

Análisis dinámico de la relación entre ciclo económico y ciclo del desempleo: una aplicación regional¹

Javier J. Pérez*, Jesús Rodríguez** y Carlos Usabiaga***

RESUMEN: En este artículo estimamos la ley de Okun, para Andalucía y España, utilizando datos trimestrales (1984-2000). Planteamos una aproximación VAR que nos permite descubrir el diferente comportamiento dinámico de la relación entre el ciclo productivo y el ciclo del desempleo para ambas economías, así como la naturaleza asimétrica de dicha relación. Nuestros resultados también sugieren que la menor respuesta del ciclo del desempleo al ciclo productivo en Andalucía está relacionada con dos factores principales: la existencia de un mayor efecto desánimo en Andalucía, así como el mayor peso del desempleo agrario.

Clasificación JEL: C22, E24, E32.

Palabras clave: ley de Okun, ciclo económico, desempleo, asimetría, economía regional.

ABSTRACT: The Okun law for Andalusia and Spain is estimated using quarterly data (1984-2000). We take a VAR approach that allows us to unveil the different dynamic behaviour of the relationship between the output gap and the unemployment gap in the two economies, as well as the asymmetric nature of that relationship. Our findings also suggest that the lower responsiveness of the unemployment gap to the output gap in Andalusia is related to two main factors: the flows out of the labour force in recession are larger in Andalusia, and the higher share of the agrarian unemployment.

JEL classification: C22, E24, E32.

Key words: Okun's law, business cycle, unemployment, asymmetry, regional economics.

* Centra, y Universidad Pablo de Olavide.

** Universidad Pablo de Olavide, y Centra.

*** Universidad Pablo de Olavide, y Centra. Departamento de Economía y Empresa. Carretera de Utrera, Km. 1, 41013 Sevilla. Tel.: 954349358. Fax: 954349149. E-mail: cusaiba@dee.upo.es

Recibido: 4 de diciembre de 2002 / Aceptado: 5 de mayo de 2003.

¹ Agradecemos los comentarios de los evaluadores y el Consejo de Redacción de *Investigaciones Regionales*, Nacho García Pérez, Francisco Gómez y Teresa Leal; así como otras sugerencias recibidas en un seminario en centra. También agradecemos el siempre eficaz apoyo logístico de Antonio Jesús Sánchez. Las carencias que persistan son de nuestra exclusiva responsabilidad.

1. Introducción

El análisis, desde la perspectiva cíclica, de la economía andaluza no está muy desarrollado. Lógicamente, existen algunas excepciones, pero de carácter eminentemente descriptivo. Así, por ejemplo, Cancelo (1994) y Cancelo y Uriz (1999) estudian el comportamiento cíclico del empleo en Andalucía, llegando en su análisis hasta el nivel sectorial. Otros trabajos relevantes sobre la economía andaluza, y con una perspectiva complementaria al nuestro, son los de Herce *et al.* (2001) y Usabiaga (2003). Por último, y sin ánimo de ser exhaustivos, señalaremos que Leal *et al.* (2002) apuntan una serie de hechos estilizados que caracterizan a la economía andaluza, desde la perspectiva cíclica, respecto al conjunto de la economía española. Entre otros resultados, en ese trabajo se apunta que la evolución cíclica de la actividad económica en Andalucía presenta unas mayores fluctuaciones que en la economía española. Por otro lado, ambas economías muestran un alto grado de sincronía, tanto si se analiza este aspecto a nivel agregado como si se desciende al análisis de los sectores productivos (primario, industria, construcción y servicios). En media, el crecimiento ha sido superior en Andalucía que en el conjunto del país en las expansiones, siendo por el contrario peor el comportamiento en los momentos de recesión. También se detecta una mayor volatilidad en Andalucía de las variables macroeconómicas analizadas.

Otro de los hechos apuntados en ese trabajo, en un marco uniecuacional, es la relación inversa entre el ciclo de la actividad económica y la evolución cíclica del desempleo, relación habitualmente conocida como «ley de Okun» (1962)². Se concluye además que la respuesta del desempleo cíclico al ciclo de la producción es más reducida en Andalucía que en España. Asimismo, también se apunta en ese trabajo la posibilidad de asimetría en esa relación, y se barajan algunas conjeturas basadas en ciertas variables explicativas, como por ejemplo la población activa, pero sin profundizar en dicho análisis. En este sentido, nuestro trabajo se plantea como objetivo principal la profundización, a partir de esta evidencia preliminar, en el conocimiento de la ley de Okun andaluza, desde una perspectiva comparada respecto a la economía española³.

Pensamos que no es necesario recordar el interés de cara a la política económica que despierta la literatura sobre la ley de Okun. Basta con señalar que, como muy simplificada, recogen los manuales de macroeconomía, estas estimaciones pue-

² Debemos precisar que en este trabajo utilizamos el término ley de Okun para hacer referencia a la relación entre el ciclo económico y las desviaciones del desempleo con respecto a su componente estructural, y no para una especificación concreta —estática o dinámica— de esa relación. Hay que tener en cuenta también que no nos referimos a las relaciones entre los componentes estructurales de esas variables —enfoque seguido en otros trabajos. Una literatura vinculada a la de la ley de Okun es la de las estimaciones de la MURU —tasa de desempleo compatible con la utilización promedio de la capacidad productiva. Véanse por ejemplo en este sentido Andrés *et al.* (1996) y Torres y Villalba (1997a) para España y Andalucía respectivamente.

³ En este trabajo planteamos nuestro análisis para Andalucía y la economía española. Sin embargo, somos conscientes de que, como se hace en otros trabajos —por ejemplo en Usabiaga (2003)—, una perspectiva más clarificadora aún podría ser la de comparar los datos de Andalucía con los del resto de la economía española (España excluyendo Andalucía). Aunque esta distinción es fácil de practicar, sin realizar ningún supuesto adicional, para los datos relativos al mercado de trabajo (número de personas), no lo es tanto cuando nos referimos a variables de producción o precios, para las cuales se necesitan supuestos adicionales.

den apuntarnos las cifras de crecimiento de la producción necesarias *ceteris paribus* en un entorno económico para alcanzar unos determinados objetivos de reducción del desempleo —véase por ejemplo Blanchard y Jimeno (1999). Intuitivamente, la ley de Okun simplemente recoge la idea de que la producción adicional de bienes y servicios requiere el concurso de más trabajadores. Así, al aumentar la producción ciertos trabajadores pasan del desempleo a la ocupación, con lo que se reduce por tanto el nivel de desempleo si consideramos que este flujo predomina sobre el de entrada de trabajadores en la población activa que no encuentran empleo.

Debemos apuntar que las estimaciones de la ley de Okun han ido ganando complejidad con el paso del tiempo, permitiendo con ello enriquecer el conocimiento de la relación estudiada. En esta línea, en este trabajo profundizamos en el análisis de la relación descrita entre el ciclo de la producción y el desempleo cíclico para las economías andaluza y española, en un marco multiecuacional, potenciando el análisis dinámico de esa relación, prestando especial atención a la posible existencia de asimetrías en este campo, y apuntando algunos factores explicativos. Por su parte, en el terreno econométrico nos movemos fundamentalmente en el ámbito de la metodología vector autorregresivo (VAR)⁴. Pensamos que, por la potencialidad de los elementos apuntados, nuestro trabajo podría ser extrapolado a otros entornos geográficos. Asimismo, la metodología que aplicamos podría trasladarse, con una ligera adaptación, al análisis de otras relaciones económicas básicas.

A continuación exponemos la estructura del resto de nuestro trabajo. En la sección 2 apuntamos las principales series de datos que manejamos, así como el tratamiento que aplicamos a las mismas (estacionalidad, filtros, etc.). En la sección 3 recordamos la formulación más tradicional de la ley de Okun, que sirve de base a la versión dinámica de esa ley que presentamos en la sección 4. En la sección 5 damos cabida a la asimetría en la versión dinámica de la ley de Okun. En la sección 6 damos entrada a otras variables adicionales en nuestro análisis, aparte de la producción y el desempleo, como la ocupación, la población activa y el desempleo agrario. Por último, en la sección 7 recogemos las principales conclusiones de nuestro trabajo.

2. Descripción y tratamiento de los datos utilizados

En cuanto a los datos necesarios para el análisis que planteamos en este trabajo, podemos distinguir dos frentes. En lo relacionado con el mercado de trabajo contamos con la Encuesta de Población Activa (EPA), que nos proporciona las cifras trimestra-

⁴ Un referente lejano de nuestro trabajo, al abordar el análisis de la ley de Okun mediante la metodología VAR, es el conocido trabajo de Blanchard y Quah (1989), en donde se estudian las fluctuaciones de la producción y el desempleo en función de shocks de oferta y de demanda.

⁵ Concretamente, utilizamos las series homogéneas de la EPA proporcionadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Al cortar la serie en el año 2000 nos sustraemos del importante cambio metodológico introducido recientemente. Por otra parte, debemos reseñar que hemos realizado diversos análisis de intervención sobre las series pero, al no observar apenas cambios en nuestros resultados, hemos optado finalmente por utilizar las series homogéneas originales.

les de parados, ocupados y activos⁵. Por su parte, en cuanto a la actividad económica, a pesar de acudir a la Contabilidad Nacional y Regional, resulta muy difícil poder contar con series regionales trimestrales extensas y fiables. Las posibilidades en este campo, todas subóptimas, son comentadas en Leal *et al.* (2002). En esencia, una primera alternativa consiste en desagregar trimestralmente los datos anuales del VAB mediante el uso de indicadores de frecuencia mensual y trimestral que sí están disponibles —por ejemplo, en Andalucía a través del Instituto de Estadística de Andalucía (IEA)⁶. Una segunda alternativa consiste en usar directamente en el análisis alguno de estos indicadores disponibles en la frecuencia trimestral o mensual que aproxime razonablemente la evolución cíclica del conjunto de la economía. En este sentido, existe un amplio conjunto de indicadores disponibles, con frecuencia mensual y trimestral, que cubren tanto el lado de la demanda como el lado de la oferta de la economía andaluza.

En nuestro trabajo hemos optado por seguir la segunda alternativa citada. Más concretamente, entre los indicadores disponibles en las frecuencias comentadas para Andalucía, hemos seleccionado el Índice de Producción Industrial de Andalucía⁷ (IPIAN), así como el índice paralelo a nivel español para poder comparar los resultados, como la variable disponible que mejor puede aproximar el desarrollo del conjunto de la actividad económica en el corto-medio plazo en la frecuencia trimestral⁸ —así, el IPI mensual se trimestraliza. Debemos enfatizar que pensamos que el IPIAN, a pesar de tratarse de un índice que tiene por objeto mostrar la evolución mensual que experimenta la mayor parte del VAB a coste de factores que tiene su origen en el sector industrial andaluz, aparte de identificar los sectores industriales en expansión y retroceso y posibilitar la comparación del sector industrial andaluz con el de otros ámbitos, proporciona en términos generales una buena medida del desarrollo cíclico de la economía andaluza en su conjunto⁹. En este sentido, Lahiri y Moore (1991) y García Ferrer y Bujosa (2000) realizan un análisis de las propiedades del IPI como aproximación adecuada a la evolución cíclica de la actividad económica general y como indicador adelantado.

Debemos señalar que todos los análisis se llevan a cabo sobre las series transformadas en logaritmos naturales. Asimismo, dado el objeto del presente trabajo, es in-

⁶ Véanse, en este sentido, Trujillo *et al.* (1999, 2000) y Rodríguez (1999).

⁷ Diversas publicaciones del IEA —la mayor parte de las cuales están disponibles a través de INTERNET— informan detalladamente sobre las características del IPIAN. Un trabajo que recoge sintéticamente esas características es el de Arroyo (1997).

⁸ Debemos reseñar que también hemos realizado pruebas utilizando como indicador del ciclo económico andaluz el VAB trimestral estimado por Trujillo *et al.* (1999, 2000), engarzándolo con las series proporcionadas por el IEA a partir de 1995:I. De estas pruebas hemos concluido que los principales resultados cualitativos de nuestro trabajo no varían. Hemos optado por el IPIAN por tratarse de una estadística oficial; sin embargo, pensamos que la serie obtenida a partir de Trujillo *et al.* (1999, 2000) e IEA debería ser objeto de una seria consideración en futuras investigaciones.

⁹ Dado el análisis dinámico —VAR— que planteamos a continuación, no profundizamos en los desfases existentes entre producción, ocupación y desempleo mediante las técnicas habituales de fechado. En este sentido, a nivel de la economía andaluza, puede consultarse Leal *et al.* (2002). Una vía intermedia es la aproximación que siguen Kydland y Prescott (1990) y Dolado *et al.* (1993) —correlaciones cruzadas.

interesante descomponer las series en varios componentes (tendencia, ciclo, estacional e irregular).

El componente estacional lo hemos eliminado a través del procedimiento TRAMO-SEATS de Maravall y Gómez (1998), ampliamente utilizado tanto por los estudiosos de las series temporales como por numerosas instituciones que proporcionan estadísticas oficiales y bancos centrales. Entre las técnicas más difundidas de desestacionalización de series económicas, aparte de la utilizada en este trabajo, destacan el X11 y derivados, y los procedimientos basados en modelos estructurales —véase Harvey (1989). El procedimiento propuesto por Maravall y Gómez, basado en la modelización ARIMA con intervención de las series de interés, descompone el modelo univariante resultante en distintos componentes. La serie temporal ajustada de estacionalidad surge como resultado de eliminar el componente estacional así estimado de la serie original.

Por su parte, el componente cíclico se puede extraer también de diversas formas, existiendo una amplia discusión en la literatura al respecto pues, como muestra Canova (1998), el componente cíclico depende crucialmente del procedimiento de filtrado. En este trabajo hemos optado por el conocido filtro de Hodrick y Prescott (1997) (filtro HP a partir de ahora), que hemos aplicado a las series ajustadas de estacionalidad obtenidas a través del procedimiento TRAMO-SEATS. Este filtro es usado frecuentemente en el campo de la macroeconomía académica, y por numerosos servicios de estudios de instituciones internacionales —como la OCDE y el FMI— y bancos centrales —véase Banca d'Italia (1999) para algunos ejemplos relevantes. El principal motivo de la gran difusión de este filtro es que produce componentes cíclicos y tendencias razonables, motivo por el que también lo adoptamos para nuestro análisis, aunque también es cierto que este procedimiento no está exento de cuestionamiento —véase por ejemplo Cogley y Nason (1995).

El filtro HP es un método que sirve para obtener una estimación alisada del componente de largo plazo (tendencia) de las series económicas. Se trata de un filtro lineal de paso bajo, simétrico, que computa la serie suavizada minimizando la variación de dicha serie alrededor de la serie original, pero penalizando la excesiva concavidad del componente suavizado, esto es, su segunda derivada. El parámetro de alisamiento (λ) controla la suavidad de la serie. Así, por ejemplo, si λ tiende a cero el componente suavizado es la propia serie, mientras que si λ tiende a infinito el componente suavizado converge hacia una tendencia lineal. Una vez calculada la tendencia, el componente cíclico no es más que la diferencia entre la serie original (ajustada de estacionalidad) y dicha tendencia.

En términos matemáticos, la tendencia obtenida con el filtro HP (y_t^{HP}) a partir de una serie temporal y_t de longitud T es aquella que resuelve el siguiente problema de optimización:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^{HP})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((y_{t+1}^{HP} - y_t^{HP}) - (y_t^{HP} - y_{t-1}^{HP}))^2 \quad [1]$$

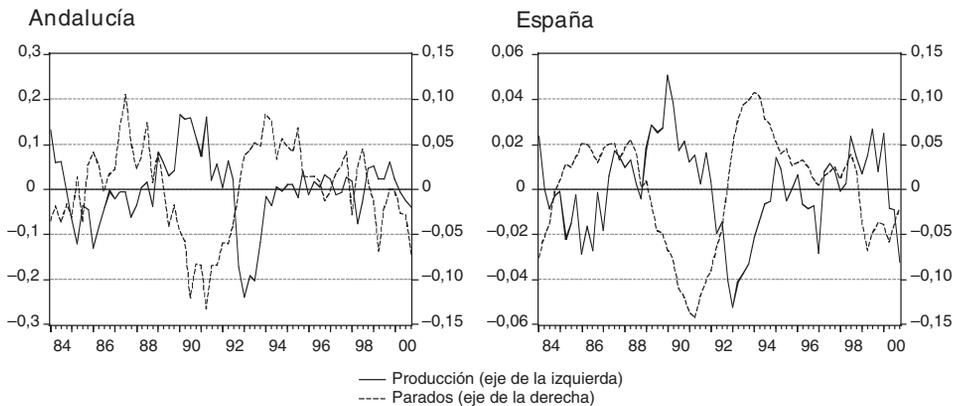
En todos los ejercicios de este trabajo se utilizan para λ los valores estándar (1600 para datos trimestrales y 100 para datos anuales). En este sentido, no entramos en la discusión sobre la selección óptima del valor de este parámetro, así como tampoco

abordamos los métodos de filtrado más generales basados en el análisis de componentes no observables, de los cuales el filtro HP no es más que un caso particular —véanse por ejemplo Harvey (1989) y Harvey y Jaeger (1993).

3. Versión tradicional de la ley de Okun

La Figura 1 nos muestra a simple vista una clara relación negativa entre la brecha de la producción y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural (número de parados)¹⁰.

Figura 1. Evolución cíclica de la producción y el desempleo: brecha de producción y distancia del desempleo respecto a su nivel estructural (desviaciones porcentuales respecto a la tendencia). 1984:1-2000:4.



Esa relación, generalmente conocida en la profesión como ley de Okun, es uno de los pocos hechos estilizados comúnmente aceptados por los macroeconomistas, al menos en algunas de sus versiones. En términos más formales, la ley de Okun se puede escribir de manera sucinta como:

$$u_t - u_t^* = \alpha (y_t - y_t^*) \quad [2]$$

donde u_t denota el desempleo, y_t la producción, y u_t^* e y_t^* se refieren a los valores tendenciales o estructurales del desempleo y la producción respectivamente.

¹⁰ La observación de la figura 1 también parece sugerir que se aprecian distintos patrones cíclicos en la producción y el desempleo dentro del período de nuestro estudio —obsérvese el centro de la figura en comparación con los extremos—, que invitarían a plantear también todo el análisis que realizamos a continuación dividiendo la muestra en diversas submuestras temporales. Sin embargo, aunque nos parece una extensión interesante de nuestro estudio, también es posible que esa variación en el análisis haga surgir otros problemas estadísticos —por el acortamiento de las series.

También puede plantearse, en la línea de la ecuación anterior, la siguiente expresión:

$$u_t - u_t^* = \alpha (y_t - y_t^*) + \sum_j \beta_j (u_{t-j} - u_{t-j}^*) + \varepsilon_t \quad [3]$$

donde el término del sumatorio simplemente recoge toda la inercia de la serie no capturada por la variable producción, de manera que el ruido ε_t sea blanco y tenga las propiedades exigibles, y la estimación del coeficiente α no se vea afectada.

En este trabajo no ofrecemos los resultados a los que se llega bajo este tipo de aproximación para Andalucía y España, ya que nos los proporcionan Leal *et al.* (2002), concluyendo estos autores que la relación entre la producción y el desempleo a lo largo del ciclo es claramente inversa tanto en Andalucía como en España, como cabría esperar, y además que el desempleo se muestra menos sensible a la producción en el caso de Andalucía. Así, el ratio entre los «coeficientes de Okun» de Andalucía y España es aproximadamente de 0,6, tanto en términos de IPI como cuando se considera el PIB.

Debemos señalar que existen muchos trabajos a nivel internacional que abordan la estimación de la relación entre el ciclo de la actividad y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural. En este sentido, destacan los trabajos centrados en la economía de EEUU. El rango de los coeficientes estimados para EEUU es amplio; así, se mueve básicamente entre $-0,2$ y $-0,4$. Esas discrepancias en los resultados pueden deberse a un amplio espectro de factores: i) el uso de especificaciones estáticas vs dinámicas, dicotomía que nos conduce a la cuestión de si la relación entre las variables objeto de estudio es contemporánea o retardada; ii) la consideración de otras variables adicionales, como por ejemplo el grado de utilización de la capacidad productiva —en la línea de las estimaciones de la MURU ya comentadas—; iii) la consideración de perturbaciones de demanda y de oferta; iv) el método de extracción de los componentes cíclicos empleado; y, por último, v) el método econométrico usado para estimar la relación. No es de extrañar que ante este amplio abanico de opciones metodológicas los resultados de los trabajos puedan diferir notablemente. Es por ello que para poder comparar los resultados debamos prestar atención al posicionamiento de cada trabajo sobre todos estos aspectos.

Frente a la aproximación comentada a la ley de Okun, a continuación generalizaremos la manera de abordar dicha relación desde un punto de vista dinámico, de forma que no nos ceñimos por tanto a la relación contemporánea tradicionalmente estimada. Con respecto a las opciones apuntadas en el párrafo anterior, debemos señalar que nuestro análisis es muy general, permitiendo acomodar la mayoría de esos aspectos de una forma muy flexible.

4. Versión dinámica de la ley de Okun

Como ya hemos apuntado, la especificación más habitual de la ley de Okun consiste en una relación heurística que se refiere al impacto contemporáneo de los movimientos en la actividad económica respecto a su tendencia sobre las desviaciones del de-

sempleo respecto a la suya. Si estimamos esa relación con datos anuales, la hipótesis de relación contemporánea puede ser razonable, aunque habría que determinarla empíricamente; sin embargo, cuando nos movemos hacia datos de mayor frecuencia, como los trimestrales, no parece razonable suponer que el impacto comentado sólo se produce en el mismo trimestre, dados los previsible retardos entre el reconocimiento de la mala (buena) situación de la economía y la decisión de despedir (contratar) trabajadores u otras fuentes de desfase entre producción y desempleo.

Desde esta óptica, en esta sección hemos optado por generalizar el planteamiento, contrastando directamente en los datos la relación dinámica entre la desviación de la actividad respecto a su tendencia y las desviaciones del desempleo respecto a su valor estructural. Para ello, comenzamos planteando una relación con dos ecuaciones, concretamente un VAR¹¹ bivalente, de la forma siguiente:

$$A(L) \begin{pmatrix} y_t - y_t^* \\ u_t - u_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^u \end{pmatrix} \quad [4]$$

donde A es una matriz de coeficientes en el operador de retardos L . Es decir, dada una variable determinada X_t , $LX_t = X_{t-1}$.

Además, especificamos una relación contemporánea entre las innovaciones para que el sistema quede completamente identificado:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t^y &= \delta_y \eta_t^y \\ \varepsilon_t^u &= \alpha_0 \varepsilon_t^y + \delta_u \eta_t^u \end{aligned} \quad [5]$$

de manera que de [4] y [5] obtenemos un sistema de dos ecuaciones, siendo la correspondiente al desempleo la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} u_t - u_t^* &= \alpha_0 (y_t - y_t^*) + \alpha_1 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \alpha_2 (y_{t-2} - y_{t-2}^*) + \\ &+ \beta_1 (u_{t-1} - u_{t-1}^*) + \beta_2 (u_{t-2} - u_{t-2}^*) + \eta_t^y \end{aligned} \quad [6]$$

La otra ecuación sería la correspondiente a la producción como variable endógena. Los coeficientes α_0 , α_1 y α_2 , sobre los que concentraremos nuestro análisis y que aparecen recogidos en el cuadro 1, serían el equivalente al parámetro α estimado en la ecuación [3] cuando se permite que la relación pueda ser también retardada. El hecho de cortar en el retardo segundo —VAR(2)— viene dado por la evidencia empírica, siguiendo los criterios habituales¹², y por eso ahorramos notación en la especificación.

¹¹ Debemos apuntar que en nuestros análisis VAR utilizamos la descomposición de Cholesky, forma estándar de identificación del VAR, que presenta la ventaja de proporcionar un sistema exactamente identificado. Hemos estimado los VARs mediante MCO, utilizando el programa *Econometric Views 4.1*. También hemos utilizado este programa para implementar el filtro HP.

¹² Concretamente, hemos utilizado un test de Wald para la selección del número máximo de retardos. En todos los casos considerados en este trabajo, excepto en el VAR que planteamos para el ciclo económico y el empleo —VAR(1)—, se seleccionan dos retardos —VAR(2)—.

cación de la ecuación [6]. Por su parte, los parámetros β y δ de las ecuaciones [5] y [6] recogen el resto de efectos presentes en la relación, como por ejemplo la inercia propia de las series de producción y desempleo no capturada por los coeficientes α .

Por otro lado, las variables ε_t^y y ε_t^u recogen los errores de predicción de nuestro modelo, compuesto de dos ecuaciones con dos retardos en cada variable. Los errores ε_t^y y ε_t^u representan la parte no explicada por el modelo, y no deben presentar ninguna pauta sistemática de comportamiento; es decir, no deben estar correlacionados con las variables endógenas del modelo, ni presentar ninguna estructura de dependencia respecto a su pasado.

No obstante, los errores de predicción ε_t^y y ε_t^u pueden estar correlacionados entre sí, ya que ambos dependerán en general de las innovaciones puramente exógenas que afectan a la economía en su conjunto, y que denotamos en [5] como η_t^y y η_t^u . A falta de más estructura teórica que nos permita interpretar η_t^y y η_t^u , la perturbación η_t^y podría recoger las innovaciones puramente exógenas que afectan a la producción, tales como una subida del precio del petróleo o una buena cosecha, mientras que podríamos interpretar η_t^u como una perturbación propia del mercado de trabajo, que podría recoger por ejemplo movimientos cíclicos en la población activa o variaciones en elementos institucionales —como por ejemplo en el sistema de negociación colectiva.

El único supuesto que introducimos, necesario para la identificación del sistema, es referente al sentido de la causalidad en la relación contemporánea entre las perturbaciones exógenas, que consideramos que es desde η_t^y hacia η_t^u . Esto implica que estamos suponiendo que son las desviaciones de la actividad económica respecto a su tendencia las que afectan contemporáneamente a las del desempleo, y no al contrario. Este supuesto es razonable intuitivamente, y se encuentra avalado por la teoría económica estándar, como puede observarse en los principales manuales de macroeconomía.

Debemos señalar que el razonamiento que hemos expuesto en los últimos párrafos sirve también, con ligeras adaptaciones, para los análisis que planteamos con posterioridad.

Los principales resultados, desde nuestra óptica de análisis, de la estimación del sistema formado por las ecuaciones [4] y [5] para Andalucía y para el conjunto de España se presentan en el cuadro 1¹³.

Cuadro 1. Estimaciones de la relación entre ciclo económico y distancia del desempleo respecto a su nivel estructural (estimación dinámica de la ley de Okun).
Muestra: 1984:1-2000:4

	Andalucía	España
α_0	-0,17 (0,06)	-0,13 (0,13)
α_1	-0,09 (0,07)	-0,33 (0,14)
α_2	-0,11 (0,08)	-0,31 (0,15)

Nota: Entre paréntesis se muestran los errores estándar.

¹³ Como ya hemos señalado previamente, todas las estimaciones se hacen con las variables expresadas como desviaciones con respecto a la tendencia obtenida mediante el filtro HP, con un valor del parámetro de alisamiento (λ) de 1600. Todos los contrastes de especificación de los modelos, así como los gráficos de residuos, están disponibles previa petición a los autores.

El cuadro 1 confirma la conclusión fundamental que se obtiene en la estimación tradicional de la ley de Okun: que el impacto del ciclo de la actividad económica sobre el desempleo cíclico es menor en Andalucía que en el conjunto del país. Los estadísticos muestran un grado de ajuste alto, con un R^2 cercano al 70 por ciento en el caso de Andalucía y al 95 por ciento en el de España. Como se puede observar en el cuadro, el coeficiente más importante en el caso andaluz es el contemporáneo, que refleja los efectos dentro del mismo trimestre desde el ciclo de la actividad económica hacia el desempleo cíclico, mientras que los coeficientes retardados se muestran débilmente significativos desde el punto de vista estadístico. En cambio, en el caso de España, los efectos más significativos son los retardados, por lo que se apunta hacia un cierto retraso en la respuesta del paro. Una vez que se introduce la dinámica el efecto contemporáneo resulta no significativo desde el punto de vista estadístico para el caso español. La respuesta más rápida del desempleo cíclico al ciclo de la actividad económica en el caso andaluz podría ser consistente con la mayor volatilidad que observan Leal *et al.* (2002) en las variables andaluzas.

Por otra parte, también se deduce del cuadro 1 que el efecto acumulado de un aumento de un punto porcentual en la producción por encima de su tendencia llevaría a una disminución del desempleo por debajo de su componente estructural en Andalucía que es prácticamente la mitad de la disminución correspondiente en el caso español. Así, en términos cuantitativos la reducción citada en el desempleo por un aumento de la producción respecto a su tendencia en un punto porcentual sería de aproximadamente un 30% del punto porcentual en el caso del conjunto de la economía española, y de menos del 15% en el caso andaluz. Dado que estas cifras han sido obtenidas mediante el uso del IPI, habría que transformarlas en términos del PIB, por ejemplo siguiendo la discusión realizada en Leal *et al.* (2002), para poder expresarnos en función del «coeficiente de Okun».

5. ¿Es simétrica la relación entre el ciclo económico y el desempleo cíclico?

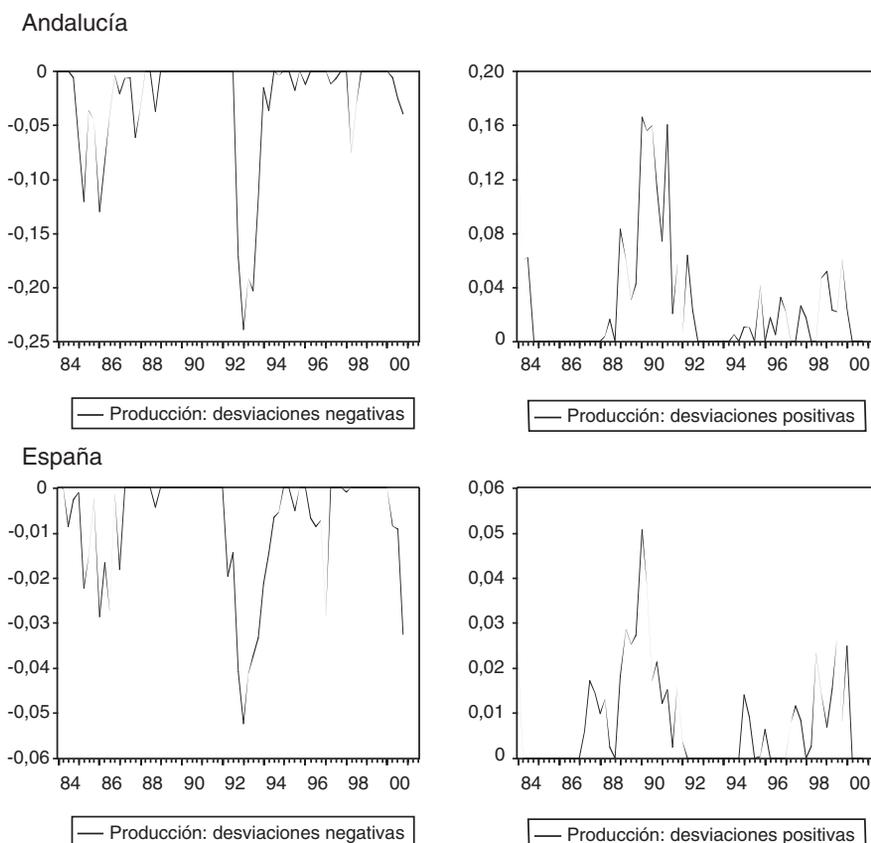
Desde un punto de vista teórico existen razones para pensar que la relación entre el ciclo económico y las desviaciones del desempleo de su valor estructural no es simétrica; es decir, que las expansiones y las recesiones en la producción tienen un efecto diferente sobre el desempleo cíclico. En este sentido, numerosos trabajos concluyen que puede no ser apropiado intentar sintetizar en un único coeficiente la relación entre el ciclo de la producción y el del desempleo¹⁴. Así, Silvapulle *et al.* (2000), con datos de EE.UU., muestran que los efectos a corto plazo de una desviación positiva en la producción sobre el desempleo cíclico son diferentes de los de una desviación negativa; siendo más sensible el desempleo a las desviaciones negativas que a las positivas. Harris y Silverstone (1999) realizan el mismo tipo de análisis para Nueva Ze-

¹⁴ Esta cuestión de la no linealidad o asimetría también está siendo muy estudiada para otras relaciones macroeconómicas, como por ejemplo la relación inflación-desempleo —véase Debelle y Laxton (1997).

landa, y también encuentran evidencia de asimetría en la citada relación. Finalmente, y sin ánimo de ser exhaustivos, podemos reseñar que el trabajo de Virén (2001) también contrasta la hipótesis de simetría en la ley de Okun para un panel de países de la OCDE, y encuentra evidencia en el mismo sentido (asimetría) para casi todos los países considerados, y en particular para España.

A continuación, planteamos un VAR para el análisis de esta cuestión. Lo primero que debemos hacer es definir las variables que entrarán en el vector en este caso. Dividimos la variable producción en dos partes: los valores negativos representan las fases recesivas, mientras que los positivos capturan las expansiones. Así, definimos dos nuevas variables: $(y_t - y_t^*)^-$ e $(y_t - y_t^*)^+$; donde $(y_t - y_t^*)^- = (y_t - y_t^*)$ si $y_t - y_t^* < 0$ e igual a cero en caso contrario y, por su parte, $(y_t - y_t^*)^+ = (y_t - y_t^*)$ si $y_t - y_t^* > 0$ e igual a cero en caso contrario. En la figura 2 puede observarse el perfil de las variables así construidas, para Andalucía y para el conjunto de España.

Figura 2. Periodos de recesión (desviaciones negativas) y expansión (desviaciones positivas). Desviaciones porcentuales respecto a la tendencia. Muestra: 1984:1-2000:4



Por tanto, el modelo que planteamos en este caso es el siguiente:

$$A(L) \begin{pmatrix} (y_t - y_t^*)^+ \\ (y_t - y_t^*)^- \\ u_t - u_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{y+} \\ \varepsilon_t^{y-} \\ \varepsilon_t^u \end{pmatrix} \quad [7]$$

siendo la relación contemporánea entre las innovaciones la que recogemos a continuación:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t^{y+} &= \delta_{y+} \eta_t^{y+} \\ \varepsilon_t^{y-} &= \phi \varepsilon_t^{y+} + \delta_{y-} \eta_t^{y-} \\ \varepsilon_t^u &= \alpha_0^+ \varepsilon_t^{y+} + \alpha_0^- \varepsilon_t^{y-} + \delta_u \eta_t^u \end{aligned} \quad [8]$$

Debemos reconocer que el orden de las dos primeras variables en este VAR es arbitrario, dado que no disponemos de una teoría económica subyacente que nos señale si las recesiones adelantan a las expansiones o viceversa en la frecuencia trimestral. Sin embargo, diversas pruebas que hemos realizado nos llevan a concluir que nuestra ordenación es robusta. Este razonamiento es también aplicable a los análisis posteriores.

La ecuación correspondiente al desempleo, dentro del sistema de tres ecuaciones presentado en [7], sería la siguiente:

$$\begin{aligned} u_t - u_t^* &= \alpha_0^+ (y_t - y_t^*)^+ + \alpha_0^- (y_t - y_t^*)^- + \alpha_1^+ (y_{t-1} - y_{t-1}^*)^+ + \alpha_1^- (y_{t-1} - y_{t-1}^*)^- + \\ &+ \alpha_2^+ (y_{t-2} - y_{t-2}^*)^+ + \alpha_2^- (y_{t-2} - y_{t-2}^*)^- + \beta_1 (u_{t-1} - u_{t-1}^*) + \beta_2 (u_{t-2} - u_{t-2}^*) + \eta_t^u \end{aligned} \quad [9]$$

Los coeficientes α vuelven a concentrar nuestro interés, ya que nos proporcionan el efecto de las desviaciones respecto a la tendencia en la producción, tanto negativas como positivas, sobre el componente cíclico del desempleo. Es por ello que en el cuadro 2 sólo presentamos las estimaciones correspondientes a esos coeficientes.

El cuadro 2 muestra evidencia clara de asimetría en la relación entre los componentes cíclicos de la producción y el desempleo. En el caso de Andalucía, en nuestro análisis previo obtuvimos un coeficiente contemporáneo estimado de $-0,17$, que ahora se convierte en $-0,20$ para los períodos de expansión y $-0,13$ para los de recesión; significando esto que en las fases de expansión se crea más empleo por punto porcentual de variación cíclica de la producción del que se destruye en las recesiones. Por su parte, para el conjunto de la economía española, la falta de efecto contemporáneo en el cuadro 1 estaba enmascarando un coeficiente alto en las fases de recesión y uno nulo (no significativo) en las fases de expansión. Estos resultados son consistentes con los proporcionados por Virén (2001) para la economía española. Asimismo, estos resultados relativos a la correlación contemporánea encajan con la mayor volatilidad observada en las variables andaluzas.

El cuadro 2 también muestra que la contribución retardada de la producción a la reducción del desempleo en las expansiones es mayor que la contribución al aumento

Cuadro 2. Estimaciones de la relación entre ciclo económico y distancia del desempleo respecto a su nivel estructural (asimetría).

Muestra: 1984:1-2000:4

	<i>Andalucía</i>	<i>España</i>
α_0^+	-0,20 (0,10)	0,11 (0,21)
α_0^-	-0,13 (0,09)	-0,34 (0,20)
α_1^+	-0,26 (0,12)	-0,56 (0,22)
α_1^-	0,004 (0,101)	-0,11 (0,22)
α_2^+	-0,25 (0,12)	-0,42 (0,24)
α_2^-	-0,09 (0,10)	-0,26 (0,21)

Nota: Entre paréntesis se muestran los errores estándar.

del desempleo en las recesiones. Concretamente, Andalucía presenta un coeficiente de un cuarto de punto por cada punto porcentual de la producción en las expansiones, frente a un coeficiente nulo en las fases recesivas. Para el conjunto de España los coeficientes en las expansiones son aún mayores que en el caso de Andalucía. Este resultado, considerado aisladamente, apuntaría hacia una mayor volatilidad de las series de desempleo españolas respecto a las andaluzas.

En conclusión, los resultados comparativos en este terreno entre Andalucía y el conjunto de la economía española se mantienen, pero aparece un nuevo hecho por explicar (asimetría): por cada punto de aumento cíclico de la producción la economía andaluza reduce el desempleo en un cuarto de punto aproximadamente durante los tres trimestres siguientes, mientras que por cada punto de reducción cíclica de la producción el desempleo sólo aumenta aproximadamente una sexta parte de punto, y exclusivamente en el primer período.

6. Empleo, población activa y paro agrícola

A estas alturas de nuestro trabajo hemos recopilado varios hechos estilizados que giran en torno a la relación entre la evolución cíclica de la producción y el desempleo: i) por cada punto porcentual de variación de la producción cíclica el desempleo cíclico varía, en media, en menor proporción en Andalucía que en el conjunto de España; ii) cuando atendemos a la relación dinámica, la respuesta del desempleo es más rápida en el caso andaluz; iii) existe evidencia de asimetría en la relación estimada; y iv) en Andalucía el efecto de aumento del desempleo en las recesiones es menor que para el conjunto del país, siendo menor también el efecto de reducción del desempleo en las expansiones, en consonancia con el apartado i).

Consideramos que contribuir a explicar estos hechos estilizados puede ser importante. Por ejemplo, los resultados obtenidos apuntan hacia que los efectos en términos de desempleo de las políticas de corto plazo de estímulo de la producción serán menores en Andalucía que en el conjunto de la economía española, atendiendo a los menores coeficientes estimados; o al menos si consideramos que el análisis de la evo-

lución cíclica de la economía andaluza en el período 1984-2000 es de utilidad para prever el futuro económico próximo de la región.

Entre los posibles factores explicativos de los hechos estilizados comentados, podemos apuntar al menos tres: i) el diferente comportamiento de la ocupación ante los cambios en la producción; ii) el distinto comportamiento cíclico de la población activa, a través de los efectos incentivo y desánimo¹⁵; y iii) posibles desajustes, ineficiencias, o distinta composición sectorial del mercado de trabajo andaluz que lo hacen menos sensible a la evolución del resto de la economía, en términos comparativos respecto al conjunto de la economía española. A continuación trataremos de aproximarnos a los factores comentados.

6.1. Ciclo económico y empleo

Para analizar la evolución cíclica de la ocupación procedemos a estimar un modelo VAR con asimetría, pero en este caso con datos de empleo. Así, estimamos el modelo descrito en [7] y [8], pero sustituyendo la variable parados por la de ocupados.

Los resultados obtenidos usando el IPI como variable *proxy* de la evolución de la actividad económica muestran que los coeficientes de impacto son idénticos en Andalucía y en España, sugiriendo que el efecto expansivo o contractivo, según el caso, sobre la ocupación del ciclo de la actividad económica resulta similar. Para estudiar este aspecto algo más en profundidad estimamos de nuevo un VAR, pero esta vez tomando como *proxy* de la evolución de la actividad económica en Andalucía y en España el PIB trimestral para España. En este sentido, el análisis realizado por Leal *et al.* (2002) nos muestra el alto grado de sincronía entre el VAB andaluz y el español, por lo que pensamos que está justificado aproximar la evolución del PIB andaluz por el español. Planteamos este análisis adicional porque se aprecia un cierto desfase entre las series de ocupación e IPI, que podría sesgar los resultados cuantitativos.

El cuadro 3 muestra los resultados de ese último análisis en términos de los coeficientes α ; resultados que apuntan que el efecto de la evolución cíclica del PIB es mayor sobre la ocupación en Andalucía que en España¹⁶. Si atendemos a los coeficientes contemporáneos y retardados del cuadro 3 observamos que las fases altas del ciclo se traducen en mayor creación de empleo en Andalucía, mientras que en las fases recesivas se destruyen más empleos en esta región que en el conjunto de España.

En suma, la dinámica detectada en nuestro análisis VAR en cuanto a la relación producción-empleo no nos permite explicar los hechos estilizados sobre el desempleo anteriormente apuntados; por el contrario, apuntan hacia un resultado que podría, por sí solo, considerarse como contradictorio respecto a nuestros resultados previos. Ne-

¹⁵ Dos trabajos muy conocidos en este campo son los de Nickell (1987) y Blanchard (1991).

¹⁶ En esta línea, numerosos trabajos han apuntado que el diferencial de desempleo andaluz respecto al resto de España en las últimas décadas no se ha debido directamente al comportamiento del empleo, pues éste ha crecido más en Andalucía. Sobre este tema, desde la perspectiva de las economías virtuales, puede acudir a Torres y Villalba (1997b) y Becerra *et al.* (1998).

Cuadro 3. Estimaciones de la relación entre ciclo económico y distancia del empleo respecto a su nivel estructural (asimetría). Muestra: 1984:1-2000:4

	Andalucía	España
α_0^+	1,10 (0,69)	0,94 (0,22)
α_0^-	0,53 (0,54)	0,60 (0,18)
α_1^+	1,03 (0,34)	0,42 (0,13)
α_1^-	0,78 (0,31)	0,34 (0,12)

Nota: Entre paréntesis se muestran los errores estándar.

cesitamos estudiar por tanto el comportamiento de otras variables del mercado de trabajo para poder encajar las piezas, por lo que nos vemos empujados a prestar atención al comportamiento de la población activa.

6.2. El papel de la población activa

Una pieza clave que nos falta en los análisis anteriores es la evolución cíclica de la población activa. Si ampliamos en este sentido el VAR formado por [7] y [8] podemos estudiar la influencia sobre las pautas cíclicas del desempleo de las desviaciones de la población activa respecto a su tendencia. Así, el VAR estimado estaría formado por los componentes cíclicos del IPI, de la población activa (pa_t) y del desempleo, por este orden, adoptando la siguiente forma:

$$A(L) \begin{pmatrix} (y_t - y_t^*)^+ \\ (y_t - y_t^*)^- \\ pa_t - pa_t^* \\ u_t - u_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{y^+} \\ \varepsilon_t^{y^-} \\ \varepsilon_t^{pa} \\ \varepsilon_t^u \end{pmatrix} \quad [10]$$

Como en los casos anteriores, la identificación de las relaciones contemporáneas es recursiva. Los cuadros 4 y 5 muestran los principales resultados de este análisis, para Andalucía y España respectivamente.

Como puede observarse, en este análisis hemos optado por presentar los principales resultados mediante el uso del estadístico de descomposición de la varianza. La segunda columna de cada cuadro recoge el error de predicción de la variable considerada para cada horizonte a la vista. La fuente de este error de predicción es la variación en los valores presentes y futuros de las innovaciones de cada variable endógena en nuestro modelo. Las restantes columnas ofrecen el porcentaje de la varianza del error de predicción debido a cada innovación estructural, por lo que su suma debe ser igual a 100. Por tanto, el estadístico de descomposición de la varianza nos proporciona el porcentaje de la varianza del error de predicción de cada variable que se debe a cada una de las fuentes de perturbación del modelo: innovaciones en la producción (distinguiendo los casos de expansión y recesión), en la población activa y en el desempleo.

Cuadro 4. Descomposición de la varianza del error de predicción: producción (expansiones y recesiones), activos y parados. Andalucía. Muestra: 1984:1-2000:4

<i>Descomposición de la varianza del error de predicción de la desviación de la población activa respecto a su nivel tendencial</i>					
<i>Periodo</i>	<i>Error de predicción</i>	<i>Producción: fases expansivas</i>	<i>Producción: fases recesivas</i>	<i>Activos</i>	<i>Parados</i>
1	0,006	2,5	3,8	93,6	0,0
2	0,007	2,4	11,5	86,0	0,1
3	0,008	2,9	17,1	79,8	0,2
4	0,008	3,9	20,6	75,3	0,2
5	0,008	4,6	22,7	72,5	0,2
6	0,008	5,3	23,5	70,8	0,4
7	0,008	5,8	23,7	69,9	0,6
8	0,008	6,3	23,6	69,3	0,8
9	0,008	6,7	23,4	68,9	1,0
10	0,008	7,0	23,2	68,5	1,2

<i>Descomposición de la varianza del error de predicción de la desviación de la población desempleada respecto a su nivel tendencial</i>					
<i>Periodo</i>	<i>Error de predicción</i>	<i>Producción: fases expansivas</i>	<i>Producción: fases recesivas</i>	<i>Activos</i>	<i>Parados</i>
1	0,028	5,5	3,0	25,4	66,1
2	0,032	12,9	3,1	24,7	59,4
3	0,037	27,2	4,5	18,7	49,6
4	0,040	33,6	6,6	16,9	42,8
5	0,043	37,0	8,5	17,0	37,5
6	0,046	37,7	10,3	18,1	34,0
7	0,048	37,3	11,8	19,5	31,5
8	0,049	36,4	13,2	20,6	29,7
9	0,051	35,6	14,4	21,5	28,6
10	0,051	34,9	15,3	22,0	27,8

Para no extender demasiado nuestro trabajo, en los cuadros sólo recogemos las descomposiciones de la varianza del error de predicción para la población activa y el desempleo cíclicos. Sin embargo, debemos reseñar que en el caso de Andalucía los valores del estadístico de descomposición de la varianza relativos a la producción cíclica muestran que en las fases de expansión la producción puede explicarse por el propio comportamiento de esa serie, así como por la contribución de la población activa en el medio plazo —un 15% aproximadamente. Por su parte, las fases de recesión pueden predecirse a partir de las de expansión en la producción en cerca de un 20%, mientras que el resto se explica por la propia inercia de la serie. En el caso de España las expansiones tienen un mayor poder predictivo sobre las recesiones (por encima del 20%), resultando similares el resto de comentarios.

Comentemos a continuación los resultados que se ofrecen en los cuadros 4 y 5. En cuanto al componente cíclico de la población activa, se observa que en el caso de

Cuadro 5. Descomposición de la varianza del error de predicción: producción (expansiones y recesiones), activos y parados. España. Muestra: 1984:1-2000:4

<i>Descomposición de la varianza del error de predicción de la desviación de la población activa respecto a su nivel tendencial</i>					
<i>Periodo</i>	<i>Error de predicción</i>	<i>Producción: fases expansivas</i>	<i>Producción: fases recesivas</i>	<i>Activos</i>	<i>Parados</i>
1	0,002	6,7	5,3	88,0	0,0
2	0,003	7,3	6,9	84,5	1,4
3	0,004	9,0	6,7	81,5	2,9
4	0,004	11,6	6,5	78,3	3,6
5	0,004	14,1	6,3	75,9	3,8
6	0,004	15,8	6,2	74,2	3,7
7	0,004	16,8	6,1	73,4	3,7
8	0,004	17,2	6,1	73,0	3,7
9	0,004	17,4	6,1	72,9	3,7
10	0,004	17,4	6,1	72,8	3,7

<i>Descomposición de la varianza del error de predicción de la desviación de la población desempleada respecto a su nivel tendencial</i>					
<i>Periodo</i>	<i>Error de predicción</i>	<i>Producción: fases expansivas</i>	<i>Producción: fases recesivas</i>	<i>Activos</i>	<i>Parados</i>
1	0,015	0,0	4,2	23,6	72,2
2	0,022	4,4	5,4	22,5	67,7
3	0,030	19,3	8,2	17,5	55,0
4	0,037	33,2	10,2	13,0	43,6
5	0,044	43,0	11,7	10,0	35,3
6	0,050	49,6	12,7	8,1	29,6
7	0,055	54,0	13,5	6,9	25,6
8	0,058	57,0	14,0	6,2	22,8
9	0,061	58,8	14,4	5,7	21,0
10	0,063	59,9	14,7	5,5	20,0

Andalucía un 23% del error de predicción a medio plazo se puede explicar por la producción en períodos de recesión, ofreciendo este resultado evidencia de flujos de salida de los trabajadores de la población activa en esas fases -lo que podríamos denotar como efecto desánimo. Sin embargo, el efecto de entrada en el mercado de trabajo en fases de expansión —efecto incentivo— parece aportar poco a la varianza del error de predicción de la población activa —en torno a un 5%. El resto de la varianza se puede explicar por la propia inercia de la serie de población activa. En cambio, en el caso de la economía española, predomina el efecto incentivo, que asciende desde el 7% en el corto plazo hasta casi un 20% de la varianza del error de predicción en el medio plazo, mientras que el efecto desánimo no pasa de explicar un 6% de la varianza tanto a corto como a medio plazo.

También resulta de interés el análisis de la descomposición de la varianza del error de predicción del desempleo cíclico. En conjunto, la producción contribuye me-

nos en el caso andaluz, explicando más del 30% en el medio plazo en períodos de expansión y un 15% en las recesiones, mientras que para España estas cifras son un 60% y un 15% respectivamente. En cambio, el efecto de la evolución de la población activa es más importante en el caso de Andalucía, entre un 20 y un 25% tanto en el corto como en el medio plazo, frente a tan sólo un 5% en España en el medio plazo y un 20% en el corto. Estas cifras podrían apuntar hacia un flujo directo desde la población inactiva al desempleo mayor en Andalucía que en el conjunto de la economía española. Por último, los factores idiosincráticos del mercado de trabajo andaluz explican el resto de la varianza, en torno a un 65% en el corto plazo y un 30% en el medio plazo, frente a un 70% y un 20% respectivamente para España.

Podemos concluir que la dinámica del desempleo en Andalucía parece ser más inelástica a las variaciones del ciclo económico, aún considerando cuestiones de asimetría, mientras que responde más a las variaciones en la población activa que en el conjunto de la economía española. Por tanto, el posible efecto de la población activa sobre el desempleo no es sólo una cuestión de largo plazo¹⁷, sino también de corto y medio plazo. En suma, la inclusión de la variable de población activa se muestra muy relevante para la explicación de la relación entre el ciclo de la actividad económica y el ciclo del desempleo.

6.3. El papel del paro en el sector agrícola

Un último aspecto que abordamos, y que debe ser considerado simplemente como un apunte marginal, es el posible impacto diferencial del paro agrícola en Andalucía respecto al conjunto de España¹⁸, ya que podría tratarse de uno de los factores que explican la menor respuesta del desempleo andaluz a las condiciones cíclicas de la economía, tanto al alza como a la baja.

En este caso, al igual que cuando hemos analizado el papel de la población activa, volvemos a estimar un modelo del tipo del recogido en [7] y [8], pero incluyendo una variable adicional: el número de parados respecto a su tendencia en el sector primario. Por tanto, el sistema quedaría formulado de la siguiente forma:

$$A(L) \begin{pmatrix} (y_t - y_t^*)^+ \\ (y_t - y_t^*)^- \\ pa_t - pa_t^* \\ u_t - u_t^* \\ u_t^{agr} - u_t^{*,agr} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{y^+} \\ \varepsilon_t^{y^-} \\ \varepsilon_t^{pa} \\ \varepsilon_t^u \\ \varepsilon_r^{u,agr} \end{pmatrix} \quad [11]$$

¹⁷ Numerosos trabajos han apuntado que el diferencial de desempleo andaluz respecto al resto de España en las últimas décadas se ha debido en buena medida al comportamiento diferencial de la población activa, que ha crecido a un ritmo mayor en Andalucía. Sobre este tema, desde la perspectiva de las economías virtuales, puede acudir a Torres y Villalba (1997b) y Becerra *et al.* (1998).

¹⁸ Debemos señalar que prácticamente todos los trabajos que abordan el problema del desempleo andaluz dedican una atención especial al sector agrario, desde diferentes perspectivas. Una institución cuyos efectos han sido objeto de estudio es el subsidio de desempleo para trabajadores agrarios -véase por ejemplo el reciente trabajo de García Pérez (2002). Un análisis general del mercado de trabajo agrario andaluz puede encontrarse en Langreo *et al.* (1998).

donde la variable u_t^{agr} hace referencia a los parados del sector primario. Como puede observarse, hemos supuesto que las perturbaciones generales al desempleo afectan al desempleo agrícola y no el sentido contrario¹⁹.

Los resultados recogidos en los cuadros 6 y 7 son muy ilustrativos. Son similares a los obtenidos en la sección anterior, pero con el añadido de que el 7-8% de la varianza del error de predicción del desempleo cíclico de Andalucía se puede explicar por los movimientos del paro agrícola, frente al 0% en el conjunto del país. Una posible explicación de este resultado puede basarse en que el mayor peso del sector agrario en Andalucía supone una menor exposición a las fluctuaciones económicas; aunque este resultado también podría explicarse por la presencia de políticas de rentas suplementarias hacia el campo andaluz que no dependen de la situación de la economía en su conjunto.

Cuadro 6. Descomposición de la varianza del error de predicción: producción (expansiones y recesiones), activos, parados y parados agrícolas. Andalucía. Muestra: 1984:1-2000:4

<i>Descomposición de la varianza del error de predicción de la desviación de la población activa respecto a su nivel tendencial</i>						
<i>Periodo</i>	<i>Error de predicción</i>	<i>Producción: fases expansivas</i>	<i>Producción: fases recesivas</i>	<i>Activos</i>	<i>Parados</i>	<i>Parados agrícolas</i>
1	0,006	2,2	5,1	92,6	0,0	0,0
2	0,007	2,3	11,2	86,1	0,4	0,0
3	0,008	2,6	16,0	77,4	0,6	3,4
4	0,008	3,6	18,1	72,2	0,9	5,3
5	0,008	3,9	19,6	69,3	1,2	6,0
6	0,008	4,1	20,7	67,7	1,4	6,1
7	0,008	4,3	21,1	66,9	1,6	6,1
8	0,008	4,5	21,2	66,5	1,7	6,1
9	0,008	4,7	21,1	66,3	1,8	6,1
10	0,009	5,0	21,0	66,0	1,8	6,2

<i>Descomposición de la varianza del error de predicción de la desviación de la población desempleada respecto a su nivel tendencial</i>						
<i>Periodo</i>	<i>Error de predicción</i>	<i>Producción: fases expansivas</i>	<i>Producción: fases recesivas</i>	<i>Activos</i>	<i>Parados</i>	<i>Parados agrícolas</i>
1	0,027	7,6	0,7	31,6	60,1	0,0
2	0,031	14,4	0,8	28,9	48,1	7,9
3	0,036	29,7	1,5	22,3	38,9	7,6
4	0,039	37,9	3,4	19,7	32,0	7,0
5	0,043	42,0	5,4	19,1	26,8	6,8
6	0,046	42,7	7,0	20,1	23,5	6,8
7	0,049	42,2	8,3	21,3	21,2	7,0
8	0,050	41,2	9,5	22,5	19,7	7,1
9	0,052	40,1	10,4	23,4	18,7	7,3
10	0,053	39,2	11,3	24,0	18,0	7,5

¹⁹ Hemos planteado también a modo de prueba el caso contrario, y se observa que el orden de las dos últimas ecuaciones no es determinante para los resultados que se muestran en los Cuadros 6 y 7 para Andalucía y España respectivamente. Es decir, de nuevo se aprecia que la ordenación es robusta.

Cuadro 7. Descomposición de la varianza del error de predicción: producción (expansiones y recesiones), activos, parados y parados agrícolas. España.
Muestra: 1984:1-2000:4

<i>Descomposición de la varianza del error de predicción de la desviación de la población activa respecto a su nivel tendencial</i>						
<i>Periodo</i>	<i>Error de predicción</i>	<i>Producción: fases expansivas</i>	<i>Producción: fases recesivas</i>	<i>Activos</i>	<i>Parados</i>	<i>Parados agrícolas</i>
1	0,002	8,9	4,5	86,6	0,0	0,0
2	0,003	9,4	5,3	84,0	0,4	1,0
3	0,004	10,8	4,4	78,0	0,7	6,2
4	0,004	12,9	4,0	73,7	0,8	8,6
5	0,004	15,4	3,9	70,5	0,8	9,4
6	0,004	17,4	3,9	68,4	0,8	9,4
7	0,004	18,7	4,0	67,2	0,8	9,3
8	0,004	19,4	4,0	66,6	0,8	9,2
9	0,004	19,7	4,0	66,3	0,8	9,2
10	0,004	19,7	4,1	66,1	0,9	9,2

<i>Descomposición de la varianza del error de predicción de la desviación de la población desempleada respecto a su nivel tendencial</i>						
<i>Periodo</i>	<i>Error de predicción</i>	<i>Producción: fases expansivas</i>	<i>Producción: fases recesivas</i>	<i>Activos</i>	<i>Parados</i>	<i>Parados agrícolas</i>
1	0,014	0,4	2,9	23,4	73,3	0,0
2	0,022	4,0	4,6	19,1	69,5	2,9
3	0,029	17,6	7,3	14,2	59,2	1,8
4	0,037	32,2	9,7	10,3	46,8	1,1
5	0,045	42,5	10,9	7,8	38,1	0,8
6	0,051	49,4	11,7	6,2	32,1	0,6
7	0,056	54,1	12,2	5,3	27,9	0,5
8	0,060	57,2	12,6	4,7	25,0	0,5
9	0,062	59,2	12,8	4,3	23,2	0,5
10	0,064	60,4	12,9	4,1	22,1	0,5

7. Conclusiones

Partiendo de la evidencia general existente sobre el comportamiento cíclico de la economía andaluza, en este trabajo hemos tratado de profundizar en la relación entre el ciclo de la actividad económica y el desempleo cíclico (ley de Okun) en Andalucía, teniendo siempre como referente el conjunto de la economía española.

En este sentido, en primer lugar, debemos señalar que la relación entre la producción y el desempleo cíclicos es claramente inversa en Andalucía, como cabría esperar. En segundo lugar, nuestro análisis dinámico confirma que el desempleo cíclico se muestra menos sensible al ciclo de la producción en Andalucía que para el conjunto de la economía española; por el contrario, el desempleo andaluz se muestra más sensible a las variaciones de la población activa. En tercer lugar, en términos de empleo

no se aprecia mucha diferencia en la sensibilidad al ciclo de la producción entre Andalucía y España.

Detectamos adicionalmente que la relación entre la producción y el desempleo cíclicos no es simétrica: para una misma variación de la producción cíclica, se tiende a reducir más el desempleo en las expansiones, que a aumentar en las recesiones. La menor relación estimada en los períodos recesivos podemos explicarla quizás por la evolución de la población activa a lo largo del ciclo económico. Así, en los momentos de recesión los flujos desde la población activa a la inactiva son mayores en Andalucía que en el conjunto del país, con lo que los efectos de la recesión se suavizan en términos de desempleo. Esta evidencia empírica parece apoyar la idea, bastante difundida, de la mayor importancia del efecto desánimo en el caso andaluz. Otro factor que muestra nuestro análisis es el mayor peso de los parados agrícolas en la explicación del desempleo cíclico en Andalucía.

Obviamente, dado su carácter exploratorio, muchos son los frentes de investigación que quedan abiertos con nuestro análisis. Por ello, pensamos seguir profundizando en las relaciones dinámicas entre la producción, el empleo y el desempleo que hemos estudiado en este trabajo, prestando especial atención a la respuesta asimétrica del empleo y el desempleo cíclicos ante las desviaciones cíclicas de la producción, y a sus posibles factores explicativos y teorías subyacentes. Por otro lado, desde otra perspectiva analítica, tampoco debemos olvidar las relaciones entre los componentes estructurales de las variables estudiadas en este trabajo. También esperamos que la metodología de análisis que hemos planteado pueda ser aplicada, con ligeras adaptaciones, a otros entornos geográficos —regiones por ejemplo— e incluso a otras relaciones económicas básicas.

Bibliografía

- Andrés, J.; R. Doménech y D. Taguas (1996): «Desempleo y Ciclo Económico en España». *Moneda y Crédito*, 197:91-127.
- Arroyo, A. (1997): «El Índice de Producción Industrial de Andalucía». *Revista Fuentes Estadísticas* (IEA), Indicadores de Coyuntura II, 30, Noviembre.
- Banca d'Italia (1999): *Indicators of Structural Budget Balances*. Roma.
- Becerra, F.; J.L. Torres y F. Villalba (1998): «¿Por qué es tan Elevada la Tasa de Paro en Andalucía?». *Analistas Económicos de Andalucía*, Papeles de Trabajo 9801.
- Blanchard, O.J. (1991): «Wage Bargaining and Unemployment Persistence». *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2):277-292.
- Blanchard, O.J. y J.F. Jimeno (1999): «Reducing Spanish Unemployment Under the EMU». FEDEA, Documento de Trabajo 99-02.
- Blanchard, O.J. y D. Quah (1989): «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances». *American Economic Review*, 79(4):655-673.
- Cancelo, J.R. (1994): «El Comportamiento Cíclico del Empleo en Andalucía». *Boletín Económico de Andalucía*, 18:39-53.
- Cancelo, J.R. y P. Uriz (1999): «El Ciclo del Empleo en Andalucía: Caracterización, Relaciones Intersectoriales y Correspondencia con los Principales Indicadores de Coyuntura». *Boletín Económico de Andalucía*, 26:81-101.
- Canova, F. (1998): «Detrending and Business Cycles Facts». *Journal of Monetary Economics*, 41:475-512.

- Cogley, T. y J. Nason (1995): «Effects of the Hodrick-Prescott Filter and Trend and Difference Stationary Time Series. Implications for Business Cycle Research». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19:253-278.
- Debelle, G. y D. Laxton (1997): «Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, New Zealand and the United States». *IMF Staff Papers*, 44(2):249-282.
- Dolado, J.J., M. Sebastián y J. Vallés (1993): «Cyclical Patterns of the Spanish Economy». *Investigaciones Económicas*, 17:445-473.
- García Ferrer, A. y M. Bujosa (2000): «Forecasting OECD Industrial Turning Points Using Unobserved Components Models with Business Survey Data». *International Journal of Forecasting*, 16:207-227.
- García Pérez, J.I. (2002): «Algunas Ideas en torno a la Reforma del Sistema de Subsidio de Desempleo para Trabajadores Agrarios». *centrA, Temas de Actualidad A2002/01*.
- Harris, R. y B. Silverstone (1999): «Asymmetric Adjustment of Unemployment and Output in New Zealand: Rediscovering Okun's Law», mimeo.
- Harvey, A.C. (1989): *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey, A.C. y A. Jaeger (1993): «Detrending, Stylized Facts and the Business Cycles», *Journal of Applied Econometrics*, 8:231-247.
- Herce, J.A.; J.F. Jimeno y C. Usabiaga (Coords.) (2001): *La Economía Andaluza al Inicio del s.xxi. Orientaciones Estratégicas*. FEDEA-CEA, Madrid.
- Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1997): «Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation». *Journal of Money, Credit and Banking*, 29:1-16.
- Kydland, F. y E.C. Prescott (1990): «Business Cycles: Real Facts and A Monetary Myth». *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Spring, pp. 3-18.
- Lahiri, K. y G.H. Moore (1991): *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Langreo, A.; J. Belis; T. García Azcárate y J. Requeijo (1998): *Estudio del Mercado de Trabajo Agrario en Andalucía y Extremadura*. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.
- Leal, M.T.; J.J. Pérez y J. Rodríguez (2002): «Pautas Cíclicas de la Economía Andaluza en el Período 1984-2001: Un Análisis Comparado». *centrA, Documento de Trabajo E2002/18*.
- Maravall, A. y V. Gómez (1998): «Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series». Banco de España-Servicio de Estudios.
- Nickell, S. (1987): «Why is the Wage Inflation in Britain so High?». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(1):103-128.
- Okun, A. (1962): «Potential GNP: Its Measurement and Significance». En *Proceedings of the Business and Economics Section*. American Statistical Association, Washington (DC).
- Rodríguez, J. (1999): «Trimestralización de un Sistema de Ecuaciones: El VAB Sectorial Andaluz». Instituto de Estadística de Andalucía.
- Silvapulle, P.; I.A. Moosa, y M.J. Silvapulle (2000): «Asymmetry in Okun's Law», mimeo.
- Torres, J.L. y F. Villalba (1997a): «La Convergencia del Mercado de Trabajo en Andalucía». *Analistas Económicos de Andalucía*, mimeo.
- Torres, J.L. y F. Villalba (1997b): «Tasa de Paro Real Versus Virtual en Andalucía». *Boletín Económico de Andalucía*, 23:203-213.
- Trujillo, F.; M.D. Benítez, y P. López (1999): «Indicadores Sintéticos Trimestrales de la Actividad Económica No Agraria en Andalucía». *Revista de Estudios Regionales*, 53:97-128.
- Trujillo, F.; M.D. Benítez y P. López (2000): «Trimestralización de los Valores Añadidos Sectoriales mediante Indicadores. Aplicación al Caso de Andalucía». *Revista de Estudios Regionales*, 57:59-97.
- Usabiaga, C. (2003): *El Diferencial de Desempleo Andaluz. Análisis Macroeconómico del Mercado de Trabajo Andaluz en Comparación con el del Resto de España (1980-2000)*, mimeo.
- Virén, M. (2001): «The Okun Curve is Non-linear», *Economics Letters*, 70:253-257.