

## El Diferencial de Desempleo Andaluz: Análisis SVAR de la Curva de Beveridge

ÁLVAREZ DE TOLEDO SAAVEDRA, PABLO (\*) , NÚÑEZ HERNÁNDEZ, FERNANDO (\*) Y USABIAGA IBÁÑEZ, CARLOS (\*\*)

(\*)*Departamento de Organización Industrial y Gestión de Empresas. Universidad de Sevilla Camino de los Descubrimientos s/n, 41092 Sevilla.* (\*\*)*Departamento de Economía, Métodos Cuantitativos e Historia Económica. Universidad Pablo de Olavide. Carretera de Utrera, Km. 1, 41013 Sevilla.* Telfs.: (\*) 954487217, Fax: 954487217 - (\*\*) 954348553, Fax: 954349339  
E-mails: (\*) [pablo@esi.us.es](mailto:pablo@esi.us.es), [fnunez@esi.us.es](mailto:fnunez@esi.us.es) (\*\*) [cusaiba@upo.es](mailto:cusaiba@upo.es)

### RESUMEN

En este trabajo aportamos nueva evidencia sobre el problema del diferencial de desempleo andaluz. Para ello, planteamos un modelo SVAR con las variables desempleo, vacantes y población activa, considerando tres tipos de perturbaciones: reasignación, actividad agregada y población activa. Dada la estructura teórica considerada, enfatizamos el estudio de los efectos dinámicos de las perturbaciones de reasignación y de actividad agregada sobre el desempleo y las vacantes. El análisis se plantea para Andalucía y el resto de España (1978-2003). La principal conclusión obtenida es que el desempleo andaluz presenta un carácter estructural más acentuado que el del resto de España, por lo que las políticas de demanda agregada podrían ser menos efectivas en el caso andaluz.

*Palabras clave:* Diferencial de desempleo andaluz, curva de Beveridge, análisis SVAR, perturbaciones de reasignación, perturbaciones de actividad agregada

## Andalusian Unemployment Differential: SVAR Analysis of the Beveridge Curve

### ABSTRACT

In this article we offer new evidence on the problem of Andalusian unemployment differential. We use a SVAR model with unemployment, vacancies and labor force as variables, considering three types of shocks: reallocation, aggregate activity and labor force. Due to the theoretical structure considered, we emphasize the study of the dynamic effects of reallocation and aggregate activity shocks on unemployment and vacancies. The analysis is implemented for Andalusia and the rest of Spain (1978-2003). The main conclusion is that, in comparison with the rest of Spain, the weight of structural unemployment is higher in Andalusia; consequently, the aggregate demand policies could be less effective in the Andalusian case.

*Keywords:* Andalusian unemployment differential, Beveridge curve, SVAR analysis, reallocation shocks, aggregate demand shocks

Clasificación JEL: J63, J64

Artículo recibido en Junio 2006 y aceptado para su publicación en Septiembre de 2006.

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref.: e-24315.

## 1. INTRODUCCIÓN

El elevado y persistente desempleo observable en Andalucía, y su peor situación relativa respecto al resto de la economía española<sup>1</sup>, con un diferencial medio en la tasa de desempleo para el período 1978-2003 superior a los diez puntos porcentuales, ha dado lugar a diversos trabajos que se han centrado en el análisis comparado del mercado de trabajo andaluz.

El trabajo pionero de Jimeno (1997) sobre el diferencial de desempleo andaluz fue actualizado, con pequeñas modificaciones, por Gómez y Prieto (2003), Herce *et al.* (2001) y Usabiaga (2004a), aunque estas dos últimas monografías plantean una perspectiva más amplia -una evaluación general de la economía andaluza y un análisis macroeconómico de su mercado de trabajo respectivamente, en comparación con el resto de España. Otro trabajo relevante sobre el desempleo andaluz es el de Castillo *et al.* (1994). Por su parte, Murillo *et al.* (2004) aborda conjuntamente el análisis de los diferenciales de desempleo andaluz y extremeño respecto al resto de España. Puede acudir a estos trabajos para una profundización sobre este tema, que sólo esbozamos en esta introducción, así como para las oportunas referencias. A la luz de esa literatura, a continuación apuntaremos algunos factores potencialmente explicativos del persistente diferencial de desempleo andaluz durante las últimas décadas.

En este sentido, un primer aspecto a tener en cuenta es que Andalucía parece mostrar un volumen de economía sumergida y empleo irregular más importante que el resto de España, con el consiguiente efecto distorsionador de este factor sobre la tasa de paro andaluza.

Por otra parte, en cuanto a la población activa, observamos que ésta muestra un mayor crecimiento relativo en Andalucía. Además, la población activa andaluza se concentra más que la del resto de España en los grupos que presentan mayores tasas de paro, como son los jóvenes y los menos cualificados.

Si atendemos al empleo, hay que tener en cuenta que éste ha crecido más en Andalucía que en el resto de España, pero este factor no ha permitido reducir el diferencial de desempleo, dado que el crecimiento diferencial de la población activa ha sido superior. Además, otro aspecto diferencial que se ha comentado repetidamente es la mayor volatilidad relativa del crecimiento del empleo en Andalucía. Respecto al grado de temporalidad existente en el mercado de trabajo, los datos de la *Encuesta de Población Activa* (EPA) sobre el empleo asalariado muestran que la tasa de temporalidad del empleo es relativamente mayor en Andalucía. Como sabemos, en el marco de los modelos “insider-outsider”, la temporalidad puede originar una segmentación

---

1 Andalucía se caracteriza por presentar tasas de desempleo superiores a las del resto de España desde prácticamente todas las perspectivas (sexo, edad, nivel de estudios, sector, etc.) -véase Usabiaga (2004a).

entre los trabajadores con contratos temporales y los desempleados y aquellos trabajadores con contratos indefinidos y protegidos por altos costes de despido. Esta dualización del mercado de trabajo podría generar una discriminación salarial contra los contratados temporales y, más en general, una reducción de la presión a la baja del desempleo sobre los salarios, con el consiguiente efecto adverso sobre la tasa natural de desempleo. Por otro lado, también debemos indicar que en Andalucía es superior el porcentaje de asalariados que trabaja en el sector público.

En cuanto al papel de los sindicatos y de la negociación colectiva, desde un punto de vista comparado, Andalucía muestra una tasa de cobertura de la negociación colectiva inferior a la del resto de España, tanto para el total de convenios como para los convenios de empresa. Paradójicamente, esta diferencia en el grado de cobertura de la negociación colectiva, unida al diferencial de paro, no genera una mayor moderación salarial en Andalucía, manteniéndose el ligero diferencial salarial respecto al resto de España. Dado que la economía española se ha caracterizado en las últimas décadas por la reducida movilidad geográfica de los trabajadores, fenómeno aún más acusado en la economía andaluza, el ajuste salarial pasa a jugar un papel importante para la posible reducción del diferencial de paro entre las regiones, por lo que el bloqueo de este mecanismo resulta determinante.

Otro factor que ha diferenciado a la economía andaluza respecto del resto de España (a excepción de Extremadura) en las últimas décadas ha sido la existencia del subsidio a favor de los trabajadores eventuales agrarios. En repetidas ocasiones se han apuntado los posibles efectos distorsionadores introducidos por el sistema del subsidio agrario en diversos aspectos de la economía andaluza, así como sus contrapartidas positivas. La consideración del subsidio agrario conduce a una mayor cobertura de las prestaciones por desempleo en Andalucía, factor que, por ejemplo, podría reducir la disposición a la movilidad geográfica de los parados andaluces.

Otro aspecto que puede ser importante a la hora de analizar el mercado laboral español, y que podría tener incluso una mayor incidencia a nivel andaluz, es el papel de seguro contra el desempleo que juega la unidad familiar, haciendo más sostenibles las situaciones de elevado desempleo.

Si nos centramos en el análisis de las cifras de crecimiento de dos variables clave del mercado de trabajo, como son la productividad y el coste laboral unitario (nominal y real), no se aprecia mucha diferencia entre Andalucía y el resto de España (comportándose esas variables ligeramente mejor y peor en Andalucía respectivamente). Debido a ello, en cuanto al nivel de productividad, Andalucía apenas consigue acercarse a las cifras españolas. Por su parte, la ley de Okun<sup>2</sup> andaluza resulta preocupante, al mostrar por ejemplo que Andalucía debe crecer más que el resto de España para

---

2 Como es conocido, esta ley señala que existe una relación entre el desequilibrio en el mercado de bienes y el desequilibrio en el mercado de trabajo.

mantener constante la tasa de desempleo. Asimismo, la tasa de desempleo andaluza se muestra menos sensible a las variaciones del crecimiento de la producción que la del resto de España.

Finalmente, debemos indicar que una parte importante de la literatura dedicada a analizar los mercados de trabajo español y andaluz se centra en la medición del desempleo de equilibrio o estructural, bien aplicando algún filtro univariante (como, por ejemplo, el filtro de Hodrick-Prescott) a la serie del desempleo observado, o bien a través de determinadas relaciones macroeconómicas, como la ley de Okun, que permite estimar la MURU (tasa de desempleo compatible con un nivel medio de utilización de la capacidad productiva instalada) de la economía, o la curva de Phillips<sup>3</sup>, que permite estimar la NAIRU (tasa de desempleo no aceleradora de la inflación). Las diversas aproximaciones planteadas parecen coincidir en la conclusión de que, aparte de presentar una tasa de desempleo observado mucho más elevada, la economía andaluza presenta también una tasa de desempleo de equilibrio o estructural muy superior a la del resto de España.

A diferencia de la mayoría de los estudios existentes, en este trabajo nos abstraemos de analizar el papel jugado por determinadas variables observables en el mercado de trabajo andaluz. En su lugar, tratamos de aportar una evaluación empírica de la importancia que han tenido en las últimas décadas determinadas perturbaciones económicas como factores explicativos del comportamiento observado en el desempleo, las vacantes y la población activa en Andalucía en comparación con el resto de España, empleando para ello la metodología de los modelos de vectores autorregresivos estructurales<sup>4</sup> (SVAR). Las perturbaciones consideradas corresponden a tres categorías: actividad o demanda agregada, reasignación de los factores productivos (sectorial, regional, etc.) y población activa. La distinción entre los dos primeros tipos de perturbaciones es especialmente relevante ya que, de predominar las segundas, las políticas de demanda podrían perder gran parte de su efectividad en comparación con las políticas de corte estructural encaminadas a eliminar los desequilibrios existentes entre la oferta y la demanda de trabajo.

---

3 Recordemos que esta noción se refiere a la relación a corto plazo entre el desempleo y la inflación; relación que puede plantearse de diversas formas.

4 Desde los trabajos de Sims (1980, 1986), ha crecido la importancia de los vectores autorregresivos (VAR y SVAR) en orden a analizar los efectos dinámicos de determinadas perturbaciones económicas sobre las variables macroeconómicas fundamentales —véanse, por ejemplo, Blanchard y Quah (1989), Blanchard y Diamond (1989), Bean (1992) y Galí (1992). Gómez y Usabiaga (2001) sintetizan los principales trabajos que aplican la metodología SVAR al mercado de trabajo español. Sobre la implementación de dicha metodología puede consultarse, por ejemplo, Hamilton (1994).

Nuestro análisis ha tomado como principal referencia el trabajo de Dolado y Gómez (1997)<sup>5</sup>, a partir del cual deseamos profundizar en el estudio de la comparación entre Andalucía y el resto de España, ampliando asimismo el período analizado en dicho estudio. Estos autores, siguiendo fundamentalmente la línea de las contribuciones de Blanchard y Diamond (1989) y de Blanchard y Quah (1989), emplean la metodología SVAR a partir de unas restricciones de identificación a largo plazo obtenidas de un modelo minimalista basado en el enfoque de flujos del mercado de trabajo.

El resto del trabajo se estructura como sigue: en la sección 2 exponemos el modelo de flujos del mercado de trabajo que nos aportará la información extramuestral necesaria para la identificación de nuestro modelo SVAR. En la sección 3 comentamos la estadística descriptiva sobre las variables del mercado de trabajo empleadas en nuestro análisis econométrico. En la sección 4 ofrecemos los principales resultados obtenidos en la estimación de sendos modelos SVAR –para Andalucía y el resto de España–, que abordan el ajuste hacia el equilibrio de las variables desempleo, vacantes y población activa en respuesta a los tres shocks considerados. Finalmente, en la sección 5 recogemos las principales conclusiones de nuestro trabajo.

## **2. ESTRUCTURA TEÓRICA DEL ANÁLISIS: UN MODELO DE FLUJOS DEL MERCADO DE TRABAJO**

El análisis del ajuste hacia el equilibrio en el mercado laboral propuesto en este trabajo se encuadra, desde un punto de vista teórico, en la llamada teoría del desempleo de equilibrio. Según este enfoque, el nivel de desempleo de equilibrio depende de los flujos<sup>6</sup> de entrada y salida al mismo, los cuales pueden verse afectados por cambios a nivel agregado (como, por ejemplo, las variaciones en la demanda agregada) o por decisiones de carácter individual (como, por ejemplo, la intensidad con que los desempleados buscan empleo). Dentro de esta literatura, se ha enfatizado la modelización de los movimientos de salida del desempleo; en este sentido, ha sido habitual aproximarse a dicho flujo a partir del concepto de función de emparejamiento.

---

5 Dolado y Gómez (1997) estiman un modelo SVAR utilizando como variables las primeras diferencias del desempleo, el ratio vacantes/desempleo y la población activa (variables expresadas en logaritmos), e incluyendo un término constante y variables artificiales estacionales. El período muestral empleado comprende desde el primer trimestre de 1977 hasta el cuarto trimestre de 1994. Estos autores estudian la respuesta de cada una de las tres variables del sistema –desempleo, vacantes y población activa– a una innovación en cada shock estructural considerado –actividad, reasignación y población activa. Asimismo, también proporcionan ciertos resultados para tres bloques de regiones, formados mediante contrastes de Wald de igualdad de coeficientes –Andalucía comparte bloque con Canarias y Extremadura.

6 La teoría del desempleo de equilibrio, cuya referencia esencial es el texto de Pissarides (2000), adopta un enfoque de flujos a la hora de caracterizar el equilibrio en el mercado de trabajo.

La función de emparejamiento proporciona el flujo de colocaciones durante un intervalo temporal dado en función del número de trabajadores que buscan empleo y del número de puestos vacantes. Los supuestos habituales sobre la función de emparejamiento implican una relación negativa entre la tasa de desempleo y la tasa de vacantes en el equilibrio estacionario, que recibe el nombre de curva de Beveridge<sup>7</sup>. De cara a nuestro análisis, resulta importante distinguir entre la curva de Beveridge, correspondiente al equilibrio estacionario, y la relación tasa de desempleo-tasa de vacantes observada en la economía (que denotamos como relación  $uv$ ), que diferirá de la anterior si la economía se encuentra fuera del equilibrio. Además, la relación observada apuntada también reflejará los desplazamientos que se hayan podido producir en la curva de Beveridge en respuesta a las perturbaciones que la afecten.

Siguiendo el trabajo de Dolado y Gómez (1997), podemos distinguir tres tipos de perturbaciones que afectan a la curva de Beveridge:

i) Perturbaciones de actividad agregada: este tipo de shock recoge el efecto de los cambios en el ciclo económico, y afecta al desempleo y a las vacantes en direcciones opuestas. Por ejemplo, ante un shock transitorio negativo de demanda agregada las empresas tenderán a crear menos puestos de trabajo y destruirán más empleo. Esto provocará que el número de vacantes disminuya y que aumente el número de desempleados. A medida que el shock transitorio vaya desapareciendo el mercado de trabajo tenderá a volver a su posición inicial.

ii) Perturbaciones de reasignación: se deben a cambios del grado de desajuste en el funcionamiento del mercado de trabajo. Este tipo de shocks, a diferencia de los anteriores, produce desplazamientos de la curva de Beveridge, ya que tanto el paro como las vacantes se ven afectados en la misma dirección. Así, un shock que produzca una pérdida de eficiencia en el proceso de emparejamiento debido, por ejemplo, a un aumento en la separación geográfica entre las vacantes y los desempleados, o a un mayor desajuste entre la formación de los desempleados y los requisitos de los puestos vacantes, provocará un aumento simultáneo de las tasas de paro y de vacantes, por lo que la curva de Beveridge se desplazará hacia la derecha. Hay que tener en cuenta también que cuando una economía presenta mecanismos de histéresis<sup>8</sup> en su mercado de trabajo los shocks de actividad podrían provocar desplazamientos de

---

7 Sobre la función de emparejamiento y el concepto de curva de Beveridge véanse, por ejemplo, Pissarides (2000) y Petrongolo y Pissarides (2001).

8 Existe notable consenso entre los investigadores en que las tasas de desempleo española y andaluza muestran una elevada persistencia o histéresis. En este sentido, pueden consultarse por ejemplo los trabajos de Andrés (1993), Gómez y Usabiaga (2001) y Romero-Avila y Usabiaga (2006) para España, y Usabiaga (2004a) para Andalucía.

la curva de Beveridge, al igual que sucede con los shocks de reasignación. Así, los shocks negativos de demanda agregada pueden aumentar el peso del desempleo de larga duración y, consecuentemente, empeorar la eficiencia del emparejamiento, con el consiguiente efecto sobre la posición de la curva de Beveridge.

iii) Perturbaciones de población activa: se deben a cambios bruscos en la población activa que no se ven acompañados por cambios en la misma dirección en el factor capital. Desde un punto de vista teórico, un aumento de la población activa puede aumentar el paro transitoriamente, pero no permanentemente<sup>9</sup>. Es de esperar que los shocks de oferta de trabajo tampoco tengan efectos permanentes sobre las vacantes. Así, un shock de oferta de trabajo positivo, como por ejemplo 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 vacantes permanece fijo por el supuesto anteriormente mencionado sobre el capital. Posteriormente, a medida que aumente el ratio de parados por vacante disponible, aumentará la efectividad del emparejamiento, con lo que la tasa de paro disminuirá. Finalmente, a medida que la reducción de la tasa de paro se traduzca en un aumento de la utilización de la capacidad productiva, aumentará la inversión y con ello el número de vacantes, de modo que el mercado de trabajo retornará a la relación de partida entre las tasas de desempleo y de vacantes.

El objetivo esencial de este trabajo consiste en emplear la metodología SVAR para extraer conclusiones sobre el comportamiento diferencial de la curva de Beveridge andaluza, respecto al resto de España, ante los diversos shocks que la afectan. Como ya hemos señalado, el modelo teórico que hemos utilizado para identificar las innovaciones del sistema con las perturbaciones de carácter económico ha sido el empleado por Dolado y Gómez (1997). Estos autores plantean un modelo de flujos definido por un sistema de cuatro ecuaciones. En primer lugar, definimos una ecuación de demanda de trabajo, que describe los flujos de creación y destrucción de los puestos de trabajo. Estos flujos dependen del salario real (factor endógeno del modelo) y de otros factores exógenos, tales como la demanda agregada, la tecnología y el nivel de competitividad. En segundo lugar, se especifica una función de emparejamiento, en la que las contrataciones dependen positivamente de los niveles de vacantes y de parados. En tercer lugar, se define una ecuación que describe el proceso de determinación de los salarios, en la que el salario real depende del exceso de demanda de trabajo, medido por el desajuste entre las vacantes y los desempleados. Finalmente, se especifica una ecuación de oferta de trabajo, en la que la población activa depende positivamente del salario real y negativamente del paro. En la ecuación de oferta de trabajo también se consideran un conjunto de factores exógenos, como los cambios en la tasa de participación femenina.

---

9 En caso contrario, los países más poblados tendrían tasas de paro más elevadas.

A partir del sistema de ecuaciones apuntado, e imponiendo la condición de estacionariedad<sup>10</sup> en las variables desempleo, vacantes y población activa ( $u$ ,  $v$ ,  $l$ ), se obtienen los valores de equilibrio de las variables endógenas del modelo en términos de los factores exógenos de desplazamiento ( $\theta_a$ ,  $\theta_r$  y  $\theta_l$ ). Así, el sistema de ecuaciones del modelo en forma reducida es el siguiente<sup>11</sup>:

$$u = \theta_r - \alpha \theta_a \quad (1)$$

$$v = \theta_r + (1 - \alpha) \theta_a \quad (2)$$

$$l = -\beta \theta_r + (\gamma\xi + \beta\alpha) \theta_a + \theta_l \quad (3)$$

Este sistema de ecuaciones recoge la relación entre los valores de equilibrio de las tres variables endógenas del modelo y los tres shocks estructurales identificados en el modelo teórico: el shock de reasignación ( $\theta_r$ ), el shock de actividad ( $\theta_a$ ) y el shock de población activa ( $\theta_l$ ). Por último, debemos caracterizar los procesos estocásticos que siguen dichos shocks o factores de desplazamiento. Dado que no se puede rechazar que  $u$ ,  $v$  y  $l$  sean variables integradas de orden 1  $\{I(1)\}$ <sup>12</sup>, supondremos que  $\theta_r$  y  $\theta_l$  siguen paseos aleatorios puros, mientras que  $\theta_a$  es IMA (1,1). Es decir:

$$\Delta\theta_i = \varepsilon_i \quad (i = r, l) \quad (4)$$

$$\Delta\theta_a = \phi_1\varepsilon_a + \phi_2\Delta\varepsilon_a \quad (5)$$

donde  $\varepsilon_i$  ( $i = a, r, l$ ) son perturbaciones iid  $(0, \sigma_i^2)$ <sup>13</sup>.

A partir de las ecuaciones (4) y (5), y tomando primeras diferencias en (1), (2) y (3), obtenemos la correspondencia entre las variables (expresadas en logaritmos) y las innovaciones del sistema:

$$\Delta u = \varepsilon_r - \alpha [\phi_1\varepsilon_a + \phi_2\Delta\varepsilon_a] \quad (6)$$

$$\Delta v = \varepsilon_r + (1 - \alpha) [\phi_1\varepsilon_a + \phi_2\Delta\varepsilon_a] \quad (7)$$

$$\Delta l = -\beta\varepsilon_r + (\gamma\xi + \beta\alpha) [\phi_1\varepsilon_a + \phi_2\Delta\varepsilon_a] + \varepsilon_l \quad (8)$$

10 Una característica importante del modelo es que se limita a analizar los determinantes de los valores de equilibrio estacionario de las variables que lo componen, obviándose los aspectos dinámicos. En el trabajo de Blanchard y Diamond (1989) se puede encontrar un tratamiento analítico de la dinámica del modelo fuera del equilibrio.

11 Los parámetros ( $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\xi$ ) surgen del sistema de cuatro ecuaciones anteriormente comentado.

12 Este supuesto es coherente con la evidencia empírica disponible. No obstante, analizaremos las propiedades estocásticas de las series antes de estimar el modelo SVAR.

13 Un supuesto implícito en las ecuaciones (4) y (5), que podría ser cuestionado, es el de independencia de los shocks estructurales.



El sistema nos muestra el efecto de las distintas perturbaciones sobre los crecimientos de las variables endógenas, e indirectamente sobre sus niveles. Así, una perturbación de reasignación produce efectos permanentes, positivos en el caso del desempleo y las vacantes y negativo en el de la población activa. Por su parte, un shock de demanda afecta positivamente a las vacantes y a la población activa y tiende a reducir el desempleo; dichos efectos serán permanentes siempre y cuando  $\varphi_1$  sea distinto de cero. Finalmente, un shock de población activa sólo afecta a la población activa y lo hace de forma permanente.

A partir de este conjunto de relaciones se pueden obtener las tres condiciones o restricciones teóricas de identificación de nuestro modelo SVAR. Por un lado, los shocks de población activa no van a tener efectos permanentes ni en las vacantes ni en el desempleo. Por otro lado, los shocks de reasignación no van a tener efectos a largo plazo sobre la diferencia  $v-u$ , que indica el grado de escasez o tensión en el mercado de trabajo. Dicho de otra forma, los shocks de reasignación tienen efectos permanentes equiproporcionales y en la misma dirección sobre el paro y las vacantes. Estas restricciones teóricas son suficientes para poder identificar los parámetros del modelo estructural, y estimar un SVAR sobre las tres variables endógenas<sup>14</sup>.

### 3. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

Como ya se ha indicado, en este trabajo empleamos la metodología SVAR con el objetivo de valorar la importancia que han tenido los shocks de actividad, de reasignación y de población activa como factores explicativos de la dinámica del desempleo y de las vacantes en Andalucía durante el período 1978-2003. También analizaremos el comportamiento de estas variables en el conjunto nacional exceptuando el caso andaluz (resto de España), a efectos de poder realizar comparaciones<sup>15</sup>.

Para realizar las estimaciones se han tomado datos trimestrales sobre el número de desempleados, de vacantes y de activos en Andalucía y en España, obteniendo los valores del resto de España trayendo de los datos de la economía española los de Andalucía.

---

14 A diferencia de nuestra aproximación, donde operamos con las variables endógenas del sistema expresadas en primeras diferencias y definimos restricciones que operan a largo plazo, Blanchard y Diamond (1989), al estimar un modelo SVAR con las variables expresadas en niveles, escogen unas restricciones teóricas de identificación que operan a corto y medio plazo.

15 Dado el importante peso de la economía andaluza a nivel nacional hemos decidido plantear nuestro análisis confrontando dicha economía a la del resto de España, en lugar de al conjunto de la economía española, como es habitual. De esta forma, las diferencias entre ambos entornos pueden ser percibidas de forma más clara.

Los datos de desempleados y de población activa proceden de la EPA. En 2002 la EPA introdujo algunos cambios metodológicos que afectaron, entre otras series, a las de población activa y desempleo. Por un lado, se produjo una mejora técnica en el cálculo de resultados que ha dado lugar a una reponderación de los factores de elevación. Dicha reponderación se aplica a las series desde el tercer trimestre de 1976. Por otro lado, se revisaron las proyecciones de población que se usaban hasta entonces (proyecciones que se utilizan en el cálculo de los factores de elevación de la EPA), cuyo punto de partida era el Censo de Población de 1991. De este modo, en el tercer trimestre de 2001, se elaboraron unas nuevas proyecciones que tenían en cuenta el crecimiento de la inmigración en nuestro país en los últimos años. Los datos reponderados incorporan las nuevas proyecciones de población a partir de 1996. Por último, se aplicó la nueva definición de paro establecida en el Reglamento (CE) Nº 1897/2000 de la Comisión, de 7 de septiembre de 2000. Esta nueva definición de desempleo afecta a las series de población activa y de desempleo en los dos últimos años de nuestro período muestral (2002 y 2003), por lo que hemos realizado un enlace determinista en estas series consistente en utilizar las series (reponderadas) con la antigua definición de paro hasta 2001:4 y aplicarles, a partir de entonces, los crecimientos de las series (reponderadas) con la nueva definición.

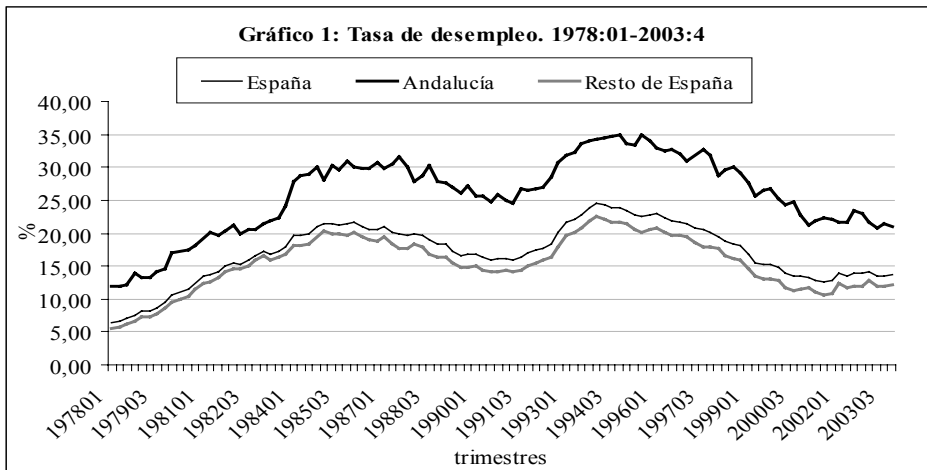
Por lo que se refiere a los datos de puestos vacantes, la ausencia de series históricas para la economía española ha llevado a los investigadores a emplear la serie mensual de vacantes gestionadas que ofrece el Instituto Nacional de Empleo (INEM) en su *Estadística de Empleo*. El problema de esta serie reside en que no es representativa del total de puestos vacantes de la economía, ya que el INEM contabiliza aquellas vacantes que las empresas registran en él para que las gestione, pero no contabiliza aquellas otras que se anuncian y se cubren por el sector privado sin que intermedie ninguna oficina pública de empleo. Antolín (1994)<sup>16</sup> planteó la posibilidad de reescalar o corregir la serie de vacantes gestionadas publicada por el INEM con el objetivo de aproximarnos a la cifra total de vacantes de la economía española. En este trabajo hemos aplicado el factor de corrección propuesto por Antolín sobre las series de vacantes gestionadas para Andalucía y el resto de España<sup>17</sup>. Finalmente, las series mensuales así obtenidas han sido trimestralizadas.

---

16 Antolín (1994), siguiendo la línea de Jackman et al. (1989), aplica un factor de corrección a la serie de vacantes gestionadas, bajo el supuesto de que el sector privado es más eficiente que el INEM gestionando los puestos vacantes. De acuerdo con dicho método, hemos obtenido que el stock de vacantes gestionado por el sector privado en Andalucía es, en promedio, un 83% superior al stock de vacantes gestionado por el INEM -este porcentaje es del 41% para el resto de España.

17 La serie de vacantes gestionadas para Cataluña que publica el INEM registra valores poco fiables a partir de 1998, por lo que hemos realizado una intervención sobre dicha serie que pretende garantizar su representatividad, con el consiguiente efecto sobre la serie nacional y la del resto de España -un análisis detallado de esta intervención puede encontrarse en Álvarez de Toledo et al. (2004).

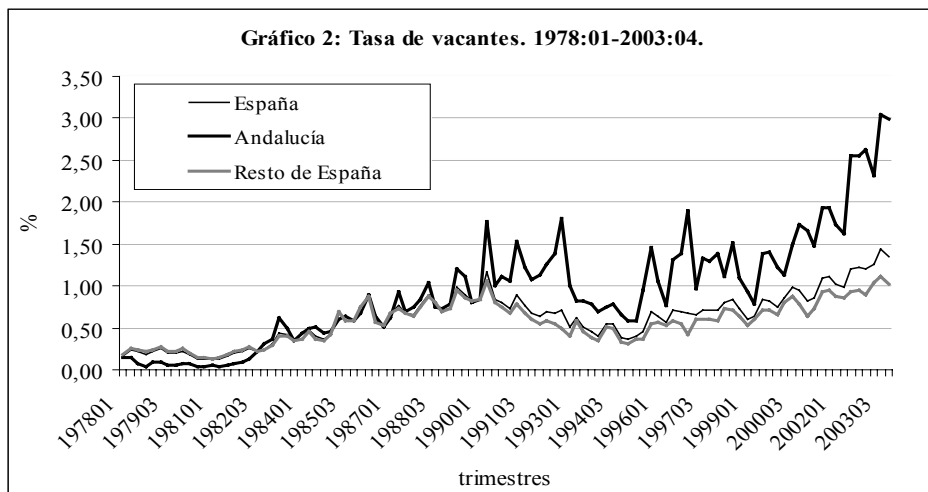
Si analizamos la evolución para Andalucía y el resto de España de la tasa de desempleo (Gráfico 1) observamos como ambas tasas muestran cifras de dos dígitos durante casi todo el período de estudio, si bien Andalucía presenta un diferencial desfavorable respecto al resto de España que se mantiene en torno a los 10 puntos porcentuales.



Fuente: Elaboración propia. EPA (INE).

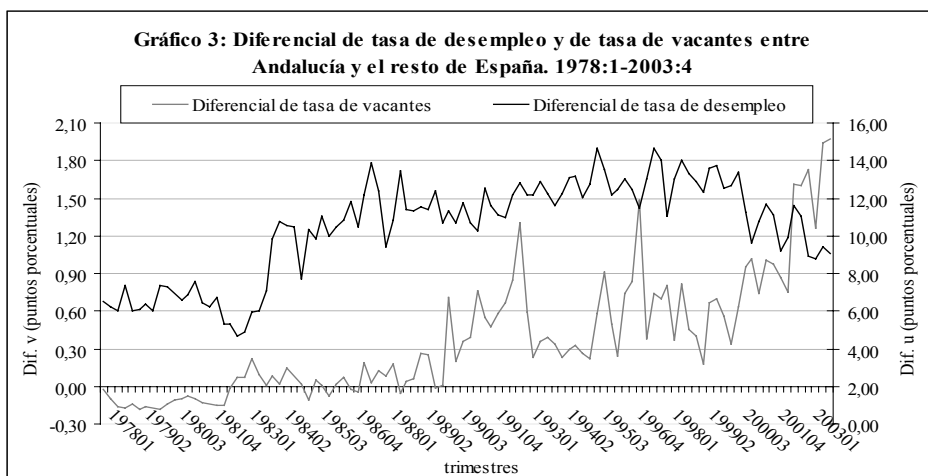
En lo que se refiere a la tasa de vacantes (Gráfico 2), se observa una tendencia creciente de dicha tasa tanto en Andalucía como en el resto de España durante casi todo el período analizado, si bien desde principios de los noventa la tasa de vacantes en Andalucía ha mostrado un crecimiento medio superior a la del resto de España<sup>18</sup>.

<sup>18</sup> Así, durante el período 1990:1-2003:4, el crecimiento medio de la tasa de vacantes en Andalucía ha sido del 6,5%, en comparación con el 1,87% del resto de España.



Fuente: Elaboración propia. EPA (INE) y Estadística de Empleo (INEM).

Como se puede observar en el Gráfico 3, el mayor crecimiento relativo de la tasa de vacantes en Andalucía, que se refleja en un diferencial de tasa de vacantes positivo y con tendencia creciente desde 1990, se ha visto acompañado de una evolución relativamente más favorable de la tasa de desempleo andaluza en los últimos años, como muestra la caída del diferencial de desempleo desde el año 2000.



Fuente: Elaboración propia. EPA (INE) y Estadística de Empleo (INEM).

Otro aspecto a destacar sobre el comportamiento de las tasas de paro y de vacantes de las economías andaluza y del resto de España (véanse los Gráficos 1 y 2) es la correlación existente entre dichas tasas y el ciclo económico. Durante los períodos de recesión económica, 1978-1981 y 1990-1994, en el resto de España la tasa de vacantes cae (sobre todo en el segundo período considerado), mientras que la tasa de desempleo sufre un fuerte crecimiento. Ocurre lo contrario, es decir, aumenta la tasa de vacantes en un contexto de disminución de la tasa de paro, en los períodos de expansión económica de 1985-1990 y 1995-2001. Por otro lado, resulta interesante observar como en los períodos 1981-1985 y 2002-2003 ambas tasas crecen simultáneamente. Estos movimientos de las tasas de desempleo y de vacantes en la misma dirección podrían deberse a un empeoramiento del grado de emparejamiento o “matching” en el mercado laboral nacional. En lo que respecta a Andalucía, de forma similar a lo que sucede en el resto de España, los períodos 1978-1981 y 1992-1994 son de reducción en la tasa de vacantes y de aumento en la de desempleo. En el período 1981-1987 aumentan simultáneamente ambas tasas, debido quizás a la pérdida de efectividad en el proceso de emparejamiento en el mercado laboral andaluz, pérdida que, por otro lado, parece más acusada que a nivel nacional. Por último, en el período 1995-2003, la tasa de vacantes aumenta al tiempo que la tasa de desempleo se reduce o se mantiene estable.

En los Gráficos 4 y 5 pasamos a analizar la relación<sup>19</sup> entre la tasa de vacantes y la tasa de desempleo. En el caso del resto de España se observa como desde finales de los años setenta hasta mediados de los ochenta se produjo un desplazamiento hacia la derecha de la curva de Beveridge (aumentó bastante la tasa de desempleo y, en menor medida, la tasa de vacantes), lo que apunta hacia la existencia de un shock estructural de carácter desfavorable, posiblemente provocado por una pérdida de eficiencia en el funcionamiento del mercado de trabajo, o bien por una combinación de este factor con un aumento importante de la población activa<sup>20</sup>. A partir de 1985 la relación  $uv$  parece moverse sobre una nueva curva de Beveridge más alejada del origen, siendo afectada principalmente por shocks de actividad agregada<sup>21</sup>. En el caso de Andalucía el efecto de los shocks es más apreciable que en el resto de España. Desde finales de los años setenta hasta 1987 se produjo un fuerte desplazamiento hacia la derecha de la curva de Beveridge, lo que apunta hacia la existencia de un shock estructural desfavorable aún más pronunciado que en el resto de España. A partir de 1987 la relación  $uv$  parece

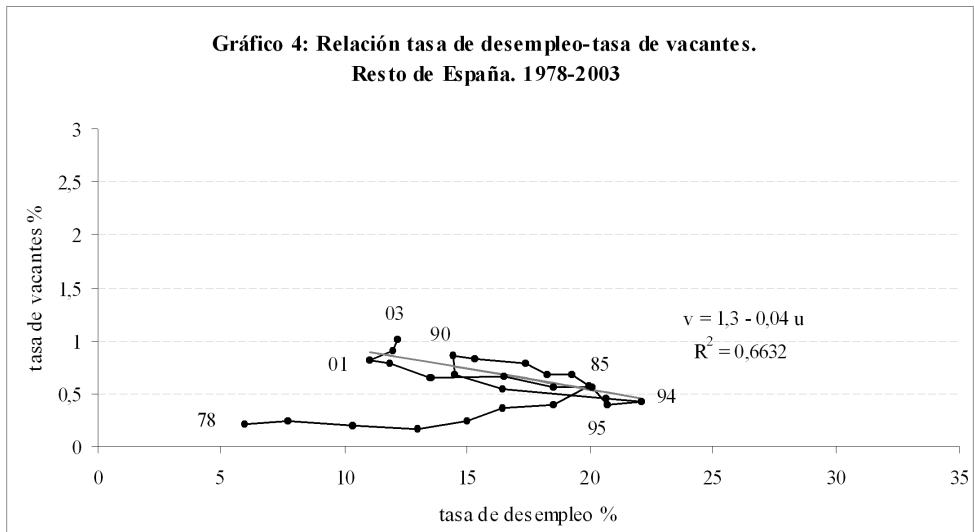
---

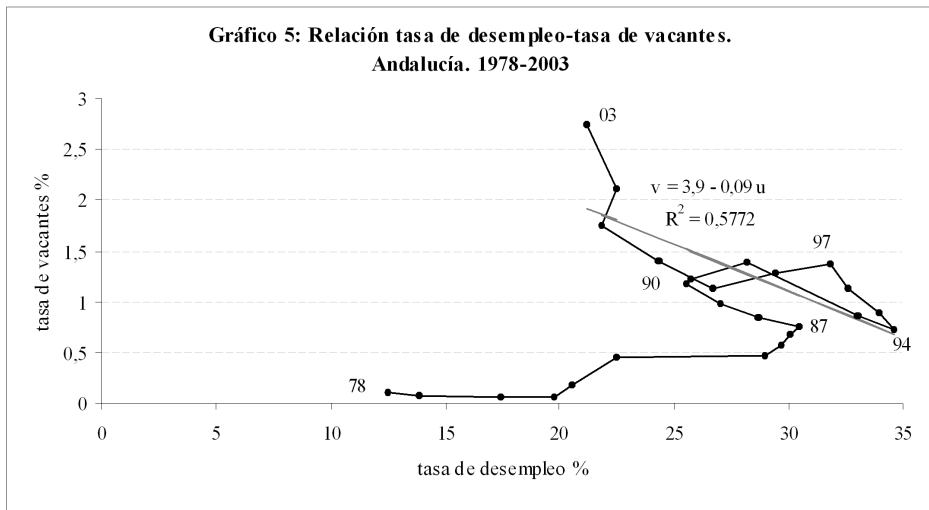
19 Para una mayor claridad en este análisis, empleamos las series de tasa de desempleo y de tasa de vacantes anualizadas.

20 Como ya señalamos anteriormente, un shock de oferta de trabajo positivo aumentará inicialmente la tasa de paro y provocará una leve disminución de la tasa de vacantes.

21 En concreto, podemos observar un ciclo de actividad completo durante el período 1985-1994 y otro ciclo que comenzó con la recuperación económica iniciada en 1994.

moverse sobre una nueva curva de Beveridge más alejada del origen, siendo afectada principalmente por shocks de actividad agregada, si bien éstos no son gráficamente tan evidentes como en el resto de España, posiblemente porque conviven con shocks de carácter estructural. Por último, en Andalucía destaca el fuerte crecimiento de la tasa de vacantes desde mediados de los noventa, a diferencia del resto de España donde este crecimiento ha sido más moderado.





Fuente: Elaboración propia. EPA (INE) y Estadística de Empleo (INEM).

A partir de la relación entre la tasa de vacantes y la tasa de desempleo se puede estimar de forma sencilla la curva de Beveridge para Andalucía y el resto de España. Dicha estimación consiste en la obtención de sendas rectas de regresión empleando como muestra en cada entorno el periodo en que dicha relación parece moverse sobre una curva de Beveridge estable—esto es, 1985-2003 para el resto de España y 1987-2003 en el caso andaluz. En ambas estimaciones obtenemos una relación negativa significativa entre la tasa de vacantes y la tasa de desempleo, tal y como predice la teoría<sup>22</sup>—en los Gráficos 4 y 5 se muestran las rectas de regresión estimadas. Analizando las pendientes de ambas rectas, observamos que el desempleo andaluz resulta menos sensible a un aumento en la tasa de vacantes que el del resto de España.

22 La curva de Beveridge ha sido estimada para otras economías. En este sentido, pueden consultarse los trabajos de Jackman et al. (1989), Wall y Zoega (1997) y Gregg y Petrongolo (1997) para el Reino Unido, Abraham (1987) y Blanchard y Diamond (1989) para Estados Unidos, Franz (1991) para Alemania y Jackman et al. (1991) para un conjunto de países. En todos estos trabajos se obtiene una relación negativa significativa entre la tasa de vacantes y la tasa de desempleo una vez descontado el efecto de aquellas variables que afectan a la posición de la curva, como el desajuste o “mismatch” entre la oferta y la demanda de trabajo o el nivel de intensidad de búsqueda de los desempleados. Un análisis detallado sobre el comportamiento de la curva de Beveridge en España y en distintos países de su entorno puede encontrarse en López-Tamayo y Suriñach (1999).

#### 4. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

A partir de las series descritas hemos estimado un SVAR sobre el desempleo, el ratio vacantes/desempleo y la población activa consistente con el modelo de desempleo de equilibrio apuntado en la sección 2. Resulta importante recordar que dicho modelo teórico se limita a los determinantes de los valores de equilibrio estacionario de las variables endógenas, imponiendo una estructura dinámica “ad hoc” para el ajuste hacia el equilibrio. Por otra parte, al tratarse de un modelo estructural, también debe tenerse en cuenta que los resultados obtenidos están condicionados por las restricciones teóricas impuestas sobre el comportamiento de las perturbaciones estructurales y su relación con las variables objeto de estudio.

Los modelos SVAR<sup>23</sup> (para Andalucía y el resto de España) en su forma reducida se han estimado expresando las variables (desempleo, ratio vacantes/desempleo y población activa) en logaritmos naturales y tomando primeras diferencias. El motivo por el que se utiliza el ratio vacantes/desempleo en lugar de las vacantes se debe a la forma en que se han especificado las restricciones de comportamiento de los shocks estructurales en nuestro modelo teórico. También se han incluido en ambos modelos SVAR una constante y variables ficticias trimestrales para corregir los posibles efectos de estacionalidad en los datos. Finalmente, en el caso de Andalucía se han incluido dos variables ficticias más, correspondientes al primer trimestre de 1984 y al segundo trimestre de 1987, mientras que para el resto de España tan sólo la “dummy” correspondiente al segundo trimestre de 1987 ha resultado significativa. La primera “dummy” parece estar capturando la entrada en vigor en 1984 del subsidio en favor de los trabajadores eventuales agrarios en la comunidad andaluza, así como el mayor uso relativo de la contratación temporal; por su parte, la segunda “dummy” parece capturar el cambio metodológico que experimentó la EPA en el segundo trimestre de 1987.

El método de identificación del modelo SVAR que empleamos consiste en imponer restricciones sobre las propiedades a largo plazo de los impulsos-respuesta estructurales. Las respuestas acumuladas a largo plazo ante cada shock estructural ortogonal tienen la siguiente expresión matricial:

$$\mathbf{H} = \Psi_{\infty} \mathbf{S} \quad (9)$$

donde  $\mathbf{S}$  representa la matriz (3 x 3) de impactos contemporáneos que permite la ortogonalización de las innovaciones del sistema VAR en su forma reducida,  $\Psi_{\infty} = (\Psi_1 + \Psi_2 + \Psi_3 + \dots)$  representa la matriz (3 x 3) estimada de las respuestas acu-

---

23 Los coeficientes estimados y los contrastes estadísticos necesarios para la correcta especificación de ambos modelos SVAR se recogen en el Apéndice.



muladas de las variables dependientes –primeras diferencias del ratio vacantes-desempleo, el desempleo y la población activa, expresados en logaritmos– ante dichas innovaciones y  $\mathbf{H}$  (3 x 3) representa la matriz identificada de impactos a largo plazo. Las restricciones de identificación a largo plazo son especificadas mediante la anulación de los elementos que correspondan en la matriz  $\mathbf{H}$ . En nuestro modelo, por ejemplo, la restricción  $h_{12}=0$  implica que la respuesta de la variable  $dvu$  a un shock de reasignación es nula a largo plazo<sup>24</sup>.

Una vez identificada la matriz  $\mathbf{H}$  con nuestro modelo teórico, podemos obtener las funciones impulso-respuesta (acumuladas) y la descomposición de la varianza del error de predicción de cada una de las variables (en niveles) ante cada uno de los shocks estructurales.

Los siguientes gráficos (6, 7 y 8) muestran, para Andalucía y el resto de España, las respuestas, en los 30 trimestres siguientes, de las variables desempleo, vacantes<sup>25</sup> y población activa (todas ellas en logaritmos) ante un impulso unitario en cada uno de los shocks estructurales considerados. Asimismo, se representan los intervalos de confianza de dichas estimaciones al 95% –líneas discontinuas– computados a partir de un “bootstrap” con 1000 replicaciones.

---

24 Un análisis más detallado de esta metodología puede consultarse en los trabajos de Blanchard y Quah (1989) y Usabiaga (2004b).

25 Las funciones impulso-respuesta para las vacantes han sido obtenidas sumando a las del ratio vacantes/desempleo las del desempleo.

Gráfico 6: Funciones impulso-respuesta. Desempleo (log)

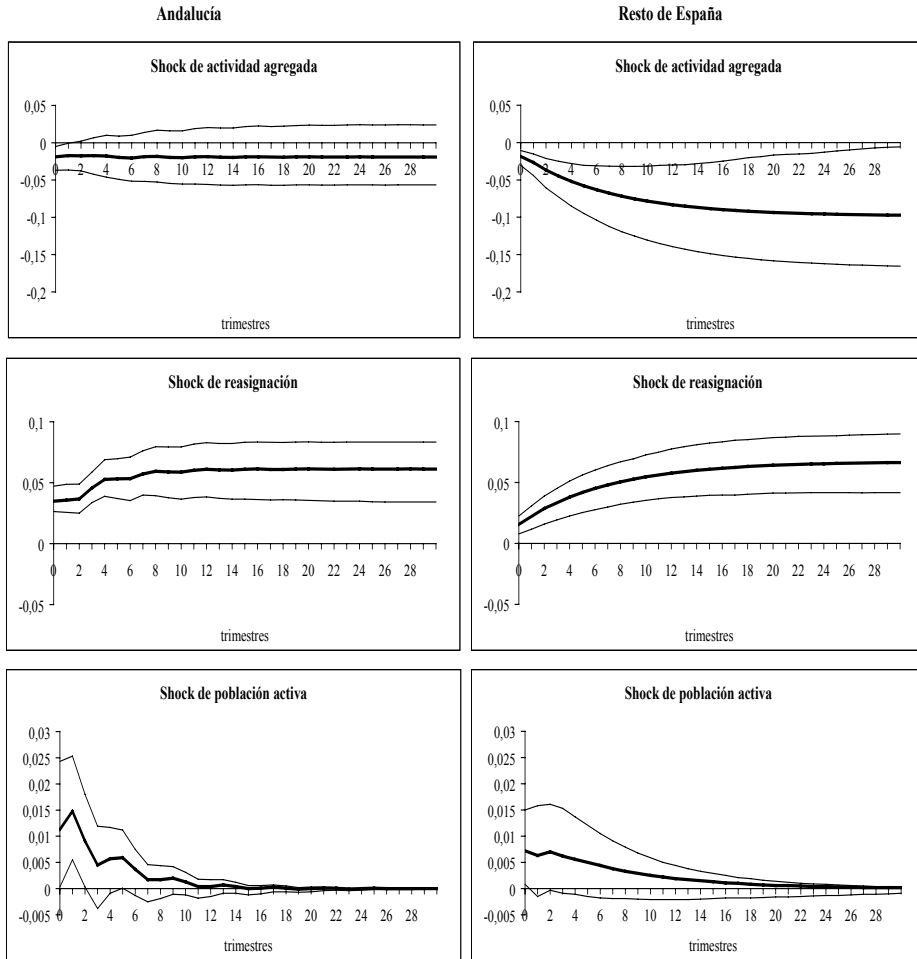


Gráfico 7: Funciones impulso-respuesta. Vacantes (log)

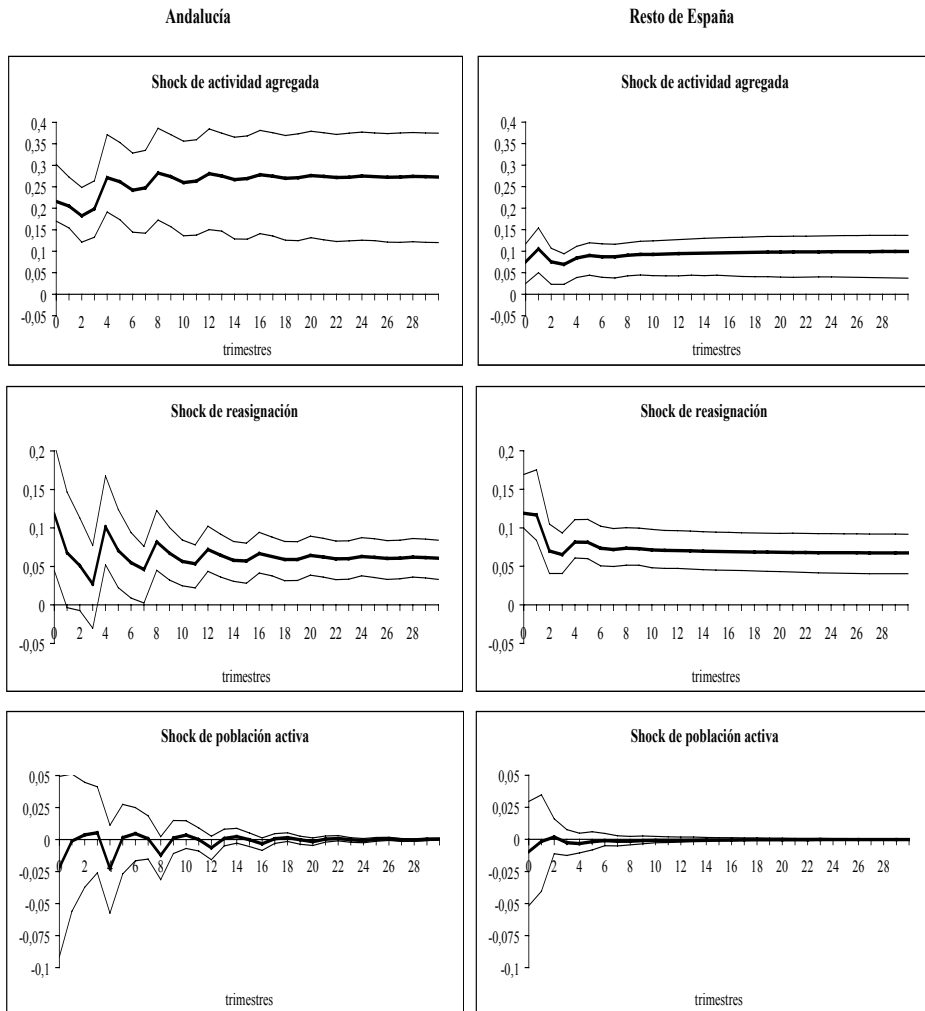
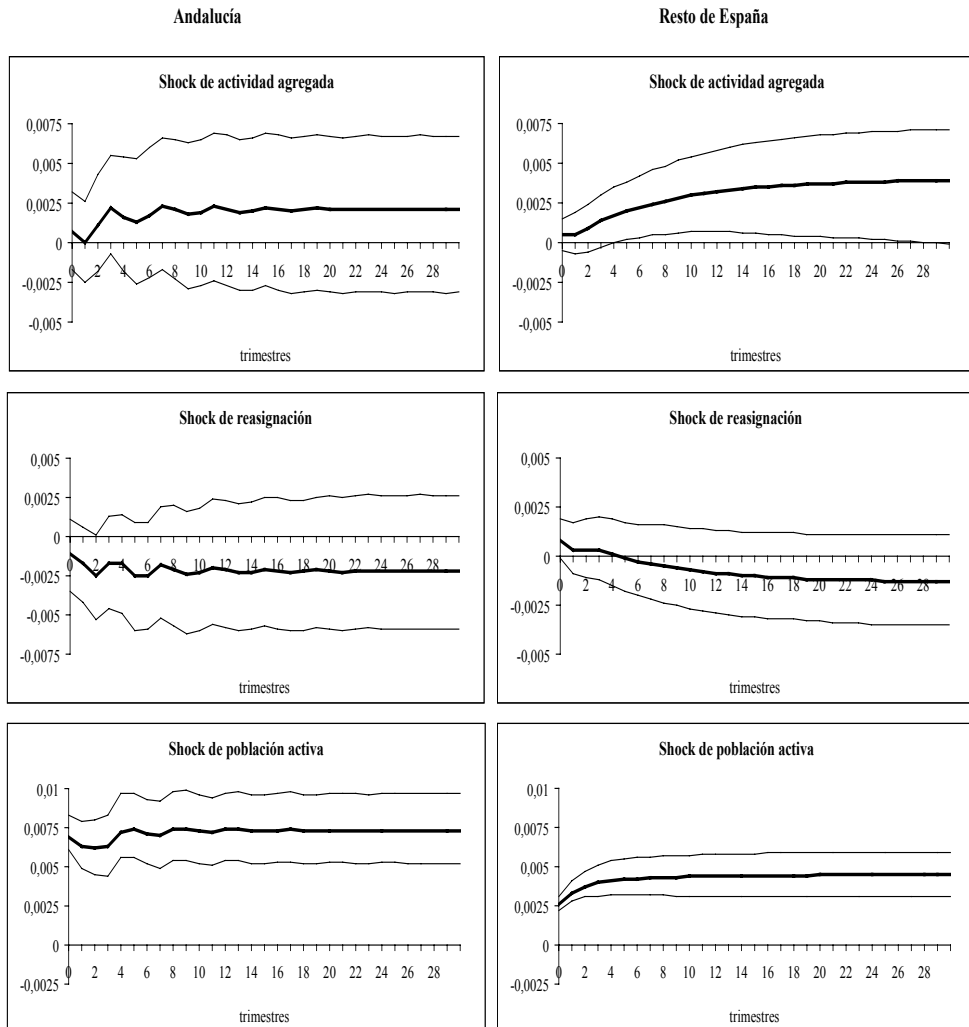


Gráfico 8: Funciones impulso-respuesta. Población activa (log)



Fuente: Elaboración propia. EPA (INE) y Estadística de Empleo (INEM).

El primer aspecto a destacar en el análisis es la consistencia de los efectos dinámicos estimados con las predicciones del modelo teórico. Así, empíricamente se observa como las innovaciones positivas de actividad aumentan las vacantes y la población activa y reducen el paro, tanto a corto como a largo plazo. Por su parte, las innovaciones positivas de reasignación aumentan de forma permanente el paro y

las vacantes y prácticamente dejan inalterada la población activa. Las innovaciones positivas de población activa aumentan el paro, al permanecer el empleo constante, y reducen las vacantes en el corto plazo. Ambos efectos reducirán la tensión en el mercado de trabajo con el consiguiente efecto negativo sobre el salario real. Según el modelo planteado, esta caída en el salario provoca cambios opuestos en los procesos de creación y destrucción de puestos de trabajo, de forma que los efectos de la perturbación de población activa sobre el paro y las vacantes desaparecerán. Por otra parte, la innovación de población activa tiene efecto permanente sobre la población activa, aunque éste es cuantitativamente muy reducido.

Si bien existen estos elementos comunes entre Andalucía y el resto de España, también se pueden identificar una serie de aspectos diferenciales entre ambos territorios que conviene destacar, puesto que nos pueden ayudar a explicar el diferente comportamiento del mercado de trabajo andaluz respecto al español.

En cuanto a la evolución de la población activa, y su respuesta a los diferentes shocks del modelo, se puede observar que su comportamiento es bastante similar entre ambos territorios. Únicamente cabe resaltar que los shocks de población activa tienen un efecto sobre la población activa algo más fuerte en el caso andaluz. Además, debido a las características de nuestro modelo teórico, tampoco se observan grandes diferencias en la respuesta de las otras variables a los shocks de población activa. Por todo ello, a diferencia de otros trabajos<sup>26</sup>, nos centramos en las diferencias observadas en la respuesta de los parados y las vacantes a los shocks de actividad y de reasignación.

Una diferencia importante se encuentra en el menor impacto que una perturbación de actividad tiene sobre la evolución del paro en Andalucía frente al resto de España. Así, una perturbación positiva de actividad en la economía andaluza reduce el desempleo en una proporción claramente inferior a la del caso español. Otra interesante diferencia en este sentido reside en el hecho de que el nivel de desempleo estacionario parece alcanzarse muy rápidamente en Andalucía mientras que en España este proceso es claramente más gradual.

---

26 Una de las líneas fundamentales de explicación del diferencial de desempleo andaluz en las últimas décadas, principalmente basada en la metodología shift-share y de economías virtuales, se basa en el papel jugado por el elevado crecimiento de la población activa andaluza. Un análisis del mercado de trabajo andaluz empleando el enfoque shift-share puede encontrarse en los trabajos de Jimeno (1997) y Herce et al. (2001). Por su parte, Torres y Villalba (1997) y Becerra et al. (1998) emplean la técnica de economías virtuales para analizar el caso andaluz. Finalmente, Usabiaga (2004a) analiza el mercado de trabajo andaluz combinando ambas técnicas, mientras que Murillo et al. (2004) las combinan para comparar los casos andaluz y extremeño.

Por otra parte, los shocks positivos de actividad generan un significativo crecimiento de las vacantes en Andalucía y, en menor medida, aunque también importante, en el resto de España. El hecho de que en Andalucía las perturbaciones positivas de actividad generen un alto número de vacantes, pero sean poco significativas en la reducción del desempleo, apunta que un posible factor determinante del alto desempleo andaluz radica en la existencia de desajustes entre la demanda y la oferta de trabajo.

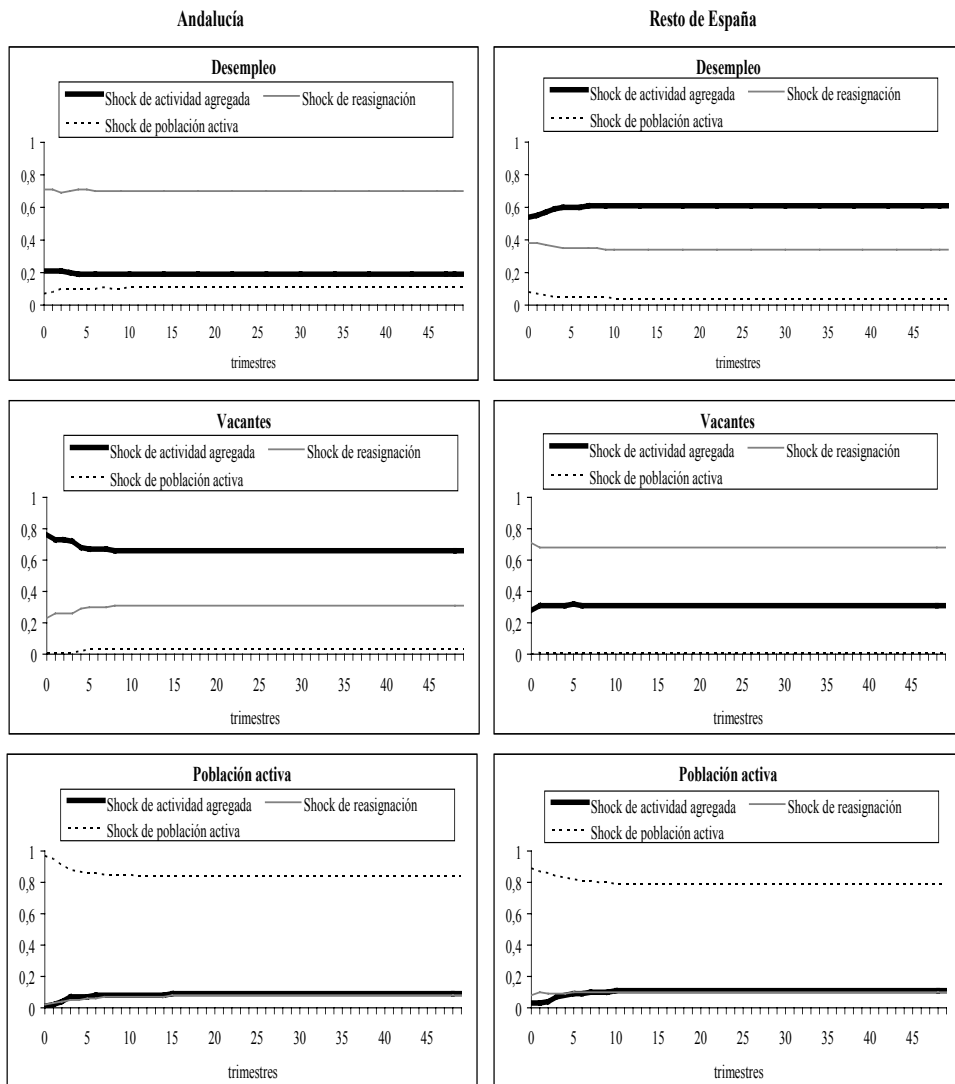
En cuanto a la perturbación de reasignación, destacaremos que su efecto sobre el paro es algo más intenso en Andalucía que en el resto de España.

Nuestro análisis puede complementarse con la información recogida en el Gráfico 9 sobre la descomposición de la varianza del error de predicción de cada una de las variables. Analizando la información obtenida se observa la existencia de algunas diferencias importantes entre ambos territorios. En primer lugar, el peso relativo de la perturbación de demanda sobre el desempleo en Andalucía es bastante reducido a largo plazo (19,26%), mientras que en el resto de España este tipo de perturbaciones representan el 61,47% de la variación del desempleo en dicho plazo<sup>27</sup>. Tanto a corto como a largo plazo, las perturbaciones de reasignación representan el elemento con mayor peso sobre la variabilidad temporal del desempleo en Andalucía. Destaca sobre todo el peso de esta perturbación a largo plazo, al representar el 70,21% de la variabilidad del desempleo regional. Esta situación es claramente diferente en los resultados obtenidos para el resto de España. Así, las perturbaciones de actividad son las que mayor protagonismo ejercen en el comportamiento del desempleo, siendo éstas más relevantes en el largo plazo, puesto que pasan de representar el 53,83% de la variabilidad del desempleo en el corto plazo a representar el 61,47% en el largo plazo. Sin embargo, también puede observarse que a largo plazo la variabilidad del desempleo en el resto de España no es tan dependiente de la evolución de un determinado tipo de shock como en Andalucía.

---

<sup>27</sup> Suele considerarse que el carácter permanente de un shock de actividad sobre el desempleo recoge la presencia de mecanismos de histéresis en el funcionamiento del mercado de trabajo.

Gráfico 9: Descomposición de la varianza del error de predicción



Fuente: Elaboración propia. EPA (INE) y Estadística de Empleo (INEM).

Por otro lado, también podemos encontrar diferencias relevantes en las fuentes de la variabilidad temporal de las vacantes a corto y largo plazo entre Andalucía y el resto de España. Así, las perturbaciones de actividad juegan un papel fundamental en la explicación de la variabilidad temporal de las vacantes tanto en el corto como en el

largo plazo en Andalucía. Por el contrario, en el resto de España, aunque los shocks de actividad también son importantes, en el corto plazo la variabilidad de las vacantes depende en mayor medida de los shocks de reasignación, que representan el 71,3% de la variabilidad de esa variable. Puede apreciarse también que en el largo plazo el shock de reasignación representa el 31,12% de la variabilidad total de las vacantes en Andalucía, mientras que en el resto de España esta cifra asciende al 67,83%.

En relación a la población activa, en ambos casos los shocks de población activa son el elemento fundamental para explicar el comportamiento de la variable en el corto plazo (representando el 88,77% en el resto de España y el 96,59% en Andalucía). En el largo plazo el peso de los shocks de población activa pierde ligeramente importancia en favor de los restantes shocks, pero sigue siendo muy significativo -83,79% en el caso andaluz y 78,68% para el resto de España.

Los resultados de nuestro análisis son consistentes con los obtenidos por Dolado y Gómez (1997). Así, según estos autores, a nivel de la economía española, los shocks de reasignación (o perturbaciones sectoriales/regionales) y los shocks de actividad agregada, a través de los efectos persistentes vía mecanismos de histéresis (asociados a los costes de despido, paro de larga duración, efectos de la prestación por desempleo, etc.), explican a partes iguales la variabilidad del desempleo a largo plazo<sup>28</sup>. Además, los shocks de reasignación y los de actividad agregada han jugado un papel fundamental en los desplazamientos de la relación vacantes-desempleo a nivel nacional, predominando los primeros hasta la primera mitad de los ochenta mientras que los segundos han actuado más recientemente. Por otro lado, los shocks de población activa tienen un escaso efecto en la evolución a largo plazo de las tasas de paro y de vacantes. Finalmente, estos autores observan un comportamiento bastante heterogéneo a nivel regional, e identifican tres grupos de regiones de acuerdo con la importancia relativa de los shocks de reasignación respecto al resto de perturbaciones. El grupo al que pertenece Andalucía se caracteriza por sufrir con mayor intensidad el efecto de este tipo de shocks, lo cual es señal del mayor peso del componente estructural en su desempleo.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos estimado un modelo de desempleo de equilibrio basado en el enfoque de flujos utilizando la metodología SVAR. Estudiamos la relación, para

---

28 En nuestro análisis se observa que los shocks de actividad son más relevantes que los de reasignación a la hora de explicar la variabilidad del desempleo a largo plazo en el resto de España. Este resultado es lógico si tenemos en cuenta que el resto de España no engloba a Andalucía, donde los shocks de reasignación juegan un papel esencial.



Andalucía y el resto de España, entre el comportamiento de ciertas variables básicas del mercado de trabajo y las tres perturbaciones económicas que hemos considerado: actividad, reasignación y población activa.

Los resultados obtenidos indican que los shocks de reasignación y de actividad agregada explican conjuntamente la variabilidad del desempleo en el largo plazo para el resto de España. Sin embargo, para Andalucía, la explicación de la variabilidad del desempleo a lo largo del período analizado se concentra más en las perturbaciones de reasignación. Por otra parte, excepto en la evolución de corto plazo del paro y las vacantes, apenas se encuentran efectos de los shocks de población activa sobre esas variables.

Nuestros resultados también indican que la capacidad de respuesta a las perturbaciones positivas de actividad es menor en Andalucía, lo que se traduce en una menor reducción del desempleo en la fase expansiva del ciclo. Además, la variable desempleo, al igual que en el resto de España, presenta una fuerte persistencia, hecho que está relacionado, entre otros factores, con la existencia de procesos de histéresis. Este último resultado, unido al hecho de que las perturbaciones de reasignación juegan un claro papel en la variabilidad temporal del desempleo, invita a pensar que el problema del desempleo andaluz presenta un claro carácter estructural.

El estudio del comportamiento de las vacantes también arroja un resultado importante: la alta sensibilidad de las vacantes al ciclo económico. El comportamiento dispar del desempleo y las vacantes en relación al ciclo económico puede indicar que el problema del desempleo andaluz debe explicarse en parte como resultado del desajuste permanente entre la oferta y la demanda de trabajo.

En síntesis, el análisis desarrollado en este trabajo señala que el componente estructural del desempleo es más importante en Andalucía que en el resto de España, y que las deficiencias en el proceso de emparejamiento entre puestos y trabajadores pueden estar detrás de ese problema. Por tanto, en la lucha contra el diferencial de desempleo andaluz, se debe dar una mayor importancia a las políticas estructurales (movilidad, formación, etc.), frente a las tradicionales políticas de demanda.

## APÉNDICE: ESPECIFICACIÓN DEL MODELO VAR

| <b>Tabla 1: Estimación de los coeficientes del modelo VAR</b>  |                 |   |         |
|--|-----------------|---|---------|
| Variables endógenas: primeras diferencias del ratio vacantes-desempleo (d <sub>vu</sub> ), desempleo (du), población activa (dl) |                 |   |         |
| Variables ficticias: trimestrales (d1, d2 y d3); primer trimestre de 1984 (d84q1); segundo trimestre de 1987 (d87q2)             |                 |   |         |
| <b>Andalucía VAR(4)</b>  |                 | <b>Resto de España VAR(2)</b>                           |         |
| Muestra (ajustada): 1979:02-2003:04 (99 observaciones)   |                 | Muestra (ajustada): 1978:04-2003:04 (101 observaciones) |         |
|  | d <sub>vu</sub> | du  | dl      |
| d <sub>vu</sub> (-1)   | -0,145          | 0,007   | -0,004  |
| Estadístico de la t  | -1,448          | 0,454   | -1,410  |
| d <sub>vu</sub> (-2)   | -0,116          | 0,004   | 0,001   |
|  | -1,159          | 0,260   | 0,509   |
| d <sub>vu</sub> (-3)   | -0,035          | 0,015   | 0,006   |
|  | -0,353          | 0,952   | 2,281   |
| d <sub>vu</sub> (-4)   | 0,382           | 0,008   | -0,001  |
|  | 4,021           | 0,510   | -0,227  |
| du (-1)  | -1,006          | 0,022   | -0,013  |
|  | -1,611          | 0,212   | -0,713  |
| du (-2)  | -0,279          | 0,013   | -0,032  |
|  | -0,467          | 0,128   | -1,927  |
| du (-3)  | -0,870          | 0,195   | 0,011   |
|  | -1,446          | 1,975   | 0,669   |
| du (-4)  | 0,962           | 0,146   | 0,017   |
|  | 1,561           | 1,442   | 0,962   |
| dl (-1)  | 3,427           | 0,507   | -0,094  |
|  | 1,041           | 0,939   | -1,020  |
| dl (-2)  | 2,612           | -0,802  | 0,051   |
|  | 0,774           | -1,449  | 0,535   |
| dl (-3)  | 2,274           | -0,985  | 0,036   |
|  | 0,696           | -1,839  | 0,397   |
| dl (-4)  | -3,762          | -0,257  | 0,059   |
|  | -1,147          | -0,477  | 0,638   |
| constante  | 0,018           | 0,010   | 0,005   |
|  | 0,389           | 1,369   | 3,708   |
| d1   | 0,024           | -0,019  | 0,006   |
|  | 0,435           | -2,040  | 3,675   |
| d2   | -0,030          | -0,013  | -0,007  |
|  | -0,540          | -1,381  | -4,211  |
| d3   | 0,009           | 0,026   | 0,000   |
|  | 0,166           | 2,993   | -0,297  |
| d84q1  | -0,057          | 0,151   | -0,014  |
|  | -0,209          | 3,365   | -1,774  |
| d87q2  | 0,134           | 0,062   | 0,040   |
|  | 0,507           | 1,442   | 5,333   |
| R <sup>2</sup>   | 0,320           | 0,325   | 0,498   |
| R <sup>2</sup> ajustado  | 0,177           | 0,183   | 0,393   |
| Sum. Cuad. Resid.  | 5,123           | 0,138   | 0,004   |
| Error Est. Ecuación  | 0,251           | 0,041   | 0,007   |
| Estadístico F  | 2,243           | 2,290   | 4,726   |
| Log Verosimilitud  | 6,112           | 185,083   | 359,712 |
| Akaike AIC   | 0,240           | -3,375  | -6,903  |
| Schwarz SC   | 0,712           | -2,904  | -6,431  |
| <b>Matriz identificada de impactos a largo plazo (H)</b>   | 0,198           | 0   | 0       |
|  | -0,099          | 0,067   | 0       |
|  | 0,004           | -0,001  | 0,004   |
|  | 0,094           | 0,103   | -0,017  |
| <b>Matriz de impactos contemporáneos (S)</b>   | -0,019          | 0,016   | 0,007   |
|  | 0,001           | 0,001   | 0,003   |

|                      |        |         |        |
|----------------------|--------|---------|--------|
| d <sub>vu</sub> (-1) | 0,079  | 0,007   | -0,004 |
| Estadístico de la t  | 0,803  | 0,414   | -2,151 |
| d <sub>vu</sub> (-2) | -0,354 | -0,013  | 0,002  |
|                      | -3,674 | -0,751  | 0,928  |
| du (-1)              | -1,471 | 0,440   | -0,015 |
|                      | -2,593 | 4,301   | -1,323 |
| du (-2)              | 0,005  | 0,296   | -0,008 |
|                      | 0,010  | 2,864   | -0,735 |
| dl (-1)              | 8,019  | -1,516  | 0,290  |
|                      | 1,581  | -1,659  | 2,925  |
| dl (-2)              | -4,289 | -0,080  | 0,132  |
|                      | -0,836 | -0,087  | 1,311  |
| constante            | 0,015  | 0,007   | 0,002  |
|                      | 0,602  | 1,647   | 4,594  |
| d1                   | -0,006 | 0,013   | -0,004 |
|                      | -0,136 | 1,584   | -4,296 |
| d2                   | 0,231  | -0,057  | 0,001  |
|                      | 7,379  | -10,120 | 1,254  |
| d3                   | -0,171 | 0,001   | 0,007  |
|                      | -3,391 | 0,061   | 6,743  |
| d87q2                | -0,103 | -0,006  | 0,010  |
|                      | -0,698 | -0,226  | 3,488  |

|  |        |         |         |
|--|--------|---------|---------|
| R <sup>2</sup>   | 0,517  | 0,695   | 0,688   |
| R <sup>2</sup> ajustado                                  | 0,463  | 0,661   | 0,654   |
| Sum. Cuad. Resid.  | 1,775  | 0,058   | 0,001   |
| Error Est. Ecuación                                      | 0,140  | 0,025   | 0,003   |
| Estadístico F  | 9,623  | 20,523  | 19,886  |
| Log Verosimilitud  | 60,762 | 233,876 | 458,037 |
| Akaike AIC   | -0,985 | -4,413  | -8,852  |
| Schwarz SC   | -0,701 | -4,129  | -8,567  |
| <b>Matriz identificada de impactos a largo plazo (H)</b> | 0,293  | 0       | 0       |
|  | -0,019 | 0,061   | 0       |
|  | 0,002  | -0,002  | 0,007   |
|  | 0,235  | 0,083   | -0,033  |
| <b>Matriz de impactos contemporáneos (S)</b>             | -0,019 | 0,035   | 0,011   |
|  | 0,001  | -0,001  | 0,007   |

| <b>Tabla 2: Selección de retardos. Contraste de razón de verosimilitud secuencial modificado</b> |                  |                        |   |
|--|------------------|------------------------|---|
|  | <b>Andalucía</b> | <b>Resto de España</b> |   |
| Retardos   | Estadístico      | Estadístico            | Valor crítico al 5%<br>[- <sup>2</sup> (9)] |
| 1  | 14,29            | 98,21                  | 16,92                                       |
| 2  | 12,52            | 32,33*                 | 16,92                                       |
| 3  | 14,58            | 13,43                  | 16,92                                       |
| 4  | 19,88*           | 14,11                  | 16,92                                       |
| 5  | 9,72             | 7,39                   | 16,92                                       |

\* El asterisco indica el número de retardos seleccionado.

| <b>Tabla 3: Contrastes de cointegración. Estadísticos de traza y máximo</b> |             |                     |                     |   |             |                     |                     |
|---|-------------|---------------------|---------------------|---|-------------|---------------------|---------------------|
| Modelo con tendencia determinista lineal en los niveles de las series       |             |                     |                     |   |             |                     |                     |
| Variables: Desempleo, Vacantes, Población Activa                            |             |                     |                     |   |             |                     |                     |
| <b>Andalucía VAR(4)</b>   |             |                     |                     | <b>Resto de España VAR(2)</b>                     |             |                     |                     |
| Hipótesis nula: nº de ecuaciones de cointegración                           | Estadístico | Valor crítico al 5% | Valor crítico al 1% | Hipótesis nula: nº de ecuaciones de cointegración | Estadístico | Valor crítico al 5% | Valor crítico al 1% |
| <b>Basado en la traza de la matriz característica</b>                       |             |                     |                     |   |             |                     |                     |
| Ninguna   | 26,50       | 29,68               | 35,65               | Ninguna   | 18,93       | 29,68               | 35,65               |
| Como máximo 1   | 10,74       | 15,41               | 20,04               | Como máximo 1                                     | 8,90        | 15,41               | 20,04               |
| Como máximo 2   | 1,94        | 3,76                | 6,65                | Como máximo 2                                     | 1,49        | 3,76                | 6,65                |
| <b>Basado en el máximo valor propio</b>                                     |             |                     |                     |   |             |                     |                     |
| Ninguna   | 15,76       | 20,97               | 25,52               | Ninguna   | 10,03       | 20,97               | 25,52               |
| Como máximo 1   | 8,80        | 14,07               | 18,63               | Como máximo 1                                     | 7,42        | 14,07               | 18,63               |
| Como máximo 2   | 1,94        | 3,76                | 6,65                | Como máximo 2                                     | 1,49        | 3,76                | 6,65                |

| <b>Tabla 4: Contraste de raíces unitarias. Estadístico Dickey-Fuller Aumentado (ADF)</b> |             |                     |                     |  |             |                     |                     |
|--|-------------|---------------------|---------------------|--|-------------|---------------------|---------------------|
| Modelo con tendencia determinista lineal en los niveles de las series                    |             |                     |                     |  |             |                     |                     |
| Variables: Desempleo, Vacantes, Población Activa   |             |                     |                     |  |             |                     |                     |
| <b>Andalucía VAR(4)</b>  |             |                     |                     | <b>Resto de España VAR(2)</b>            |             |                     |                     |
| Hipótesis nula: existe una raíz unitaria   | Estadístico | Valor crítico al 5% | Valor crítico al 1% | Hipótesis nula: existe una raíz unitaria | Estadístico | Valor crítico al 5% | Valor crítico al 1% |
| <b>Especificación con constante y tendencia</b>  |             |                     |                     |  |             |                     |                     |
| Desempleo  | -1,52       | -3,45               | -4,05               | Desempleo                                | -2,81       | -3,45               | -4,05               |
| Vacantes   | -2,02       | -3,45               | -4,05               | Vacantes                                 | -1,90       | -3,45               | -4,05               |
| Población Activa   | -2,21       | -3,45               | -4,05               | Población Activa                         | -0,94       | -3,45               | -4,05               |
| <b>Especificación con constante</b>  |             |                     |                     |  |             |                     |                     |
| Desempleo  | -4,09       | -2,89               | -3,50               | Desempleo                                | -2,86       | -2,89               | -3,50               |
| Vacantes   | -1,35       | -2,89               | -3,50               | Vacantes                                 | -1,42       | -2,89               | -3,50               |
| Población Activa   | 0,87        | -2,89               | -3,50               | Población Activa                         | 1,83        | -2,89               | -3,50               |

## **6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- ABRAHAM, K.G. (1987) Help wanted advertising, job vacancies and unemployment, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 207-243.
- ÁLVAREZ DE TOLEDO, P., NÚÑEZ, F. Y USABIAGA, C. (2004) Los datos de la Estadística de Empleo del INEM y la estimación de la función de emparejamiento para la economía española, Centro de Estudios Andaluces, Documento de Trabajo nº E2004/49.
- ANDRÉS, J. (1993) La persistencia del desempleo agregado: una panorámica, *Moneda y Crédito*, 197, pp. 91-127.
- ANTOLÍN, P. (1994) Unemployment flows and vacancies in Spain, IVIE, Documento de Trabajo (serie EC) nº 9405.
- BEAN, C.R. (1992) Identifying the causes of British unemployment, Centre for Economic Performance (CEP), Working Paper nº 276.
- BECERRA, F., TORRES, J.L. Y VILLALBA, F. (1998) ¿Por qué es tan elevada la tasa de paro en Andalucía?, *Analistas Económicos de Andalucía*, Papel de Trabajo nº 9801.
- BLANCHARD, O.J. Y DIAMOND, P. (1989) The Beveridge curve, *Brookings Papers on Economic ACTIVITY*, 1, PP. 1-60.
- BLANCHARD, O.J. Y QUAH, D.T. (1989) The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances, *American Economic Review*, 79(4), pp. 655-673.
- CASTILLO, S., DUCE, R.M. Y JIMENO, J.F. (1994) El mercado de trabajo en Andalucía: los factores determinantes del paro masivo y persistente, *Boletín Económico de Andalucía*, 18, pp. 25-38.
- DOLADO, J.J. Y GÓMEZ, R. (1997) La relación entre desempleo y vacantes en España: perturbaciones agregadas y de reasignación, *Investigaciones Económicas*, 21(3), pp. 441-472.
- FRANZ, W. (1991) Match and mismatch on the German labour market, en: F.P. Schioppa (ed.) *Mismatch and Labour Mobility* (Cambridge, Cambridge University Press), pp. 105-139.
- GALÍ, J. (1992) How well does the IS-LM model fit postwar US data, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp. 709-738.
- GÓMEZ, F. Y PRIETO, M. (2003) Factores explicativos del diferencial de desempleo andaluz, *Revista del Ministerio de Asuntos Sociales*, 46, pp. 143-167.
- GÓMEZ, F. Y USABIAGA, C. (2001) Las estimaciones del desempleo de equilibrio: una panorámica, *Revista de Economía Aplicada*, 9(27), pp. 103-129.
- GREGG, P. Y PETRONGOLO, B. (1997) Random or non-random matching? Implications for the use of the UV curve as a measure of matching efficiency, Centre for Economic Performance (CEP), Discussion Paper nº 348.

- HAMILTON, J.D. (1994) Time Series Analysis (Princeton-NJ, Princeton University Press).
- HERCE, J.A., JIMENO, J.F. Y USABIAGA, C. (Coords.) (2001) La Economía Andaluza al Inicio del S. XXI. Orientaciones Estratégicas (Madrid, CEA y FEDEA).
- JACKMAN, R., LAYARD, R. Y PISSARIDES, C.A. (1989) On vacancies, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 51(4), pp. 377-394.
- JACKMAN, R., LAYARD, R. Y SAVOURI, S. (1991) Mismatch: a framework for thought, en F.P. Schioppa (ed.) Mismatch and Labour Mobility (Cambridge, Cambridge University Press), pp. 44-101.
- JIMENO, J.F. (1997) Los factores específicos del paro en Andalucía, FEDEA, Documento de Trabajo nº 97-05.
- LÓPEZ-TAMAYO, J. Y SURIÑACH, J. (1999) El desempleo español: factores estructurales, Grupo de Análisis Cuantitativo Regional, Universidad de Barcelona, Documento de Trabajo (Colección de Economía) nº 53.
- MURILLO, I.P., NÚÑEZ, F. Y USABIAGA, C. (2004) Análisis del diferencial de desempleo andaluz y extremeño, Revista de Estudios Regionales, 71, pp. 1-39.
- PETRONGOLO, B. Y PISSARIDES, C.A. (2001) Looking into the black box: a survey of the matching function, Journal of Economic Literature, 39(2), pp. 390-431.
- PISSARIDES, C.A. (2000) Equilibrium Unemployment Theory (Cambridge-Mass., The MIT Press).
- ROMERO-AVILA, D. Y USABIAGA, C. (2006) Unit root tests and persistence of unemployment: Spain versus the United States, Applied Economics Letters, de próxima publicación.
- SIMS, C.A. (1980) Macroeconomics and reality, Econometrica, 48(1), pp. 1-48.
- SIMS, C.A. (1986) Are forecasting models usable for policy analysis?, Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter, pp. 2-6.
- TORRES, J.L. Y VILLALBA, F. (1997) Tasa de paro real versus virtual en Andalucía, Boletín Económico de Andalucía, 23, pp. 203-213.
- USABIAGA, C. (2004a) El Diferencial de Desempleo Andaluz. Análisis Macroeconómico del Mercado de Trabajo Andaluz en Comparación con el del Resto de España (Sevilla, Aconcagua).
- USABIAGA, C. (Dir.) (2004b) Comparación entre las Técnicas de Análisis Shift-Share y Economías Virtuales, Vectores Autorregresivos y Dinámica de Sistemas: Aplicaciones al Mercado de Trabajo Andaluz (Sevilla, Instituto de Estadística de Andalucía).
- WALL, H.J. Y ZOEAGA, G. (1997) The British Beveridge curve: a tale of ten regions, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 64(3), pp. 261-280.

