, M. y C. Wyplosz (1994): "Gross worker and job flows in Europe", *European Economic Review* 38, pp. 1287-1315.

Christl, J. (1992), *The Unemployment/Vacancy Curve,* Berlín: Physica-Verlag.

Davis, S. y J. Haltiwanger (1990): "Gross job creation and destruction: microeconomic evidence and macroeconomic implications", en O. Blanchard y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomic Annual* 1990, MA: MIT Press, pp. 123-168.

Dolado, J. y R. Gómez (1995): "Creación y destrucción de empleo en el sector privado manufacturero español: un análisis descriptivo", *Investigaciones Económicas* 19, pp. 371-394.

Dolado, J. y J.F. Jimeno (1997): "The causes of Spanish unemployment: a structural VAR approach", *European Economic Review* 41, pp. 1281-1307.

Dolado, J. y D. López-Salido (1996): "Histéresis y fluctuaciones económicas (España, 1970-1994)", *Moneda y Crédito* 202, pp. 117-156.

Jackman, R., C. Pissarides, y S. Savouri (1990): "Labour market policies and unemployment in the OECD", *Economic Policy* 11, pp. 449-490.

Layard, R., S. Nickell, y R. Jackman (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market,* Oxford University Press.

Mortensen, D. (1989): "The persistence and indeterminacy of unemployment in search equilibrium", *Scandinavian Journal of Economics* 91, pp. 347-360.

Pissarides, C. (1990), *Equilibrium Unemployment Theory,* Oxford: Basil Blackwell.

Runkle, D. (1987): "Vector autoregressions and reality", *Journal of Business and Economic Statistics* 5, pp. 435-442.

Abstract

This paper provides an empirical evaluation of the role played by aggregate activity, reallocation and labour force shocks in explaining the comovements of unemployment and vacancies in Spain, both at the aggregate and regional levels. To do so, we use a structural VAR approach based upon plausible long-run identifying restrictions stemming from a minimalist model of the 'flow approach' to the labour market. One of the main results is the permanent effect of aggregate demand shocks, in agreement with the presence of large hysteresis in the Spanish labour market