



Estimación de la Ley de Okun para Andalucía

Estudio del desempleo y del PIB para
Andalucía: Análisis de Causalidad

Autor/es

Cristina Martínez de la Casa Valcarlos

Director/es

Monia Ben Kaabia

Antonio Montañés Bernal

Facultad / Escuela
2014

RESUMEN

En este trabajo, tras revisar las tres formulaciones iniciales de la ley de Okun, se presenta una breve revisión bibliográfica de los trabajos realizados sobre la ley de Okun, tanto a nivel nacional y regional como a nivel internacional. En el último apartado, se lleva a cabo la modelización de la ley de Okun para la región de Andalucía considerando la versión en brechas. Tras estimar el modelo, vemos que los resultados obtenidos al estimar la ley de Okun para Andalucía son bastante robustos. Los contrastes de causalidad indican que en la primera mitad del período muestral no existe una relación causal entre la tasa de paro y el crecimiento económico, sin embargo en la segunda mitad de la muestra, los resultados indican la existencia de una causalidad bidireccional entre la actividad económica y el desempleo en Andalucía. Por otro lado, los resultados de las denominadas Funciones Impulso- Respuesta (FIR) indican que un shock inesperado en la actividad económica genera una respuesta en el desempleo, situándose su valor máximo en torno al -1,2%. Sin embargo, un shock en la tasa de desempleo, genera una caída en la actividad económica prolongada alcanzando su máximo a finales del segundo año tras haber producido el shock, situando el coeficiente de Okun en 0,6.

ABSTRACT

In this paper, after reviewing the initial three formulations of Okun's law, a brief literature review of the work on Okun's law, both nationally and regionally and internationally is presented. In the last section, is carried out modeling of Okun's law for the region of Andalucía version considering the gaps. After estimating the model, we see that the results of estimating Okun's law for Andalusia are quite robust. The causality tests indicate that there is no causal relationship between unemployment and economic growth in the first half of the sample period; however in the second half of the sample, the results indicate the existence of bidirectional causality between activity economic and unemployment in Andalusia. Furthermore, the results of the so-called impulse-response functions (FIR) indicate that an unexpected shock in economic activity generates a response in unemployment, reaching its maximum value around -1.2%. However, a shock in the unemployment rate leads to a fall in economic activity prolonged peaking at the end of the second year after the shock occurred, placing the Okun coefficient of 0.6.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN.....	4
1.1 JUSTIFICACIÓN DEL PROBLEMA Y OBJETIVOS.....	5
2. MARCO TEÓRICO	6
2.1 LEY DE OKUN EN SUS DIFERENTES VERSIONES: (FORMULACIONES DE LA LEY DE OKUN Y RESULTADOS PARA ESPAÑA).....	6
i) Ley de Okun I: MODELO EN DIFERENCIAS.....	7
ii) Ley de Okun II: EN BRECHAS.....	8
2.2 REVISIÓN DE LA LITERATURA.....	9
2.2.1 Trabajos a nivel nacional y regional.....	9
2.2.2 Trabajos a nivel internacional.	12
3. DESEMPLEO Y CRECIMIENTO EN ESPAÑA Y ANDALUCÍA	14
3.1 DESEMPLEO EN ESPAÑA Y ANDALUCÍA.....	18
4. APLICACIÓN EMPÍRICA.....	20
4.1 DESCRIPCIÓN Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS UTILIZADOS.....	20
4.2 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN PARA ANDALUCÍA.....	23
4.2.1 Consideraciones previas	23
4.2.2 Estimación dinámica de la Ley de Okun	27
4.2.3 Especificación y estimación del modelo VAR.....	28
4.2.4 Resultados de la selección de retardos	29
4.2.5 Estimación y chequeo del modelo.....	30
4.3 ANÁLISIS DE LA CAUSALIDAD.....	34
4.3.1 Análisis de causalidad en el sentido de Granger	35
4.3.2 Análisis de causalidad instantánea	38
4.4. FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTAS	39
5. CONCLUSIONES	42
6. BIBLIOGRAFÍA.....	45
ANEXO 1	48
ANEXO 2	48
ANEXO 3	49
ANEXO 4	49

1. INTRODUCCIÓN

La ley de Okun proyecta la existencia de una relación empírica negativa entre la tasa de paro y el crecimiento económico, la cual nos permite conocer el impacto que causa sobre dicha variable las variaciones del producto. Esta relación empírica planteada originariamente por Okun en 1962 para los Estados Unidos, y calificada como “ley” por su veracidad y cumplimiento, ha sido un tema analizado por numerosos economistas utilizando distintas formulaciones y métodos econométricos.

Al ser esta ley una relación que surgió de estudios empíricos no se encuentran explícitamente modelos teóricos macroeconómicos que relacionen ambas variables, sin embargo, la mayoría de los economistas la consideran una de las regularidades empíricas más consistentes, pudiendo verse su inclusión en la mayoría de libros de texto de Macroeconomía y, que junto con la curva de Philips se suelen utilizar como instrumentos macroeconómicos para evaluar políticas económicas. Por este lado, que exista una relación estable entre la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento de la producción tiene una gran importancia por dos principales motivos: en primer lugar, permitir estimar el nivel de la producción potencial de una economía y, en segundo lugar, calcular la brecha productiva asociada con desviación de la tasa de paro respecto de la tasa natural de desempleo, es decir, aquella tasa que no genera inflación.

Los resultados obtenidos por Okun tuvieron una gran repercusión en los Estados Unidos debido a que las estimaciones oficiales del producto potencial y el superávit presupuestario asociado con aquél, se convirtieron en indicadores indispensables a la hora de evaluar la intensidad de las políticas de estabilidad. De hecho, gracias a su gran impacto, desde su aparición y hasta la actualidad han ido surgiendo en la literatura diversas cuestiones, modificaciones y numerosas críticas de las diferentes versiones de dicha Ley.

Partiendo de las críticas más destacadas sobre la aplicación de la dicha ley, el objetivo de este trabajo es tratar especificar y estimar un modelo que permita, en cierta medida, superar algunas de dichas críticas. A partir del modelo especificado, se estima la Ley de Okun para el caso de Andalucía.

1.1 JUSTIFICACIÓN DEL PROBLEMA Y OBJETIVOS

La crisis económica española 2008-2014, también llamada Gran recesión o depresión económica financiera, se refiere a la crisis económica que se inició en 2008 y dura hasta la actualidad. El comienzo de ésta crisis mundial supuso para España la explosión de otra serie de problemas como: el final de la burbuja inmobiliaria, la crisis bancaria de 2010 y finalmente el aumento del desempleo en España.

Debido a ésta crisis, nos hemos habituado a escuchar en los medios de comunicación a numerosos tertulianos dando opiniones de lo que se debería hacer y lo que no para salir de ésta situación económica. Es por esto, por lo que se ha decidido realizar un estudio del efecto de la “Ley de Okun” en la comunidad autónoma de Andalucía, es decir, la relación entre el desempleo y el PIB.

Se ha optado para el estudio la región de Andalucía porque consideramos que es una economía interesante, debido al elevado y persistente desempleo observable, y a su peor situación relativa al resto de la economía española. Según Eurostat¹, Andalucía posee el peor mercado laboral de la Europa comunitaria al alcanzar en 2001 la tasa de paro más elevada de toda la Unión Europea. En el año 2012 ese dato negativo siguió incrementándose hasta alcanzar el 35,42% en el tercer trimestre.

El objetivo de este trabajo es analizar cómo influye el incremento en la tasa de desempleo observada en la tasa de crecimiento del PIB, y viceversa. Es decir, se trata de analizar si hay una relación bidireccional entre ambas tasas. El período de estudio va a ser desde el año 1995 hasta 2013. En este trabajo no se va a analizar las causas que han llevado a España y a Andalucía a esta situación económica, ni buscar una solución para ella, sino que se van a estimar los coeficientes de Okun y validar esta ley para la región de Andalucía.

Para alcanzar los objetivos planteado el resto del trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En el siguiente apartado se procede a definir la ley de Okun en sus diferentes versiones: Ley de Okun en diferencias, en brechas y de tendencia fija. A continuación, se hará una revisión de la literatura de los estudios realizados tanto a nivel nacional y regional, como a nivel internacional. Una vez terminado este apartado, se procede a la aplicación empírica de la Ley de Okun en el caso de Andalucía. Para ello, en primer lugar, se explicarán los datos y las variables que se van a utilizar en la especificación del modelo. A continuación, se procede a la estimación de la Ley de

¹ http://es.wikipedia.org/wiki/Econom%C3%ADa_de_Andaluc%C3%ADa

Okun utilizando la metodología de series temporales. Aunque en el segundo apartado de este trabajo se explicarán las diferentes versiones de la ley de Okun, en la aplicación empírica únicamente se va a considerar una de ellas. Finalmente en el último apartado, se resumen los principales resultados obtenidos y se señalan las principales limitaciones de este estudio.

2. MARCO TEÓRICO

2.1 LEY DE OKUN EN SUS DIFERENTES VERSIONES²: (FORMULACIONES DE LA LEY DE OKUN Y RESULTADOS PARA ESPAÑA)

Desde su primera formulación hasta nuestros días han surgido numerosas versiones sobre la ley de Okun, siendo la principal diferencia entre ellas la forma de calcular las variaciones del desempleo y la producción. La ley de Okun establece la existencia de una relación empírica negativa entre la tasa de paro y el crecimiento económico o, a la inversa, entre el crecimiento y la tasa de paro.

Esta ley fue inicialmente formulada por Arthur Okun en 1962 en su artículo "*Potential GNP: Its Measurement and Significance*"³ como una ingeniosa solución al problema de estimar el producto potencial de una economía. En su artículo, Okun (1962) trataba de estimar el producto potencial de la economía Norteamérica para el periodo 1947-1960 utilizando datos trimestrales. Para ello exploró la relación entre la tasa de crecimiento del producto y la tasa de desempleo, con el objetivo de estimar el nivel del producto potencial dado el desempleo real.

La idea inicial del modelo de Okun consistía en responder a la siguiente cuestión: ¿Cuánto sería el producto de la economía bajo condiciones de pleno empleo? O dicho de otra forma, ¿en cuánto se desvía el producto de su tendencia en los valores de pleno empleo, por cada punto porcentual que cambia la tasa de desempleo?

Los resultados obtenidos indicaban que un aumento en 1% en la tasa de desempleo de los EE.UU. generaba una pérdida entorno del 3% en la producción. El artículo de Okun supuso el comienzo de una larga serie de debates y evidencias empíricas acerca de las relaciones existentes entre el crecimiento económico y la tasa de paro.

² "Formulaciones de la Ley de Okun y resultados para España", Belmonte y Polo, 2004, pg. 4-8

³ <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p01b/p0190.pdf>

Okun, en su trabajo original, parte de un modelo teórico donde se establece la dependencia funcional entre el producto (Y) y la tasa de desempleo (U), sin establecer, en principio una relación causal entre ambas variables:

$$Y = f(U)$$

Sin embargo, a la hora de cuantificar econométricamente dicha relación, Okun plantea la pregunta en sentido inverso, eso es, en cuánto disminuye la tasa de desempleo por cada 1% que aumenta el producto. Para ello, Okun propone tres modelos diferentes para cuantificar dicha relación, y que a continuación se expone dos de ellos que son los más utilizados en las aplicaciones empíricas. La tercera versión viene detallada en el Anexo 1.

i) Ley de Okun I: MODELO EN DIFERENCIAS

El modelo en diferencias de la Ley de Okun presenta la siguiente ecuación:

$$\underbrace{\Delta U_t}_{U_t - U_{t-1}} = \alpha_1 + \beta_1 \underbrace{\Delta Y_t}_{Y_t - Y_{t-1}} + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \beta_1 < 0 \quad (1.1)$$

Dónde:

- ΔU_t es el cambio en la tasa de desempleo entre U_t (t) y U_{t-1} (t-1).
- ΔY_t es la variación porcentual de la tasa de crecimiento de la producción entre el instante t y t-1.
- ε_t es la expresión del error o la perturbación aleatoria del modelo econométrico que debería cumplir los supuestos básicos para que el modelo sea especificado correctamente, es decir, $\varepsilon_t \sim i.i.N(0, \sigma^2)$ como se conoce en econometría un ruido blanco.
- α_1 y β_1 son los parámetros del modelo econométrico a estimar. El término constante α_1 representa los efectos sobre la tasa de paro de los cambios en la productividad y en la fuerza de trabajo. Por otro lado, el término β_1 es la pendiente del modelo y mide en cuanto varía la tasa de desempleo ante una variación en 1% del producto.

Como se puede observar en la ecuación (1.1) la variable endógena del modelo econométrico especificado por Okun es la tasa de desempleo, mientras que la tasa de crecimiento del producto está siendo considerada como una variable exógena o

predeterminada, que parte del supuesto de una relación causal entre el crecimiento y el desempleo.

Una vez estimado el modelo por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se tratará de calcular el llamado coeficiente de Okun ($\hat{\gamma}$):

$$CO = \hat{\gamma} = \frac{1}{\hat{\beta}_1} \quad (1.2)$$

siendo $\hat{\beta}_1$ el estimador MCO de la pendiente del modelo 1.

El coeficiente de Okun estimado ($\hat{\gamma}$) mide cuántos puntos porcentuales disminuye el crecimiento por cada punto porcentual que aumenta el desempleo.

ii) Ley de Okun II: EN BRECHAS

En segundo lugar, Okun relacionó la tasa de paro con la brecha relativa existente entre la producción potencial y la producción observada, y cuya expresión es la siguiente:

$$U_t = \alpha_2 + \beta_2 \left(\frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \right) + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \alpha_2 \text{ y } \beta_2 > 0 \quad (2.1)$$

Dónde:

- U_t es la tasa de paro en el instante t expresada en puntos porcentuales.
- Y_t^p es producto potencial⁴ e Y_t es el producto real observado.
- ε_t es la perturbación aleatoria del modelo econométrico y, de forma análoga al caso anterior (ecuación 1) debería comportarse como un ruido blanco, es decir idéntica, independiente, esperanza cero y distribución normal.
- α_1 y β_1 son los parámetros de posición del modelo econométrico a estimar. El término constante α_1 mide la tasa de paro para un crecimiento nulo (tasa de paro natural) y β_1 es la pendiente del modelo que mide cuánto varía la tasa de desempleo ante una variación en 1% en la brecha del producto.

⁴ Okun (1962) define la producción potencial como la producción máxima compatible con la estabilidad en los precios. A principios de los 60, existía un acuerdo casi unánime entre los economistas de que la producción potencial se alcanzaba cuando la tasa de desempleo se situaba en torno al 4%.

Para estimar los parámetros de esta especificación es preciso elaborar, previamente, la medida de la brecha. Para ello, Okun supuso que las producciones potencial y observada coincidían cuando la tasa de paro observada estaba cerca del 4% y que la producción potencial crecía a una tasa constante.

Si la ecuación (2.1) representa correctamente la relación entre las tres variables, la tasa de paro de pleno empleo U_t es constante e igual a α , sustituyendo en dicha ecuación obtenemos que la desviación de la tasa de desempleo respecto a su valor de pleno empleo es una proporción de la brecha relativa, quedando el modelo expresado de la siguiente forma:

$$u_t - u^p = \beta_2 \frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \quad (2.2)$$

De acuerdo con la ecuación dada en (2.2) si $U_t = U_t^p \Rightarrow Y_t^p = Y_t$, sin embargo, si la tasa de desempleo se sitúa por encima de su valor “objetivo”, la producción caerá por debajo de su nivel potencial. Como en el caso anterior, el coeficiente de Okun (λ_2) se estima a partir de la inversa de la estimación de $\hat{\beta}_2$. Según esta formulación, el coeficiente de Okun indica en cuánto se aleja el producto de su nivel potencial cuando la tasa de paro se sitúa por encima de su nivel natural.

2.2 REVISIÓN DE LA LITERATURA

En este apartado se van a nombrar algunos de los estudios que se han llevado a cabo en los últimos años, con la intención de comprobar la validez de la Ley de Okun en los diferentes países y regiones, en diferentes períodos, y aplicando técnicas distintas.

2.2.1 Trabajos a nivel nacional y regional.

Virén (2001) estima un modelo de corrección de error no lineal para varios países de la OCDE, entre ellos España con datos anuales del período 1960-1997. La relación a largo plazo explica el número de desempleados en función de una tendencia cuadrática y la población en edad de trabajar. Los resultados atribuidos al estudio para España muestran que la corrección de los ajustes se completa aproximadamente en dos años, y que los efectos a corto plazo son claramente distintos en los períodos en los que las desviaciones del desempleo son inferiores o superiores al umbral seleccionado.

Martín (2002) analizó la relación existente entre las variaciones de la producción y la tasa de paro (1977-2001) y de acuerdo con sus resultados, la tasa de crecimiento anual del PIB necesaria para que la tasa de paro se mantenga constante debería situarse en torno a 2,9%. Por otro lado, concluye que por cada punto porcentual que el PIB crece por encima de ese 2,9% se reduce en casi un punto porcentual la tasa de paro.

Pérez *et al.* (2003) emplean datos trimestrales de España y Andalucía para estimar modelos dinámicos simétricos (considerando relaciones lineales entre el desempleo y la actividad económica) y asimétricos (la relación entre las dos variables no es lineal. Es decir, el modelo asimétrico estima dos coeficientes diferentes: el que indica el impacto del producto sobre el desempleo cuando la economía se encuentra en recesión y otro cuando la economía se encuentra en una etapa de recuperación económica de la formulación en brecha de la ley). Encuentran que el desempleo cíclico se muestra menos sensible al ciclo de la producción en Andalucía que en el conjunto de la economía española, lo que sugiere la posible existencia de diferencias en dicha relación entre las diferentes CCAA de España.

Riera (2001) ha estimado un modelo de Mecanismo de Corrección del Error para España con datos anuales del INE y la OCDE para el período 1994-1996, mediante el uso de las técnicas de cointegración. Estima una relación de cointegración entre las variables de producción, tasas de paro y una tendencia temporal. Riera concluye que las variables podrían estar cointegradas, existiendo entre ellas una relación de equilibrio a largo plazo. A partir de la estimación del modelo de Mecanismo de Corrección del Error, sus resultados indican que la tasa de crecimiento de la producción se reduce 0,536 puntos por cada punto que aumenta la tasa de paro.³¹ Resulta sorprendente que en dicha ecuación estimada el término de corrección de error sea superior a 1, esto es, que tenga un carácter explosivo. Dicho autor atribuye la diferencia entre los valores estimados a corto y largo plazo a la falta de flexibilidad de las empresas para modificar las plantillas a corto plazo. Por otro lado, argumenta que el hecho de que los coeficientes de Okun estimados en España sean inferiores a los obtenidos para otros países es debido a la falta de flexibilidad del mercado laboral español.

Leal et al (2002) realizan un análisis comparativo de los ciclos en España y Andalucía en el período 1985:1–2000:4. En sus resultados destacan dos hechos fundamentales. En primer lugar, destacan los valores tan dispares estimados con las series de

VAB y el IPI, mucho más pequeños en el último caso. En segundo lugar, los efectos de desviaciones de la producción sobre la tasa de paro son considerablemente mayores en España que en Andalucía. Los autores avanzan la sugerencia de que la contracción de la población activa podría ser más intensa en Andalucía por el efecto desánimo y el mayor peso de la economía sumergida. Finalmente, los valores estimados muestran la existencia de respuestas más intensas del desempleo en Andalucía cuando el componente cíclico de la producción es positivo que cuando es negativo; y este efecto también se observa en España cuando se emplea la serie de VAB.

Palley (1993) fue uno de los primeros autores que estimó relaciones dinámicas de las versiones Okun I y Okun III, empleando una especificación muy general de retardos, y admitiendo la posibilidad de coeficientes distintos en las fases expansivas y recesivas del ciclo. Palley fue uno de los primeros en estimar un modelo asimétrico en el que se incluían variables ficticias para diferenciar la reacción de la tasa de desempleo a la tasa de crecimiento de la producción en función de que ésta sea positiva o negativa. Los resultados obtenidos indican que la reducción de la tasa de paro en los períodos de crecimiento es muy inferior al aumento que registra en las recesiones.

Weber (1995) estimó también una especificación dinámica de la ley Okun II con 2 y 4 retardos. Las brechas de la tasa de paro y la producción se obtuvieron identificando el componente tendencial de cada serie con las predicciones obtenidas al estimar las ecuaciones a largo plazo de la tasa de paro y la producción.

Belmonte y Polo (2004) mediante el uso de varios modelos econométricos para la verificación de la Ley de Okun, concluyen que el coeficiente de Okun para la economía española se sitúa entre 0,74 y 0,98, dependiendo del periodo muestral considerado.

Maza y Villaverde (2007) utilizando la metodología de modelos de panel y distintos filtros para calcular la tendencia de las series, calculan el coeficiente de Okun a partir de la estimación de la versión brecha. Los principales resultados obtenidos son los siguientes: i) para cada Comunidad Autónoma no existen diferencias significativas en los resultados entre los diferentes filtros utilizados. ii) Los coeficientes de Okun de las diferentes Comunidades autónomas difieren significativamente entre sí. En el caso del total de Nacional obtienen un coeficiente de Okun de 0,80 y 0,96 para la tendencia cuadrática y el filtro de Hodrick-Prescott, respectivamente.

En conjunto, los resultados de las estimaciones para España resultan poco satisfactorios por varios motivos. Según Belmonte y Polo (2004) se pueden clasificar dichos motivos en cuatro: Primero, la mayoría de los autores emplea series anuales que se remontan a 1965 a pesar de que, por ejemplo, no hay series enlazadas de las variables laborales. Segundo, las relaciones de largo plazo estimadas por Virén y Riera son peculiares, la primera porque no incluye la producción y la segunda por la inclusión de la tasa de actividad. Tercera, las estimaciones de Leal *et al.* y Pérez *et al.* con series trimestrales del IPI y VAB no dejan de ser ejercicios sólo justificables por el deseo de comparar los resultados de España y Andalucía. Cuarta, las estimaciones de Virén, Schnabel y Leal *et al.* y Pérez *et al.* prestan escasa atención a analizar las series empleadas. Todos estos motivos hacen que los coeficientes estimados son muy distintos.

Tras esta breve revisión de los estudios existentes en la literatura a nivel nacional y regional, a continuación vamos a comentar los estudios existentes a nivel internacional. A lo largo de los últimos años se han desarrollado una gran cantidad de trabajo empíricos y teóricos a nivel internacional. Sin embargo, resulta difícil en este trabajo hacer referencia a cada uno de ellos. Así, que se va a limitar a citar algunos de ellos.

2.2.2 Trabajos a nivel internacional.

En estudios anteriores, Arthur Okun propuso un nivel de cambio del 3% en la tasa de desempleo por cada cambio de 1% en el crecimiento del PIB, pero en la investigación moderna, los economistas han llevado a cabo evidencias empíricas con el fin de comprobar la validez de la ley de Okun para diferentes regiones durante diferentes periodos de tiempo, con la aplicación de diferentes métodos y técnicas.

Friedman y Watcher (1974) señalaron que la esencia de la ley de Okun consistía en eliminar de la función de producción todas las variables excepto la tasa de paro y la tendencia temporal.

Musa (1996) probó la ley de Okun para siete países (Canadá, Italia, Reino Unido, EE.UU., Francia, Alemania y Japón) utilizando el modelo de series de tiempo estructurales de Harvey, los resultados empíricos muestran que el coeficiente de Okun es mayor en Estados Unidos y el más bajo es en Japón.

Freeman (2000) describió sus principales conclusiones en las que se estima la ley de Okun para la economía de los EE.UU. y sus regiones, y los resultados fueron que el coeficiente de Okun tiene un valor estable de 2 para todos los periodos de tiempo y en todas las regiones de Estados Unidos.

Harris y Silverstone (2001) proponen una alternativa para captar la posible asimetría de la ley de Okun, utilizando modelos de cointegración por umbrales. Su resultados indican la existencia de relaciones asimétricas en la ley de Okun.

Christopoulos (2004) estima la ley de Okun en el ámbito regional de Grecia. La aplicación de pruebas de raíz unitaria y cointegración en panel de datos, y encontró que los resultados son consistentes en seis de las trece regiones examinadas.

Mitchell y Pearce (2010) comprobaron que la tasa de empleo y el crecimiento del PIB se mueven en direcciones opuestas, pero el cambio en la tasa de desempleo provoca menos influencia en el crecimiento del PIB, en comparación con el coeficiente de Okun. Como se puede observar, existen muchos trabajos que han tratado de estimar y cuantificar la relación entre el ciclo de actividad y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural dentro del marco teórico de la Ley de Okun.

Existen una serie de factores que pueden justificar los diferentes resultados obtenidos en la aplicación de esta ley, como son:

- La metodología utilizada: las distintas versiones de la Ley de Okun han sido abordadas de diferentes enfoques metodológicos, desde modelos estáticos, modelos dinámicos basados en los contrastes de causalidad, modelos VAR, modelos de cointegración, hasta modelos dinámicos no lineales para abordar la posible existencia de relaciones asimétricas entre el desempleo y la actividad económica.
- La consideración o no de otras variables adicionales en el modelo: la consideración o no de perturbaciones de demanda y de oferta puede afectar sensiblemente los resultados. De acuerdo con la Ley de Okun, el desempleo opera en un sentido keynesiano en la medida que plantea que la desocupación de recursos productivos retrasa el crecimiento económico debido a que se pierden economías de escala y de aprendizaje, lo cual reduce la productividad social de la economía.
- El método utilizado para calcular la producción potencial: una forma de cuantificar la producción potencial, es analizar los movimientos cíclicos del

producto observado, los cuales, a través del tiempo suponen mayor o menos uso de los recursos productivos. En la literatura actual, existe una controversia implícita sobre la mejor manera de medir la producción potencial. Todas las metodologías propuestas llevan a resultados puntuales de alguna manera diferentes.

- Muchas de las diferencias se explican por los intervalos de tiempo de las series, pues no es lo mismo analizar datos mensuales, trimestrales o anuales. Sin embargo en el largo plazo, los resultados de las mediciones del producto potencial resultan tendencialmente similares.
- La técnica econométrica de estimación utilizada también puede cambiar los resultados.
- La legislación y el grado de rigidez del mercado laboral que presenta cada país. Blanchard (1997), sin una demostración empírica, argumenta que los coeficientes de Okun reflejan, en parte, problemas de las empresas a la hora de contratar y despedir trabajadores, y justifica así el bajo coeficiente estimado de Japón, que presenta un alto grado de seguridad laboral.

3. DESEMPLEO Y CRECIMIENTO EN ESPAÑA Y ANDALUCÍA

Comúnmente, los trabajos que abordan el estudio de esta ley para un país específico o entre países, atribuyen los cambios de la relación de Okun en el tiempo o entre los países, a la existencia de leyes laborales que presentan diferentes grados de rigidez a los mercados de trabajo, dificultando más en algunos períodos que en otros, o más en unos países que en otros la posibilidad de ajuste del empleo. Las estimaciones sobre dicha relación para España indican que, si este país es clasificado dentro de Europa como perteneciente al grupo de países con altos niveles de rigidez de su mercado laboral por sus normativas de protección al empleo (*González Mínguez y Vaca, 2007, pp. 75*), registra una alta sensibilidad de la tasa de desempleo respecto al producto. Ello implica que, existen otros factores adicionales a las leyes laborales que explican los cambios en el tiempo o las diferencias entre países. Además, si la legislación laboral fuera el único factor explicativo, no deberían existir diferencias en la relación desempleo-producto entre regiones de un mismo país, donde se rigen las mismas leyes laborales.

El análisis, desde la perspectiva cíclica, de la economía andaluza no está muy desarrollado. Pero existen algunas excepciones de carácter descriptivo, como 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 importantes sobre la economía andaluza son los de *Herce et al.* (2001) y *Usabiaga* (2003). Por último, hay que señalar que *Leal et al.* (2002) apuntan a una serie de hechos 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. Los resultados indican que, de 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 momentos de recesión.

Con respecto a la relación inversa entre el ciclo de la actividad económica y la evolución cíclica del desempleo, relación macroeconómicamente conocida como “Ley de Okun” se concluye además, que la respuesta del desempleo cíclico al ciclo de la producción es más reducida en Andalucía que en España. La ley de Okun 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.

A principios de los ochenta, Andalucía se caracterizaba por ser una región subdesarrollada, con bajos niveles de producción, de renta, de inversión, de empleo..., con una manifiesta escasa capacidad empresarial, bajo nivel de vida e insuficiente calidad de vida.

El dato que mejor sintetiza la transformación económica de Andalucía es el notable aumento del PIB per cápita (122,5%) entre 1981 y 2010. Pero no sólo ha aumentado la renta, sino que también lo han hecho otros indicadores que expresan los avances económicos y sociales de la región, como el empleo, el nivel de formación de la población, la sanidad, los equipamientos sociales o la dotación de infraestructuras. Pero estas transformaciones no han sido privativas de Andalucía; se encuentran generalizadas por todo el territorio nacional, y en otras áreas del mundo han sido todavía más radicales. La ausencia de grandes conflictos internacionales, el cambio tecnológico y la globalización han sido los factores determinantes del progreso económico mundial en los últimos treinta años, pero Andalucía en particular se ha visto favorecida por las políticas redistributivas del Estado y por la integración en Europa.

La evolución de la economía andaluza en las últimas tres décadas ha tenido un perfil muy similar al de España, compartiendo la fase expansiva de la segunda mitad de la década de los ochenta para sufrir posteriormente la crisis en los primeros noventa e iniciar después una larga recuperación que se truncaría con el desencadenamiento de la actual crisis. La particularidad de la economía andaluza en este extenso período es que acentúa el ciclo de la economía española, con un crecimiento por encima de la media nacional en fases de expansión, pero menor o negativo en los momentos bajos del ciclo. En consecuencia, el PIB por habitante de Andalucía converge o diverge con el de España según la fase del ciclo, moviéndose entre 72,6% y el 77,7% del PIB per cápita español, y concluyendo 2011 con un nivel semejante al de partida en 1982, lo que sitúa a la comunidad en la penúltima posición entre las regiones españolas.

La crisis hace más perceptibles algunos de los desequilibrios de la economía andaluza, presentes en su devenir reciente pero que ahora se muestran con mayor crudeza. El más lacerante de todos es el paro estructural, pues ni en los momentos en los que la actividad económica era más intensa la tasa de paro bajó del 12%, un porcentaje que supera al de las economías desarrolladas en tiempos de crisis, y que se ha elevado hasta el 31,2% al concluir 2011.

Tras el paro se encuentran otros desequilibrios económicos que impiden que esta comunidad tenga un crecimiento sostenible. El más relevante es la diferencia entre lo que se produce (la renta que se genera) y el gasto (la demanda interna). Año tras año, la demanda interna (consumo más inversión) ha superado a la renta. Un desequilibrio que se ha podido producir principalmente por las transferencias públicas de renta que ha recibido Andalucía de Europa y del resto de España. Pero cuando ese desequilibrio ha aumentado (en 2007 la demanda interna superó al PIB en un 17,6%), las transferencias de renta han sido insuficientes y ha sido necesario acudir al crédito externo para mantener los niveles de gasto, generándose con ello un elevado nivel de endeudamiento. El desequilibrio entre renta y gasto tiene su origen en los flujos económicos con el resto del mundo, caracterizados por que las importaciones andaluzas superan sistemáticamente a las exportaciones (la estimación más fiable la ofrece el marco input/output de Andalucía, que arrojaba un déficit en 2005 de 20.612 millones de euros, equivalentes al 16,2% del PIB).

En los años de expansión que precedieron a la actual crisis (1996/2007), el patrón de crecimiento giró sobre el sector inmobiliario y los servicios públicos y de consumo,

propiciando un crecimiento extensivo en empleo, mientras que no aumentaba la productividad, pero si lo hacían los costes laborales por unidad de producto y la inflación era sistemáticamente superior a la de nuestro entorno económico. Como consecuencia de ello, la economía andaluza fue perdiendo competitividad: por una parte, al ser incapaz de competir con las áreas más desarrolladas en bienes y servicios más avanzados y, por otra, porque la competencia con países de menor desarrollo se va haciendo más difícil por el progreso de éstos y por sus menores costes laborales.

Otro desequilibrio notable de Andalucía es el elevado peso del sector público y su funcionalidad. Diversos parámetros (gasto público en relación al PIB: 26,5%, empleo público respecto a empleo total: 17,4%) ponen de manifiesto que su protagonismo es más elevado que la media española.

Como consecuencia de los desequilibrios referidos, la crisis económica está generando un impacto en Andalucía más intenso que en Europa y España en términos de contracción de la producción, de destrucción de puestos de trabajo y de cierre de empresas. Además, las tendencias en el escenario económico internacional (creciente liberalización, emergencia de países competidores, notable reducción de fondos europeos) y nacional (tendencia a la reducción de redistribución territorial de la renta) hacen prever un contexto externo menos favorable para un desarrollo futuro. Por todo ello, las posibilidades de progreso futuro para Andalucía serán muy limitadas si no se producen transformaciones en su sistema productivo y en sus instituciones que permitan resolver los desequilibrios referidos y mejorar su capacidad competitiva.

Por otro lado, podemos decir que uno de los elementos más relevantes para el análisis de la evolución de la economía andaluza en los últimos treinta años del pasado siglo ha sido su proceso de creciente terciarización. Es evidente que ello no revela un hecho singular, pues el proceso es similar al de otras economías de su entorno; es más, responde a la lógica de crecimiento común de las economías en el marco del modelo de desarrollo convencional capitalista. Lo que sí presenta características diferenciadoras es el tránsito del subdesarrollo a una economía “terciarizada” y los profundos cambios que provoca en el comportamiento sectorial de la producción y del empleo.

Hay un significativo grado de consenso en la literatura referente para el estudio del sector servicios, al considerar la terciarización de una economía como un indicador de

“desarrollo económico”, es decir, se considera que el avance de los servicios es, en sí mismo, sinónimo de “desarrollo”⁵.

Sin embargo, como siempre ocurre en ciencias sociales, establecer una relación unívoca, de correlación directa, entre grado de desarrollo y nivel de terciarización de la estructura productiva, resulta muy arriesgado.

En síntesis, la economía andaluza paso de ser una economía agraria a situarse al final del siglo como una economía de servicios, y lo hizo sin mediar los procesos de industrialización y desagrarización propios de otras economías vecinas.

Si observamos la situación de las distintas actividades dentro del sector, constatamos que el peso del sector servicios en Andalucía se debe fundamentalmente a las actividades relacionadas con el comercio y el turismo; y a los servicios no destinados a la venta. Ello es consecuencia del peso que tienen las Administraciones Públicas en el conjunto del sector servicios.

A continuación, para ver cómo ha ido evolucionando la relación entre crecimiento y desempleo vamos a centrarnos en estudiar esta situación para España y para la comunidad autónoma de Andalucía en el período comprendido entre 1995 – 2013.

En cuanto a los datos utilizados para el análisis que planteamos en este trabajo, en lo relacionado con el mercado de trabajo contamos con la Encuesta de Población Activa (EPA) que nos proporciona las cifras trimestrales de parados, ocupados y activos. Por otro lado, para ver la evolución del PIB en España y Andalucía contamos con los datos proporcionados en el Instituto Nacional de Estadística (INE).

En primer lugar, vamos a realizar un análisis de cómo ha variado el desempleo en España y en Andalucía para el periodo de tiempo 1995 – 2013:

3.1 DESEMPLEO EN ESPAÑA Y ANDALUCÍA

Si analizamos el desempleo, en todo el período de estudio, Andalucía tiene una tasa de desempleo mayor que la española. En los períodos de crisis como fueron el principio de los años 90 y la crisis de 2007 que, aún sigue afectando al momento actual, la brecha entre ambos porcentajes es menor, aunque se distribuyen de forma muy similar en todo el período.

⁵ La corriente neoclásica, en el marco de la teoría de los estadios de desarrollo (Bell, 1973; Touraine 1967), considera que la terciarización es consecuencia del crecimiento económico.

En el gráfico se puede observar claramente el momento de las dos crisis económicas mencionadas, ya que a partir de esas fechas, en 1990 y 2007, se observa un aumento de la tasa de desempleo.

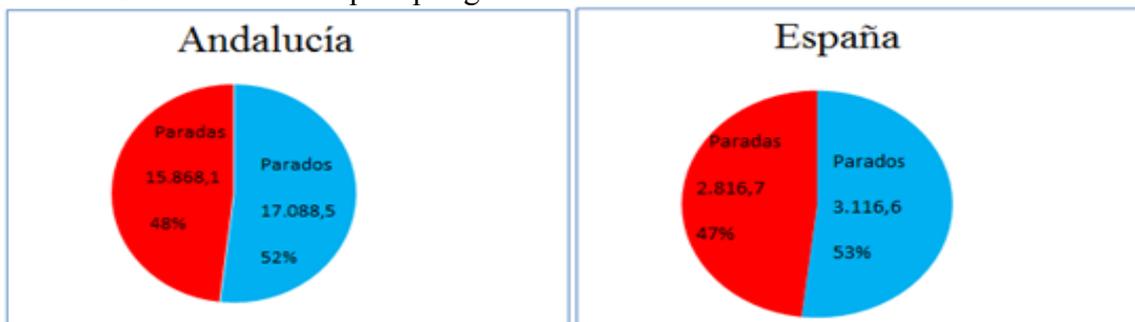
Gráfico 1. Evolución del desempleo en Andalucía y el total español



Fuente: elaboración propia a partir de los datos del INE

Por otro lado, también podemos comparar la diferencia de género tanto en los parados españoles como en los andaluces. En los dos siguientes gráficos vemos como el porcentaje de paradas en Andalucía es ligeramente superior al español con un 48% frente a un 47%. Pero en ambos casos, del total de desempleados, el porcentaje de hombres parados es mayor que el de mujeres.

Gráfico 2. Tasas de desempleo por género

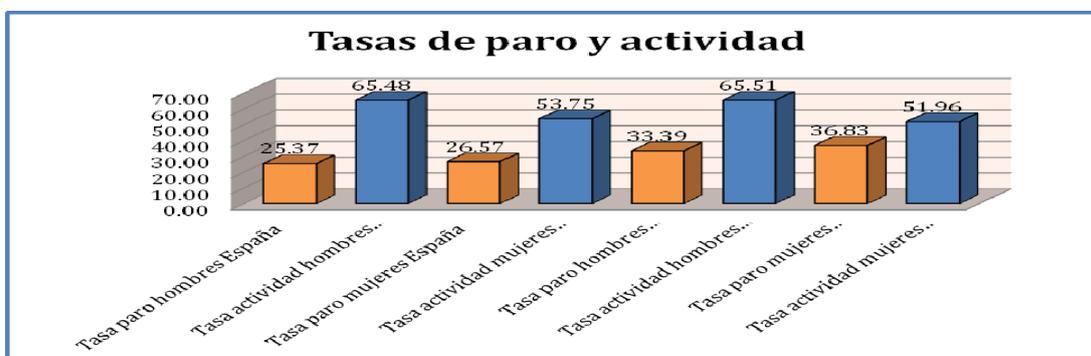


Fuente: elaboración propia, datos EPA

Sin embargo, si nos fijamos en las tasas de paro y actividad andaluzas y españolas sí que encontramos mayores diferencias tanto entre géneros como entre las dos series. Respecto a la tasa de paro entre hombres y mujeres en Andalucía es mayor que en España, siendo las tasas de paro para ambos sexos mucho mayores en Andalucía que en España. En el caso de las mujeres andaluzas, por ejemplo, es de 36.83% de paradas

frente a un 26.57% de paradas españolas. Por otro lado, con respecto a la tasa de actividad, las cifras son bastante parecidas en el caso andaluz y en el español, siendo también la diferencia entre sexos, en ambos casos, relativamente iguales.

Gráfico 3. Tasas de paro y actividad en España y Andalucía



Fuente: elaboración propia, datos EPA

4. APLICACIÓN EMPÍRICA

4.1 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 trimestrales de parados, ocupados y activos. 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, 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

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

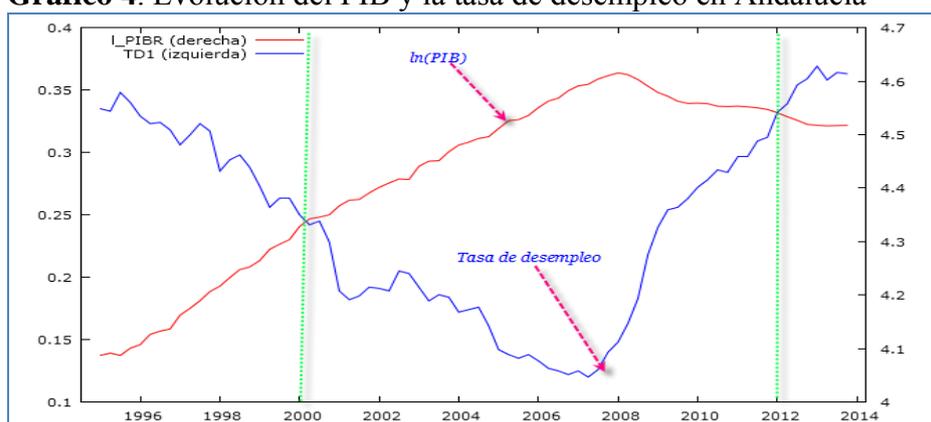
disponibles, con frecuencia mensuales y trimestrales, que cubren tanto el lado de la demanda como el lado de la oferta de la economía andaluza.

En nuestro trabajo hemos optado por seguir la primera alternativa utilizando los datos de la segunda alternativa citada (VAB). Más concretamente, entre los indicadores disponibles en las frecuencias comentadas para Andalucía, hemos seleccionado el conjunto de datos de **Contabilidad Trimestral (Base 2008) que corresponde al Índice de volumen encadenado. Datos ajustados de estacionalidad y de calendario.**

Debemos señalar que todos los análisis se llevan a cabo sobre la serie del PIB transformada en logaritmos naturales. Asimismo, dado el objeto del presente trabajo, es interesante descomponer las series en varios componentes (tendencia, ciclo, estacional e irregular).

El componente estacional en los datos de la tasa de desempleo se ha eliminado a través del procedimiento TRAMOSEATS 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. 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 (gráfico 4). La serie temporal ajustada de estacionalidad surge como resultado de eliminar el componente estacional así estimado de la serie original.

Gráfico 4. Evolución del PIB y la tasa de desempleo en Andalucía



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. El principal motivo de la gran difusión de este filtro es que produce componentes cíclicos y tendenciales razonables, motivo por el que también lo adoptamos para nuestro análisis.

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 tendencia⁷.

A partir de la aplicación del filtro de HP hemos obtenido las brechas de desempleo y del PIB. En el siguiente gráfico se muestra la evolución de los componentes cíclicos del PIB y la tasa de desempleo en Andalucía.

Tabla 1. Brecha de desempleo y PIB aplicando el filtro de Hodrick y Prescott.

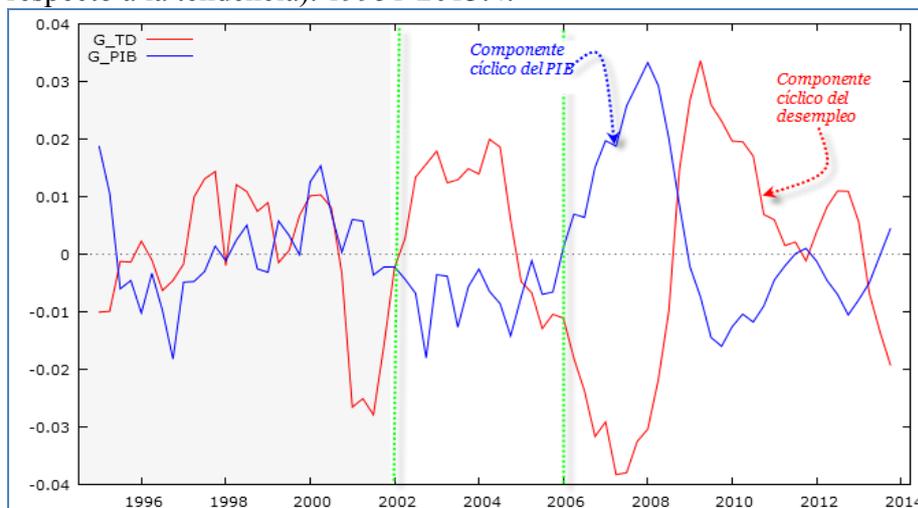
Nombre de la variable	Descripción	Muestra considerada
GPIB	Componente cíclico de logaritmo neperiano del PIB	Datos trimestrales que cubren el periodo 1995 hasta el último trimestre de 2013
GTD	Componente cíclico de la tasa de desempleo	Ambas variables han sido desestacionalizadas previamente

⁷ En términos matemáticos, la tendencia obtenida con el filtro HP ($y^{HP} t$) a partir de una serie temporal y_t de longitud T es aquella que resuelve el siguiente problema de optimización:

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

Estableciendo que λ es una constante conocida como el parámetro de suavización, cuya función en la minimización es penalizar la suma de las diferencias del componente permanente, entre menor sea el valor de este parámetro, el componente puede fluctuar más, y entre mayor sea, más se penalizan las fluctuaciones de la tendencia. En este trabajo se ha utilizado λ , los valores estándar recomendados en los trabajos empíricos (1600 para datos trimestrales)

Gráfico 5. 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). 1951-2013:4.



A partir del gráfico 5 cabe destacar las siguientes conclusiones: i) en términos generales, se observa una clara relación negativa entre la brecha de la producción y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural. ii) La observación de dicho gráfico parece sugerir que se aprecian distintos patrones cíclicos en la producción y el desempleo dentro del período muestral considerado. Si nos fijamos en la primera parte de la muestra (entre 1995 y 2001) cabe destacar que no parece existir una relación clara entre las dos variables. Sin embargo, el comportamiento de ambas variables a partir del primer trimestre de 2002 hasta el último trimestre de 2013 es bastante diferente. En este último caso, se observa que dinámica la tasa de desempleo se caracteriza por un comportamiento contracíclico con respecto a la brecha de producción. Este comportamiento en la evolución de los dos componentes cíclicos nos invita a plantear todo el análisis que realizamos a continuación dividiendo la muestra en dos submuestras temporales. La primera muestra cubre el período 1995:1-2001:4, mientras que la segunda submuestra cubre el período 2002:1 hasta el último trimestre de 2013.

4.2 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN PARA ANDALUCÍA

4.2.1 Consideraciones previas

Como ya hemos mencionado anteriormente, 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 desempleo respecto a la suya:

$$u_t - u_t^p = \beta(y_t - y_t^p) \quad (3.1)$$

Antes de proceder a la estimación de la Ley de Okun para Andalucía merece la pena hacer algunas reflexiones acerca de la metodología utilizada en los trabajos empíricos para verificar el cumplimiento de dicha ley.

Los resultados obtenidos por Okun tuvieron una gran repercusión en los Estados Unidos debido a que las estimaciones oficiales del producto potencial y el superávit presupuestario asociado con aquél, se convirtieron en indicadores indispensables a la hora de evaluar la intensidad de las políticas de estabilidad. De hecho, gracias a su gran impacto, desde su aparición y hasta la actualidad han ido surgiendo en la literatura diversas cuestiones, modificaciones y numerosas críticas de las diferentes versiones de dicha Ley. Con el objetivo de abordar las diversas críticas que han ido apareciendo en la literatura, vamos a agruparlos en dos aspectos.

Especificación del modelo. La primera crítica está relacionada con la forma de especificación de los modelos econométricos correspondientes a las tres versiones de la ley de Okun presentadas anteriormente. Tal como se ha indicado en el apartado anterior, Okun partía del supuesto que la tasa de paro sea considerada como la variable dependiente, mientras que, la tasa de crecimiento del producto se consideraba exógena, asumiendo a priori una relación causal unidireccional *Crecimiento* \Rightarrow *Desempleo*. En consecuencia, durante muchos años, se asumió erróneamente que sería válido calcular el coeficiente de Okun utilizando la inversa de la pendiente del modelo estimado. A partir de fundamentos econométricos, Barreto y Howland (1993) criticaron el uso del valor inverso del coeficiente estimado para calcular la magnitud del efecto de una variable sobre la otra en el sentido contrario al estimado y demostraron que sería un estimador sesgado que ha generado mucha confusión y problemas de sobrestimación en el coeficiente de Okun. En este sentido, Barreto y Howland (1993) planteaban que existía una relación de endogeneidad entre ambas variables y demostraban que los resultados de estimar el crecimiento sobre el desempleo y a la inversa no generaban resultados idénticos. En efecto, dicho autores, argumentaron que despojando la cuestión de la justificación teórica de una relación causal en particular, se debe elegir entre un modelo

u otro basándose en contrastes estadísticos adecuados (el producto o la tasa de paro como variable dependiente) y en función de cuál es la variable que se quiera predecir a partir de los valores pasados de ambas variables. En concreto los autores observaron que en el caso de Japón había una sobreestimación del efecto del desempleo sobre el crecimiento, lo cual lo atribuyeron a la baja correlación entre el desempleo y el producto para el período analizado⁸.

Metodologías utilizadas. Si estimamos la relación de Okun dada en la ecuación (3.1) considerando 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 previsibles 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. Esta crítica, se puede solventar planteando la versión dinámica del modelo de Okun.

De hecho, en base a estas dos críticas principales nuevas propuestas metodológicas han ido surgiendo con el paso del tiempo, permitiendo no sólo paliar las limitaciones del procedimiento propuesto inicialmente por Okun, sino además enriquecer el conocimiento de las relaciones estudiadas. Entre estas nuevas propuestas metodológicas, se puede mencionar los modelos dinámicos tanto en su versión univariante como en su versión multivariante de Vectores Autorregresivos (VAR). Estos últimos han sido ampliamente utilizados en la literatura dada su flexibilidad y su propio carácter multivariante. En este tipo de modelos cada variable viene explicada por sus propios retardos y los del resto de las variables del sistema permitiendo así, la endogeneidad de cada una de las variables sin imponer restricciones a priori (Blanchard

⁸ El coeficiente ϕ de la regresión inversa de ΔY sobre ΔU no sólo capta el efecto directo del desempleo sobre la tasa de crecimiento, que matemáticamente sería equivalente a $(1/\beta)$, sino además sería la mejor aproximación lineal a la proporción en la cual el valor esperado del término del error del modelo econométrico (ε) crece cuando ΔU aumenta, generando problemas de heteroscedasticidad. Este hecho, general un estimador $|\phi| < 1/\beta$, a menos que los términos de error sean iguales a cero. De hecho, el cociente $|\phi|/(1/\beta)$ sería igual a la unidad sólo si el predictor óptimo y el inverso fueros idénticos, iguales a $(\text{correlación}(\Delta Y, \Delta U))^2$. Estos resultados demuestran que el coeficiente de Okun obtenido $1/\beta$ sería sobreestimado (para más detalle Ver Anexo 2 en Liquitaya y Lizarazu, 2003).

y Quah, 1989). Los modelos dinámicos resultan interesantes en el sentido que permiten captar el carácter parsimonioso del ajuste de las variables y la inercia en el comportamiento de las mismas.

Teniendo en cuenta estas dos críticas principales a cerca de la estimación de la Ley de Okun, en el presente trabajo se ha 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 modelo de vectores autorregresivos (VAR) bivariante. Para desarrollar los aspectos teóricos del marco metodológico utilizado en este trabajo he consultado varios libros de econometría, entre los cuales podemos citar el libro de Greene (1998) y el de Woolridge (2001). Para algunos aspectos concretos del desarrollo he recurrido al libro de Lutkepohl (1993). Todos ellos están disponibles en la biblioteca de la Facultad de Economía y Empresa de Zaragoza.

El modelo de Vectores Autorregresivos fue propuesto por Sims (1980) y se trata de un sistema de k ecuaciones donde en cada ecuación aparece despejada una variable diferente en función de los retardos de todas y cada una de las variables del sistema y de sus propios retardos. Sims (1980) en su artículo “macroeconomic and reality” critica la forma tradicional de elaboración de los modelos macroeconómicos (al estilo de la Cowles Comisión), afirmando que la mayor parte de las restricciones que aparecen en los modelos estructurales son falsas y establece las siguientes bases, en las que se asienta la modelización de los Vectores Autorregresivos (VAR):

- (a) No hay conocimientos teóricos suficientes para clasificar a las variables en endógenas y exógenas. En aspecto que ha sido fuertemente criticado en la estimación de la ley de Okun tal como hemos comentado anteriormente.
- (b) No es posible a priori establecer restricciones tipo cero en las ecuaciones estructurales para lograr sus identificaciones.
- (c) Adicionalmente, Sims se plantea la importancia de las relaciones dinámicas en los fenómenos económicos y la escasa información que la Teoría Económica, en la que habitualmente se basan los modelos estructurales, aporta sobre estas relaciones dinámicas.

La gran aportación de Sims fue, precisamente, considerar conjuntamente todas estas limitaciones, lo que le llevó a desarrollar un marco alternativo de especificación y

análisis con modelos econométricos, tratando de solventar los problemas que, a su juicio, presentaban las aproximaciones estructurales clásicas.

La propuesta de Sims consistía en el planteamiento de un modelo débilmente restringido, en el que no hubiera que imponer a priori ninguna condición sobre las características de exogeneidad o endogeneidad de las variables del sistema (todas las variables son consideradas como endógenas) ni, por supuesto, sobre los efectos concretos de una variable sobre otras.

En cuanto a la dinamicidad del modelo, y en la misma línea de restringirlo en la menor medida posible, Sims propone determinar únicamente el número máximo de retardos con el que intervienen las variables y dejar que sean los propios datos o, más bien, su caracterización estadística los que determinan finalmente la longitud temporal del modelo.

En definitiva, el modelo propuesto por Sims (1980) consiste en la especificación de un sistema de ecuaciones (tantas como variables incluidas en el modelo) en el que cada variable depende de su pasado (retardos) y del pasado del resto de las variables del sistema. Se trata, por tanto, de un conjunto de ecuaciones autorregresivas por lo que a este tipo de modelos se les denomina Vectores Autorregresivos (VAR).

4.2.2 Estimación dinámica de la Ley de Okun

Consideremos, inicialmente que se pretende modelizar el comportamiento de la variable GPIB, que se sabe que está relacionada con otra variable GDE cuyos procesos se pueden representar por esquemas autorregresivos de orden p (p retardos). La expresión de un modelo VAR (P) bivalente que relaciona las variables GPIB y GTD viene dada por la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} GPIB_t &= \sum_{i=1}^p \alpha_i^1 GPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i^1 GTD_{t-i} + u_{1t} \\ GPIB_t &= \sum_{i=1}^p \alpha_i^2 GPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i^2 GTD_{t-i} + u_{2t} \end{aligned} \quad (4.1)$$

Donde:

- p es el número de retardos considerados en la especificación del modelo y que será determinado de acuerdo a la estructura de los datos

- α_i^j y β_i^j ($i=1,2,\dots,p$) ($j=1,2$) son los parámetros del modelo correspondientes al retardo i -ésimo en la ecuación j -ésima que acompañan a las variables GPIB y GTD, respectivamente:
- u_{it} representa la perturbación de la variable y_{it} en el momento t . Ambas innovaciones tiene valor esperado igual a cero y se cumple que:

$$E(u_{it}u_{is}) = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq s \\ \sigma_i^2 & \text{si } t = s \end{cases} \text{ y, además: } E(u_{1t}u_{2s}) = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq s \\ \sigma_{12} & \text{si } t = s \end{cases}$$

lo que implica que puede existir correlación contemporánea entre ambas perturbaciones, pero no correlación en distintos momentos del tiempo. Para simplificar se suele añadir el supuesto de que las perturbaciones se comportan como un ruido blanco (no autocorrelación serial, homoscedasticidad y distribución normal).

En forma matricial la expresión (3.1) se puede escribir de la siguiente forma:

$$\begin{pmatrix} GPIB_t \\ GTD_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1^1 & \beta_1^1 \\ \alpha_1^2 & \beta_1^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} GPIB_{t-1} \\ GTD_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \alpha_p^1 & \beta_p^1 \\ \alpha_p^2 & \beta_p^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} GPIB_{t-p} \\ GTD_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (4.2)$$

4.2.3 Especificación y estimación del modelo VAR

Un modelo VAR (p) puede considerarse como la forma reducida de un sistema de ecuaciones simultáneas. Esta interpretación permite realizar la estimación de los parámetros de dicho modelo utilizando procedimientos de estimación MCO ecuación por ecuación.

Sin embargo, para la estimación del modelo tenemos que determinar primer el orden óptimo de retardo (p) en la especificación del modelo VAR.

Dado que en la práctica, el orden de retardo (p) es desconocido y debería ser determinado. Esta determinación debe realizarse, en general, de forma cuantitativa, analizando los propios resultados de estimación y comparando los resultados obtenidos en modelos con órdenes de retardos alternativos, ya que como decíamos, no es frecuente encontrar evidencias teóricas al respecto. En la práctica: el valor de p debe ser: i) lo suficientemente pequeño para que sea operativo y evitar una sobreparametrización y ii) lo suficientemente grande para garantizar que los residuos resultantes sean compatibles con la hipótesis de ruido blanco (ver Lutkepohl, 1993). Asimismo, cabe mencionar que la selección inadecuada del orden del retardo en la especificación de un modelo VAR puede generar diversas consecuencias entre las cuales podemos destacar que la

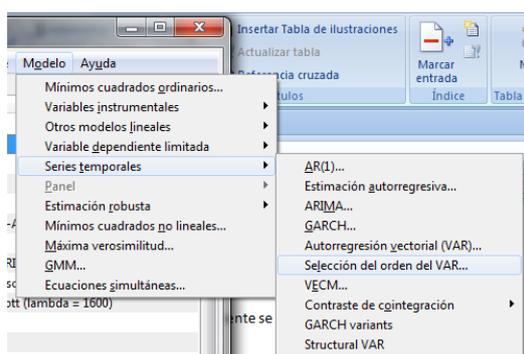
utilización de p innecesariamente grande reduciría la precisión de las predicciones generalizadas por el correspondiente modelo VAR.

En definitiva, resulta de gran importancia definir una serie de criterios para elegir el orden adecuado del retardo. En la literatura se han desarrollado diversos criterios y contrastes para seleccionar el orden del retardo en un modelo VAR.

Los criterios habitualmente utilizados para la selección entre modelos alternativos con diferentes órdenes de retardos son el Criterio de Información de Akaike (AIC), el Criterio de Schwarz (SC) y el criterio de Hannan y Quinn (HQ) entre otros. Una descripción detallada de estos criterios están en el Anexo 2.

4.2.4 Resultados de la selección de retardos

Recordar que para la estimación dinámica de la ley de Okun hemos considerado dos submuestras, antes y después de 2002. Los diferentes criterios mencionados anteriormente se han calculado mediante el uso del programa estadístico Gretl⁹:



Partiendo de un retardo máximo de 8 períodos, los resultados obtenidos para las dos muestras consideradas se recogen en las Tablas 2 y 3, respectivamente.

⁹ He utilizado este programa estadístico dado que a lo largo de las asignaturas de econometría cursadas en la carrera se ha utilizado dicho programa. No sólo es fácil de utilizar sino además es un programa gratuito.

Tabla 2. Selección del orden de retardo del modelo VAR para el subperíodo: 1995:1-2001:4

Retardos	AIC	BIC	HQC
1	-14.16	-13.96*	-14.12
2	-13.91	-13.51	-13.83
3	-14.28*	-13.68	-14.16*
4	-14.11	-13.32	-13.96
5	-13.99	-12.99	-13.79
6	-14.13	-12.93	-13.89
7	-14.18	-12.79	-13.91
8	-14.07	-12.48	-13.76

Tabla 3. Selección del orden de retardo del modelo VAR para el subperíodo: 2002:1-2013:4

Retardos	AIC	BIC	HQC
1	-14.67	-14.54*	-14.62
2	-14.78	-14.52	-14.68*
3	-14.78	-14.39	-14.62
4	-14.86	-14.34	-14.66
5	-14.87	-14.22	-14.61
6	-14.91	-14.12	-14.60
7	-14.99*	-14.08	-14.63
8	-14.96	-13.91	-14.54

Los asteriscos de abajo indican los mejores (es decir, los mínimos) valores de cada criterio de información, AIC = criterio de Akaike, BIC = criterio bayesiano de Schwarz y HQC = criterio de Hannan-Quinn.

Partiendo de un retardo máximo de 8 retardos, en el caso del primer período muestral, los valores mínimos de los Criterios AIC y HQC se obtienen para el tercer retardo. En cuanto al criterio BIC, el valor mínimo se obtiene para el primer retardo.

En el caso de la segunda muestra (2002:1-2013:4), al igual que el caso anterior los resultados son diferentes dependiendo del criterio de selección considerado. En este caso, el criterio AIC se minimiza para el séptimo retardo, el BIC para el primer retardo y el HQC se minimizan en el segundo retardo.

4.2.5 Estimación y chequeo del modelo

A la vista de estos resultados, hemos decidido estimar diferentes modelos en cada una de las submuestras consideradas. Cada uno de los modelos estimados será sometido a una batería de contrastes con el objetivo de verificar si los residuos de dicho modelo se comportan como un ruido blanco. En concreto, en cada modelo estimado se ha contrastado la posibilidad de autocorrelación, fenómeno bastante común en los trabajos con datos y series temporales. Asimismo, se ha contrastado la posibilidad de existencia de heteroscedasticidad autorregresiva condicionada (Efecto ARCH) y, por último se ha verificado si los residuos se comportan como un ruido blanco. Para contrastar la existencia de autocorrelación se ha utilizado el estadístico de Breusch-Godfrey (1978). Este estadístico es asintóticamente válido en presencia de variables dependientes retardadas y lo suficientemente flexible como para considerar órdenes de correlación serial alternativos. Para comprobar la homoscedasticidad y tratándose de series

temporales, se ha realizado los contrastes de ausencia de heterocedasticidad autorregresiva condicionada (efectos ARCH) utilizando el procedimiento propuesto por Engle (1982). Finalmente, la normalidad de los residuos se ha contrastado utilizando el estadístico de Jarque Bera. Una descripción detallada de los diferentes contrastes se puede consultar en el Anexo 3.

Teniendo en cuenta la gran cantidad de modelos que se ha tenido que estimar y dada la limitación de espacio, a continuación voy a presentar de forma breve y resumida los diferentes resultados obtenidos:

- i) En el caso del primer período considerado (1995:1-2001:4) el modelo VAR estimado con 1 retardo no presenta problemas de autocorrelación de primer orden, aunque para el cuarto orden se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación serial en favor de la alternativa de que los residuos siguen un AR (4). Ahora bien, si consideramos un nivel de significación del 1%, el valor del estadístico no rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación. Además, al estimar el modelo VAR incluyendo 2 retardos de cada una de las dos variables explicativas, por un lado se superan todas las etapas de chequeo, pero por otro lado, todos los parámetros correspondiente al segundo retardo no resultan estadísticamente significativos al 5% de nivel de significación. En consecuencia, hemos optado por considerar que el modelo VAR con un retardo sería susceptible de representar la dinámica de los datos en este primer período de la muestra
- ii) En el caso del segundo subperíodo (2002:1-2013:4), los modelos VAR con 1, 2 y 3 retardos estimados no superan la etapa de chequeo. Los tres presentan problemas de autocorrelación de primer y cuarto orden. Así y en vista de estos resultados se ha decidido estimar un modelo incluyendo 7 retardos que era el modelo que fue seleccionado según el criterio de AIC. Los resultados de la estimación del modelo VAR con 7 retardos se detallan en la Tabla 6.

Una vez determinado, el orden óptimo de retardo del modelo VAR en cada una de las submuestras consideradas, el siguiente paso consiste en estimar el modelo. El procedimiento de estimación utilizado para la estimación de los dos modelos VAR seleccionado en la etapa anterior ha sido el de Mínimos Cuadros Ordinarios (MCO) Ecuación por Ecuación.

Veamos, en primer lugar, el resultado de la estimación del modelo en el primer período. En la Tabla 4 se recogen los resultados de la estimación del modelo, mientras que en la Tabla 5 se detallan los diferentes contrastes de chequeo realizados sobre dicho modelo. A la vista de los resultados podemos extraer las siguientes conclusiones:

Atendiendo a los valores de los t-ratios (estadístico t para contrastar la significatividad individual de los parámetros en el modelo VAR), observamos que en cada una de las dos ecuaciones, el único coeficiente que resulta individualmente significativo es su propio retardo. Es decir, cada una de las variables viene explicada únicamente por su primer retardo, comportándose así como un AR de primer orden. Este resultado parece indicar que no existe ningún tipo de relación entre la Brecha del PIB y la Brecha de la tasa desempleo en Andalucía a lo largo del período muestral 1995:1-2001:4. Esta cuestión será analizada en el siguiente apartado a la hora de abordar el tema de causalidad entre las variables del modelo VAR.

Tabla 4. Estimación del modelo VAR (1) para el período muestral: 1995:1-2001:4

	Parámetros	t-ratio	parámetros	t-ratios
	ecuación 1: GPIB		ecuación 2:GTD	
GPIB(t-1)	0.524	3.718	-0.112	-0.589
GTD(t-1)	0.129	1.316	0.775	5.883
R ²	0.584		0.584	

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de la estimación en Gretl.

Tabla 5. Contrastes de Chequeo del modelo VAR (1) estimado para el primer período muestral: 1995:1-2001:4

	Ecuación GPIB	Ecuación GTD	Valores críticos al 5%
Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación: Hipótesis nula: no hay autocorrelación			
LMBG(1)	1,71	1,07	3,84
LMBG(4)	11,24*	4,33	9,38
Contraste de homoscedasticidad: Hipótesis nula: no hay efecto ARCH			
ARCH(1)	1,745	3,06	3,84
ARCH(4)	2,084	12,48 *	9,38
Contraste de normalidad: Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente			
Jarque-Bera	1,062	5,002	5,99

Fuente: elaboración propia a partir de los diferentes contrastes realizados sobre cada una de las ecuaciones
 Nota: en todos los contrastes, un valor del estadístico mayor que su correspondiente valor crítico, implica el rechazo de la hipótesis nula. Por el contrario, un valor menor que su correspondiente valor crítico nos lleva a no rechazar la hipótesis nula.

Un * implica el rechazo de la hipótesis nula al 5% de nivel de significación.

A continuación, se estima el modelo VAR (7) especificado para el segundo período considerado (2002:1-2013:4). En la Tabla 6 se recogen los resultados de la estimación de los diferentes parámetros en cada una de las ecuaciones.

Tabla 6. Sistema del modelo VAR(7): estimaciones de MCO utilizando las observaciones 2002:1-2013:4 (T = 41)

	ecuación 1:GPIB		ecuación 2: GTD	
	Coefficiente	t-ratio	Coefficiente	t-ratio
GPIB(t-1)	1.088	6.354	0.163	0.526
GPIB(t-2)	-0.752	-3.264	-0.308	-0.736
GPIB(t-3)	0.690	3.253	1.043	2.705
GPIB(t-4)	-0.572	-2.863	-0.547	-1.507
GPIB(t-5)	0.306	1.710	0.724	2.230
GPIB(t-6)	-0.419	-2.582	-0.669	-2.272
GPIB(t-7)	0.157	1.391	0.324	1.587
GTD(t-1)	-0.295	-2.941	1.306	7.163
GTD(t-2)	0.063	0.411	-0.286	-1.024
GTD(t-3)	0.118	0.779	-0.227	-0.825
GTD(t-4)	0.048	0.312	0.375	1.352
GTD(t-5)	-0.403	-2.534	0.009	0.032
GTD(t-6)	0.403	2.675	0.078	0.286
GTD(t-7)	-0.271	-2.510	0.020	0.103
R ²	0.967		0.951	

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de la estimación en Gretl.

Los resultados detallados correspondientes a los diferentes contrastes de chequeo del modelo se recogen en la Tabla 7.

De forma análoga al caso anterior, vamos a tratar de resumir los resultados obtenidos en ambas tablas en los siguientes puntos:

- En términos generales, podemos considerar que el modelo VAR incluyendo 7 retardos está correctamente especificado. Todos los valores del estadísticos de no autocorrelación se encuentran por debajo de sus valores críticos al 5%, permitiendo aceptar la hipótesis nula de no autocorrelación serial de orden 1 y 4.
- Tampoco se detecta la presencia de heteroscedasticidad autorregresiva condicionada, ya que para ambas ecuaciones del modelo, los valores LM del estadístico ARCH son menores que sus correspondientes valores críticos.
- Atendiendo a los resultados del estadístico LM de Jarque-Bera, podemos concluir los términos del error en ambas ecuaciones del modelo siguen una distribución normal.
- Si nos fijamos en los t-ratios obtenidos en las dos ecuaciones cabe destacar que:
 - i) en la ecuación de la brecha del PIB la mayor de los coeficiente resultan estadísticamente significativos al 5% de nivel de significación. En concreto, 9 de

los 14 coeficientes de dicha ecuación presentan valores de t-ratios mayores que 1,98 (valor crítico de la t de student al 5%). Además, mucho de los retardos de la variables TD en dicha ecuación son altamente significativos, lo que podría estar indicando que una parte del componente cíclico del PIB en Andalucía viene explicado por los valores pasado de la brecha de la tasa de desempleo. Dicha cuestión será contrastada en el próximo apartado. 2) Por su parte en la ecuación de la brecha del desempleo, aunque hay un número elevado de parámetros son significativos al 5%, pero sigue siendo menor que en el caso de la ecuación del PIB. En dicha ecuación, llama la atención que los retardos significativos del PIB son los correspondiente al tercer, quinto y sexto retardo, por lo que se apunta hacia un cierto retraso en la respuesta del paro. La respuesta más rápida del desempleo cíclico al ciclo de la actividad económica en el caso andaluz podría ser consistente con la mayor rigidez del mercado laboral en el caso andaluz.

- Finalmente, mencionar que los coeficiente de determinación en ambas ecuaciones son relativamente altos, indicando el buen poder explicativo del modelo estimado, aunque también, debemos de reconocer que dicho resultado suele ser bastante común tratándose de datos de series temporales.

Tabla 7. Contrastes de Chequeo del modelo VAR (7) estimado para el segundo período muestral: 2002:1-2013:4

	Ecuación GPIB	Ecuación GTD	Valores críticos al 5%
Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación: Hipótesis nula: no hay autocorrelación			
LMBG(1)	0,418	1,80	3,84
LMBG(4)	6,688	4,561	9,38
Contraste de homoscedasticidad: Hipótesis nula: no hay efecto ARCH			
ARCH(1)	0,044	0,097	3,84
ARCH(4)	1,143	2,437	9,38
Contraste de normalidad: Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente			
Jarque-Bera	0,355	5,001	5,99

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de la estimación en Gretl.

Nota: en todos los contrastes, un valor del estadístico mayor que su correspondiente valor crítico, implica el rechazo de la hipótesis nula. Por el contrario, un valor menor que su correspondiente valor crítico nos lleva a no rechazar la hipótesis nula.

Un * implica el rechazo de la hipótesis nula al 5% de nivel de significación.

4.3 ANÁLISIS DE LA CAUSALIDAD

A lo largo del apartado anterior se ha analizado la especificación, la estimación y verificación de los diferentes modelos VAR. Un modelo VAR, generalmente, no se estima para hacer inferencia acerca de coeficientes de variables individuales. Por un

lado, la baja precisión en su estimación, desaconseja cualquier análisis de coeficientes individuales. Tiene mucho sentido, por el contrario, el análisis conjunto de los coeficientes asociados a un bloque de retardos en una determinada ecuación. Por otro lado, los parámetros estimados del modelo VAR son difíciles de interpretar desde el punto de vista económico.

Para superar estas dos limitaciones existen dos herramientas alternativas que ofrece el modelo VAR que resultan interesantes para analizar las relaciones dinámicas entre las diferentes variables del modelo. Estas dos herramientas son: i) El análisis de Causalidad en el sentido de Granger y ii) Las funciones impulso respuesta.

Ambos procedimientos permiten interpretar económicamente los resultados obtenidos de la estimación ya en este tipo de modelos, una interpretación individual de cada parámetro estimado resulta muy difícil, además de tediosa, conforme aumenta el número de variables y retardos incluidos en la especificación del mismo.

En este apartado nos centraremos en el análisis de causalidad entre la actividad económica y la tasa de desempleo en Andalucía. El tema del análisis de causalidad será abordado desde dos perspectivas: el análisis de causalidad en el sentido de Granger y el análisis de causalidad instantánea.

4.3.1 Análisis de causalidad en el sentido de Granger

El tema de causalidad había sido ya tratado en la literatura con anterioridad al trabajo de Granger (1969), pero fue éste último quien hace por primera vez el concepto de causalidad operativo, susceptible de ser contrastado empíricamente. Granger establece que su definición de no causalidad sólo podrá aplicarse a variables estocásticas, no deterministas. En concreto, supone procesos estocásticos estacionarios.

Definición operacional de causalidad en el sentido de Granger: Se dice que una variable GTD (GPIB) no causa a la variable GPIB (GTD) si al añadir el pasado de GTD (GPIB) a la ecuación anterior no añade capacidad explicativa. El contraste consiste en analizar la significación estadística del bloque de retardos de GTD (GPIB) en la ecuación mencionada, y la hipótesis nula es que la variable GTD (GPIB) no causa, en el sentido de Granger, a la variable GPIB (GTD). En realidad, la propuesta inicial de Granger hacía referencia a que la predicción basada en el pasado de las dos variables GPIB y GTD, sea estrictamente mejor (es decir, con menos error) que la predicción de GPIB basada exclusivamente en su propio pasado. Se contrasta exclusivamente la significación del bloque de retardos de GTD en la ecuación de GPIB; y se supone que si

dicho bloque de variables es significativo, contribuirá a mejorar la predicción de la variable GPIB:

H_0 : GTD no causa a GPIB en el sentido de Granger ($GTD \not\rightarrow GPIB$)

H_a : GTD causa a GPIB en el sentido de Granger ($GTD \rightarrow GPIB$)

\Updownarrow

$$H_0 : \beta_1^1 = \beta_2^1 = \dots = \beta_p^1 = 0 \quad (5.1)$$

H_a : al menos $\exists \beta_i^1 \neq 0$ para $i = 1, 2, \dots, p$

El contraste puede llevarse a cabo utilizando el estadístico F habitual en el contraste de significación de un de un bloque de retardos en el que el modelo restringido excluye un grupo de retardos de una ecuación:

$$F_c = \left(\frac{SR_r - SR_{nr}}{SR_{nr}} \right) * \left(\frac{T - kp}{p} \right) \sim F(p, T - kp) \quad (5.2)$$

donde: SR_r Suma residual del modelo restringido que consiste en la estimación por MCO de la regresión sin incluir los retardos de la variable GTD, SR_{nr} : suma residual del modelo no restringido que consiste en estimar la regresión de GPIB en función de sus valores retardados y los retardos de la variable GTD, K es el número de variable incluidas en el modelo (en nuestro caso $k=2$), y p es el orden de retardo considerado en la especificación del modelo VAR.

Rechazar la hipótesis nula para un determinado nivel de significación ε (es decir $F_c > F_{\varepsilon}^C(p, T - kp)$) indica que la variable GTD causa en el sentido de Granger a la variable GPIB. Al contrario, el no rechazar la hipótesis nula implica que la variable GPIB no vienen causadas en el sentido de Granger por la variable GTD. En este caso, la variable GTD se considera débilmente exógena con respecto a la variable PIB.

En las tablas 8 y 9 se recogen los resultados obtenidos de los diferentes contrastes de causalidad para el primer y el segundo período muestral, respectivamente. Los resultados obtenidos en dichos cuadros permiten sacar las siguientes conclusiones:

- En el primer período en ambas ecuaciones del modelo VAR, los valores obtenidos del estadístico F no permiten rechazar la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger, indicando la no existencia de causalidad entre la actividad económica y la tasa de desempleo en Andalucía a lo largo del periodo 1995:1-2001:4. Estos resultados vienen a confirmar los resultados obtenidos en la estimación del modelo VAR comentados en la sección anterior.

- El hecho de no existencia de relación causal entre las dos variables indica que la Teoría de Okun no se cumple en el primer período considerado para la economía andaluza. De acuerdo a Carmona *et al* (2010), existen argumentos a favor y en contra de la pro-ciclicidad del trabajo por cuenta propia. Factores relacionados con el riesgo empresarial justifican la pro-ciclicidad de los emprendimientos por cuenta propia. Los efectos anti-cíclicos, refieren a que por ejemplo en las recesiones, cuando el desempleo es alto y la demanda de trabajo asalariado es baja, el trabajo por cuenta propia opera como efecto refugio para los desempleados y en el caso de los trabajadores por cuenta propia ya existentes opera un efecto inercia, debido en parte a los costes hundidos y también por las escasas oportunidades de ocupación alternativa. Por su parte, en momentos de auge, la mayor demanda de trabajo asalariado podría ser cubierta en parte por trabajadores que abandonan el trabajo por cuenta propia en busca de ocupaciones más estables y mejor remuneradas. Estos autores estudian el caso de España y de Estados Unidos y rechazan la hipótesis de pro-ciclicidad del empleo por cuenta propia en general, aunque sí encuentran una fuerte evidencia de ello en el caso de los trabajadores por cuenta propia con personal a cargo para España. Por otra parte Martín y Porras (2012) indican que la estructura sectorial del empleo también influye sobre el valor que toma el coeficiente de Okun, indicando que una mayor proporción de ocupados en el sector agropecuario resulta en una menor sensibilidad de la tasa de paro ante variaciones del producto. Por el contrario, una mayor proporción de ocupados en el sector servicios influye sobre mayores niveles del coeficiente de Okun.
- Al contrario de lo que ocurre en el primer período de la muestra, a partir de 2002 los resultados obtenidos en la Tabla 10 indican la existencia de causalidad bidireccional entre la actividad económica y el desempleo en Andalucía. Es decir, la tasa de desempleo viene causada por la actividad económica y viceversa.
- Por tanto, se verifica el cumplimiento de la ley de Okun para la región de Andalucía únicamente la segunda mitad del período muestral, indicando que la tasa de desempleo se ha vuelto más sensible ante las variaciones de la actividad económica en ese período.

Tabla 8. Contrastes de causalidad en el sentido de Granger para el período muestral: 1995:1-2001:4

	F estadístico	p-valor
Ecuación del GPIB: H0: GTD no causa el GPIB $H_0 : \beta_1^1 = 0$ $H_0 : \beta_1^1 \neq 0$	1.7332	[0.1999]
Ecuación de GTD H0: GPIB no causa GTD $H_0 : \alpha_1^2 = 0$ $H_0 : \alpha_1^2 \neq 0$	0.34642	[0.5614]

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados de los contrastes realizados en Gretl.

Tabla 9. Contrastes de causalidad en el sentido de Granger para el período muestral: 2002:1-2013:4

	F estadístico	p-valor
Ecuación del GPIB: H0: GTD no causa el GPIB $H_0 : \beta_1^1 = \beta_2^1 = \dots = \beta_7^1 = 0$ $H_0 : \forall \beta_i^1 \neq 0 (i=1,2,\dots,7)$	5,496	[0,0005]
Ecuación de GTD H0: GPIB no causa GTD $H_0 : \alpha_1^2 = \alpha_2^2 = \dots = \alpha_7^2 = 0$ $H_0 : \forall \alpha_i^2 \neq 0 (i=1,2,\dots,7)$	2,389	[0,0501]

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados de los contrastes realizados en Gretl

4.3.2 Análisis de causalidad instantánea

Para finalizar, se ha considerado la posibilidad de relaciones de causalidad instantánea (contemporánea) entre la tasa de desempleo y la actividad económica. Se dice que no existe causalidad instantánea entre z_t y x_t si y solamente si $E(u_{1t}u_{2t}) = 0$. Por tanto, la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos Σ_u la que se utiliza como indicador de causalidad instantánea. Elementos fuera de la diagonal principal significativos indican ajustes instantáneos entre las variables. Rigurosamente hablando, esto no debería interpretarse como causalidad en sentido de Granger, ya que esta definición parte del supuesto de que la causa antecede al efecto, sino más bien como la existencia de correlación contemporánea entre las variables (Lutkepohl, 1993).

Los resultados del contraste de la causalidad instantánea se recogen en la Tabla 11. Dicho contraste se ha realizado para los modelos estimados en cada una de las submuestras consideradas. Como se puede observar de los resultados obtenidos, en ambos períodos los valores obtenidos del contraste no permiten rechazar la hipótesis nula de la ausencia de causalidad contemporánea entre la brecha del PIB y la de la tasa de desempleo. Estos resultados, apuntan hacia un cierto retraso en la respuesta de las variables, especialmente en la segunda mitad del período muestral.

Tabla 10. Contraste de causalidad instantánea: H0: no hay causalidad instantánea entre el "GPIB" y "GTD"

Modelo	Valor estadístico	p-valor
Primer período muestral: 1995:1-2001:4	0,467	0,532
Segundo período muestral: 20021-2013:4	0,867	0,351

4.4. FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTAS

Los contrastes de causalidad expuestos en la sección anterior permiten analizar si una variable responde ante variaciones en otra variable y esto para el conjunto de períodos incluidos en el sistema. Por el contrario, las FIR permiten trazar la respuesta de una variable ante un impulso en otra variable del sistema en cada momento del tiempo. Dicha reacción se puede interpretar en términos de causalidad, de manera que si una variable responde significativamente ante el impulso o shock sufrido por otra, implica que la segunda causa a la primera.

Las Funciones Impulso Respuesta describen la respuesta de una variable en el periodo $t+s$ ante un shock inesperado en otra variable del sistema (o sobre ella misma), acaecido en el periodo t , manteniendo el resto de las variables constantes en t y en periodos anteriores. La secuencia de los valores de la función Impulso-Respuesta, en un lapso temporal que se expande a partir del momento en que se produce el shock, proporciona información sobre la duración, sentido y magnitud de las respuestas.

Una explicación en profundidad sobre los modelos VAR y sus herramientas asociadas, el análisis de causalidad y las funciones impulso respuesta (FIR), se encuentran en Lütkepohl (1993). En el presente trabajo, en el Anexo 4 se exponen los principales elementos que permiten entender la obtención de las Funciones Impulso, siguiendo la exposición de Lütkepohl (1993, pp 43-55) y el Greene (1998, pp 593-595).

Las FIR de han calculado únicamente para la segunda mitad de muestra a partir del modelo VAR estimado en el apartado anterior, incluyendo 7 retardos. Para interpretar los resultados, es preciso indicar que las funciones impulso-respuesta, recogen el efecto de una variable de un incremento inesperado en otra, de magnitud igual a su desviación típica. Dividiendo cada una de las respuestas por su correspondiente desviación típica, se obtienen las respuestas estandarizadas, lo que permite comparar la magnitud de las respuestas de todas las variables ante un shock inesperado den una de ellas.

En el gráfico 6 se representan las sendas de la función impulso-respuesta durante un período de 20 ante un shock inesperado del 1% en el componente cíclico del PIB. A partir de dicho Gráfico cabe destacar los siguientes resultados:

- Un incremento inesperado en el período t en el componente cíclico del PIB produce una respuesta cíclica en sí misma. Las respuestas de dicha variable ante un shock en sí misma reflejan de una manera relativamente precisa, el comportamiento esperado. Se observa una respuesta positiva que dura aproximadamente 6 trimestres, seguida por respuestas negativas con la misma duración, reflejando el comportamiento cíclico de la actividad económica.
- Un shock unitario en la actividad económica produce una respuesta negativa en la brecha de desempleo durante los 5 primeros trimestres. En el primer trimestre, 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 del incremento del propio shock en la actividad económica (0,5%). El componente cíclico del desempleo mantiene una respuesta negativa durante los 5 primeros trimestres, alcanzando su valor máximo en el tercer trimestre tras haber producido el shock. Dicho valor máximo se sitúa en torno al -1,2%, lo que significa que un aumento de un punto porcentual en la producción por encima de su tendencia llevaría a una disminución del desempleo, a corto plazo por debajo de su componente estructural en Andalucía en un 1,2%. Esta respuesta negativa de la tasa de desempleo no se produce de manera lineal sino más bien cíclica. De hecho, las respuestas de la tasa de desempleo ante un shock en el PIB se convierten positivas a partir del 6 trimestre. Este se produce como consecuencia de la recuperación económica tal como se observa en la respuesta del PIB ante un shock en sí mismo.

En el gráfico 7 se representan las sendas de la función impulso-respuesta durante un periodo de 20 ante un shock inesperado del 1% en el componente cíclico de la tasa de desempleo. A partir de dicho Gráfico se pueden entresacar las siguientes conclusiones:

- Un aumento de un punto porcentual en la tasa de desempleo por encima su componente estructural produce respuestas positiva en sí mismo prolongada en el tiempo. Dicha respuesta positiva va disminuyendo progresivamente hasta desaparecerse tras un período de tres años, aproximadamente, de haberse

producido el shock. Esto podría estar indicando el carácter rígido del mercado laboral en Andalucía.

- La respuesta del ciclo económico ante un shock en la tasa de desempleo no es inmediata. Como esperamos, el output aumenta mientras el desempleo se reduce, es decir son simétricas con signos opuestos y presentan un perfil con una marcada “joroba”, alcanzando el máximo en torno el tercer año (octavo trimestre tras haber producido el shock). Estas respuestas arrojan una perspectiva nueva e interesante a la relación existente entre los cambios en la producción y la tasa de desempleo. Por ejemplo, en los máximos de las funciones impulso respuesta, los coeficiente de la ley de Okun son 1,5 y 0,6 según se trata de shock de productividad o la tasa de desempleo, respectivamente. Como era de esperar, el coeficiente de Okun para los shocks de productividad es mayor puesto que un shock de este tipo es probable que genere un fuerte incremento en la producción que se repercute a continuación en una disminución en la tasa de desempleo. Sin embargo, un shock en la tasa de desempleo, genera una caída en la actividad económica prolongada alcanzando su máximo a finales del segundo año tras haber producido el shock, situando el coeficiente de Okun en 0,6. Es decir, un shock inesperado en la brecha del desempleo genera, a medio plazo, una desviación del PIB de sus niveles potenciales del 0,6%. Dicha desviación en la actividad económica de sus niveles potenciales, como consecuencia de un shock positivo en la brecha tasa de desempleo, toma un mínimo de 3 años aproximadamente para desaparecer.
- Este tipo de respuesta dinámica es similar a la obtenida en otros trabajos empíricos para la economía norte americana. La presencia de rigideces nominales puede explicar que un ante un shock positivo de productividad.

Gráfico 6. Funciones Impulso-Respuesta: Respuesta de la Brecha del PIB (GPIB) y la brecha de la tasa de desempleo (GTD) ante un shock en un 1% en el componente cíclico del PIB.

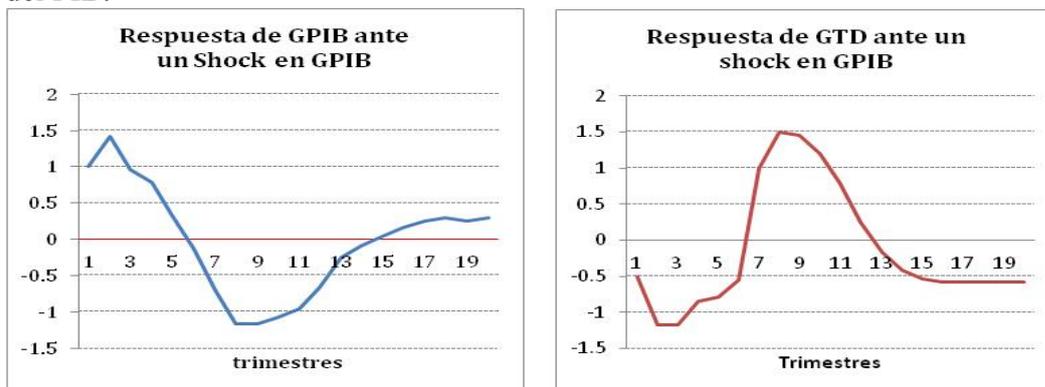
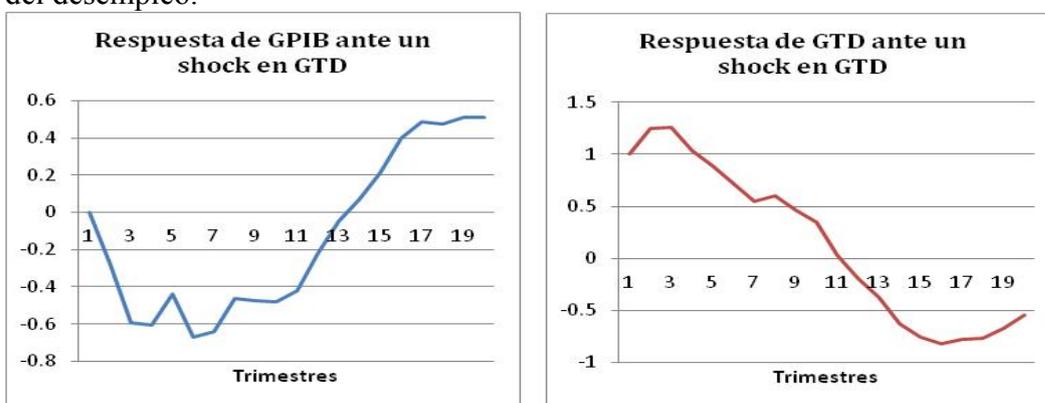


Gráfico 7. Funciones Impulso-Respuesta: Respuesta de la Brecha del PIB (GPIB) y la brecha de la tasa de desempleo (GTD) ante un shock en un 1% en el componente cíclico del desempleo.



5. CONCLUSIONES

Como hemos visto a lo largo del trabajo, en los años ochenta la región de Andalucía se caracterizaba por ser una región subdesarrollada, con bajos niveles de producción, de renta y de empleo, entre otros factores. La transformación que ha puesto de manifiesto a esta región es el crecimiento de algunos indicadores económicos como el PIB per cápita, el nivel de empleo, el nivel de formación de la población o la dotación de infraestructuras.

La evolución de la economía andaluza en las últimas tres décadas ha tenido un perfil muy similar al de España, pero la particularidad de la economía andaluza, en este extenso período es que, en fases de expansión ha tenido un crecimiento por encima de la media nacional, pero menor o negativo en fases de recesión.

En este trabajo se ha planteado la relación entre la tasa de crecimiento del PIB y la tasa de desempleo para Andalucía mediante la Ley de Okun. Las implicaciones de esta ley para la política económica son necesarias para que los economistas anticipen el posible desarrollo del desempleo para un nivel de crecimiento económico dado, por lo que son importantes para realizar predicciones sobre los costes de desempleo.

Como ya se ha comentado antes, en este trabajo se ha optado por el análisis de la Ley de Okun mediante su versión en Brechas, por la cual, se observa una clara relación negativa entre la brecha de la producción y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural, y también se han apreciado distintos patrones cíclicos en la producción y el desempleo dentro del período muestral. Así mismo, cabe destacar que en el período de 1995 a 2001 no parece existir una relación clara entre ambas variables, pero sí a partir de ese año hasta 2013 se observa que la tasa de desempleo responde a un comportamiento contracíclico con respecto a la brecha de producción, es decir, para este último período sí se verifica la Ley De Okun para Andalucía, indicando que la tasa de desempleo se ha vuelto más sensible ante las variaciones de la actividad económica en ese período.

A lo largo de la literatura, el análisis empírico de la ley de Okun ha sido abordado utilizando muy diversas metodologías que van desde regresiones simples hasta sofisticados modelos de equilibrio general. Sin embargo en los últimos años, la denominada metodología VAR, adaptada al caso de variables estacionarias, ha sido, sin lugar a dudas, la más utilizada, siendo también el marco metodológico general en el que se ha desarrollado este trabajo. Esta forma de proceder evita imponer “*a priori*” el supuesto de que la tasa de paro sea considerada como la variable dependiente, mientras que, la tasa de crecimiento del producto se consideraba exógena, asumiendo a priori una relación causal unidireccional *Crecimiento* \Rightarrow *Desempleo*. Todos los análisis se han desarrollado considerando dos periodos muestras. El primer periodo abarca el periodo muestral 1995:1-2001:4, mientras que el segundo va desde 2002 hasta el último trimestre de 2013.

Antes de analizar las relaciones entre la brecha del PIB y la del desempleo en cada subperíodo, se ha prestado, atención a la correcta especificación de los correspondientes modelos, sobre todo en lo que hace referencia a la determinación del retardo óptimo. Se han llevado a cabo diversos contrastes que nos han garantizado la correcta

especificación de ambos subperíodos. A partir de dichos modelos se ha contrastado la causalidad entre la actividad económica y la tasa de desempleo.

Los resultados obtenidos al estimar la ley de Okun para Andalucía son bastante robustos. Los contrastes de causalidad indican que en la primera mitad del período muestral no existe una relación causal entre la tasa de paro y el crecimiento económico. Es decir, para dicho período no se verifica el cumplimiento de la ley de Okun para la región de Andalucía, indicando una falta de sensibilidad de la tasa de paro respecto del crecimiento económico. Sin embargo en la segunda mitad de la muestra, los resultados indican la existencia de una causalidad bidireccional entre la actividad económica y el desempleo en Andalucía. Es decir, la tasa de desempleo viene causada por la actividad económica y viceversa.

Una vez identificado el largo plazo, en el último capítulo se ha abordado el principal objetivo de este trabajo que no era otro que analizar las relaciones dinámicas a corto plazo existentes entre las variables objeto del estudio. Este análisis se ha realizado a partir de las denominadas Funciones Impulso-Respuesta (FIR).

Los resultados de las FIR indican que un shock inesperado en la actividad económica general una respuesta en desempleo, siendo su valor máximo se sitúa en torno al -1,2%, lo que significa que un aumento de un punto porcentual en la producción por encima de su tendencia llevaría a una disminución del desempleo, a corto plazo por debajo de su componente estructural en Andalucía en un 1,2%. Esta respuesta negativa de la tasa de desempleo no se produce de manera lineal sino más bien cíclica.

Sin embargo, un shock en la tasa de desempleo, genera una caída en la actividad económica prolongada alcanzando su máximo a finales del segundo año tras haber producido el shock, situando el coeficiente de Okun en 0,6. Es decir, un shock inesperado en la brecha del desempleo genera, a medio plazo, una desviación del PIB de sus niveles potenciales del 0,6%. Dicha desviación en la actividad económica de sus niveles potenciales, como consecuencia de un shock positivo en la brecha tasa de desempleo, toma un mínimo de 3 años aproximadamente para desaparecer.

En este trabajo se ha pretendido verificar el cumplimiento de la ley de Okun en la región de Andalucía. Conscientes de las limitaciones derivadas de la escasa disponibilidad de información, creemos que, el enfoque metodológico adoptado es el

apropiado en este tipo de situaciones y éste podría constituir uno de los principales aspectos positivos de este trabajo.

El trabajo presentado no debe contemplarse como algo totalmente cerrado. El tema objeto de estudio tiene una importancia indudable tanto desde el punto de vista metodológico como empírico. Desde el primer punto de vista, los desarrollos recientes y constantes que aparecen en la literatura sobre series temporales es posible que abran nuevas posibilidades de análisis en un futuro inmediato, como por ejemplo el análisis de la posibilidad de relaciones asimétricas. Desde el punto de vista empírico, la extrapolación de los resultados obtenidos al futuro es arriesgada dada la magnitud de los cambios institucionales y económicos que se producirán tanto a nivel regional como a nivel internacional en un futuro muy próximo. A pesar de estas reservas, queremos destacar que las elevadas cifras de la tasa de paro creemos que acrecentará la importancia de este tipo de trabajos.

6. BIBLIOGRAFÍA

- AKAIKE, H. (1970): “*Fitting autoregressive models for prediction*”. Annals of the institute of Statistical mathematics, 22: 203-217.
- BARLETT, M.S. (1938): “*Further aspects of the theory of multiple regression*”. Proceedings of the Cambridge Philosophical Society, 34: 33-40.
- BARRETO, H. Y HOWLAND, F. (1993): *There Are Two Okun's relationship Between Output and Unemployment*. Working Paper, Wabash College, Crawfordsville, U.S.A.
- BEAULIEU, J.J. Y MIRON, J.A. (1993). Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data. Journal of Econometrics, 55:305-328.
- BELMONTE, A. y POLO, C. (2004): “Formulaciones de la ley de Okun y resultados para España” disponible en: http://dea.uib.es/digitalAssets/123/123249_polo.pdf.
- BESSLER, D.A. (1984): “An analysis of dynamic economic relationship: an application to the U.S. hog market”. Canadian Journal of Agricultural Economics, 32: 109-124.
- BLANCHARD, O. y SUMMERS, L. (1986): “Hysteresis and the European Unemployment Problem”, Working Paper No. 1950, National Bureau of Economic Research.
- BLANCHARD, O.J. Y QUAH, D. (1989). *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*. American Economic Review, 79:655-673.
- CAINES, P.E., KENG C.W. y SETHI S.P. (1981): “*Causality analysis and multivariate autoregression modelling with an application to supermarket sales analysis*”. Journal of economic Dynamics and Control, 3: 267-298.
- CANCELO, J.R. (1994): “*El Comportamiento Cíclico del Empleo en Andalucía*”, Boletín Económico de Andalucía, 18, pp. 39-53.

- CANCELO, J.R. y URIZ, P. (1999): “*El Ciclo del Empleo en Andalucía: Caracterización, Relaciones Intersectoriales y Correspondencia con los Principales Indicadores de Coyuntura*”, Boletín Económico de Andalucía, 26, pp. 81-101.
- CHRISTOPOULOS D. (2004): “*The relationship between output and unemployment*”. Economics of Governance, Springer, vol. 83(3), pages 611-620, 07.
- ENGLE, R.F. (1982). *Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*. Econometrica, Vol. 50, No. 4. (Jul., 1982), pp. 987-1007.
- EUROSTAT: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>
- FREEMAN, D. (2000): “A regional test of Okun’s Law” International Advances in Economic Research núm. 6, págs. 557–570.
- FRIEDMAN, B. y WATCHER. M (1974), “Unemployment: Okun’s Law, Labor Force and Productivity”.
- GHYSELS, E. Y PERRON, P. (1993). *The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root*. Journal of Econometrics, 55: 57-98.
- GODFREY, L.G. (1978). *Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables*. Econometrica, Vol. 46, No. 6., pp. 1293-1301.
- GONZÁLEZ MÍNGUEZ, J. y VACA. C. (2007): “*La flexibilidad como modelo para los mercados de trabajo Europeos*”. Boletín Económico del Banco de España, noviembre de 2007, en: <http://www.bde.es/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/InformesBoletinesRevistas/BoletinEconomico/07/Nov/Fich/art5.pdf>
- GORDON, R. J. (1984): “*Unemployment and Potential Output in the 1980s.*” Brooking Papers on Economic Activity, 2, págs. 537-586.
- GRANGER C.W.J., (1966): “*The typical spectral shape of economic variable*”. Econométrica, 34: 150-181.
- Greene, W.H..Análisis Econométrico·Prentice Hall·1998
- HARRIS, R. y SILVERSTONE B. (2001): “Testing for Asymmetry in Okun’s Law: A Cross.
- HARVEY, CAMBELL R (1989). “*Is the expected compensation for market volatility constant through time?*” Unpublished working paper (Duke University, Durham, NC).
- 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. Y E. C. PRESCOTT, 1997, “*Post-war US Business Cycle: an Empirical Investigation*”, Journal of Money, Credit and Banking, págs.1-16.
- HSIAO, C. (1982): “*Autoregressive modeling and causal ordering of economic variables*”. Journal of Economic Dynamic and Control, 4: 219-227.
- INE: <http://www.ine.es/>
- KAYLEN, M.S. (1988): “*Vector autoregression forecasting models: recent developments applied to the U.S. hog marke*”t. American Journal of Agricultural Economics, 70: 701-712.

- LEAL, T. et al (2002): “*Pautas cíclicas de la economía andaluza en el período 1984-2001: un análisis comparado*”, D.T. E2002/18, centrA, págs. 1-37.
- Lülkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series*, Springer Verlag, Berlin.
- Maravall, A. y V. Gómez, (1998), “*Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time*”.
- MARTÍN ROMÁN, A. (2002): “*Ley de Okun, paro registrado y paro EPA*” Boletín Económico de ICE, núm. 2728, págs. 11-16.
- MARTIN ROMAN, A. y PORRAS, M.S. (2012): *La Ley de Okun en España ¿Por qué existen diferencias regionales?*, Asociación Española de Ciencia Regional, Congreso de Bilbao, comunicación, Bilbao.
- MURILLO, I. y USABIAGA, C. (2003): *Estimaciones de la tasa de paro de equilibrio de la economía española a partir de la ley de Okun*, Papeles de Trabajo 15/03, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- OKUN, A. (1962): “*Potential GNP: Its Measurement and Significance*” Proceedings of the Business and Economic Statistics, American Statistical Association, U.S.A.
- OLEKALNS, N. (1994). *Testing for Unit Roots in Seasonally Adjusted Data*. Economics Letters, 45: 273-279.
- PALLEY, T. I. (1993): *Okun’s Law and the Asymmetric and Changing Cyclical Behaviour of the US Economy*, International Review of Applied Economics, vol. 7, pags. 144-162.
- PARZEN E.M. (1976): “*Multiple time series: determining de order of approximating autorregresive schemes*”, in P.R. Krishnaiah, ed. *Multivariate analysis VI*. Academic press, New York.
- RIERA, M. C., (2001): “*La llei d’Okun. Una aplicació per Espanya.*” Revista Econòmica de Catalunya, nº. 43, págs. 27-36.
- Series”, Banco de España-Servicio de Estudios.
- SHIBATA, R. (1976): “*Selection of the order of an autoregressive model by Akaike’s information criterion*”. *biometrica*, 63: 117-126.
- SIMS, C. (1980): “*Macroeconomics and reality*”. *Econometrica*, 48: 1-48.
- TIAO, G.C. y BOX, G.E.P. (1981): “*Modeling multiple time series with applications*”. *Journal of American Statistical Association*, 75: 802-816.
- VIRÉN, M., (2001): “*The Okun Curve is Non-linear.*” *Economics Letters*, vol. 70, págs. 253-257.
- WEBER, C. E., (1995): “*Cyclical Output, Cyclical Unemploymente and Okun’s Coefficiente: A New Approach*”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, págs. 433-445.
- Wooldridge, J.M. *Introducción a la Econometría: Un Enfoque Moderno*, Thompson, 2006

ANEXO 1

Ley de Okun III: MODELO DE TENDENCIA FIJA Y ELASTICIDAD

Por último, Okun postuló que la tasa de ocupación observada, relativa a la potencial o de pleno empleo es una función del cociente entre la producción y la producción potencial. Okun partió del supuesto de que la tasa de ocupación observada (E_t), relativa a la tasa de pleno empleo (E_t^p), se relacionaba con el cociente entre la producción observada (Y_t) y la potencial (Y_t^p), obteniendo la siguiente expresión:

$$\frac{E_t}{E_t^p} = \left(\frac{Y_t}{Y_t^p} \right)^{\beta_3} \quad (6.1)$$

Donde β_3 es un parámetro que mide la elasticidad del empleo respecto a la producción. Asumiendo que el pleno empleo y la producción potencial crecen a unas tasas constantes $E_t^p = e_0 \exp(\delta_1 t)$ e $Y_t^p = y_0 \exp(\delta_2 t)$, respectivamente, la ecuación (6.1) puede describirse como:

$$\frac{E_t}{e_0 \exp(\delta_1 t)} = \left(\frac{Y_t}{y_0 \exp(\delta_2 t)} \right)^{\beta_3} \quad (6.2)$$

Tomando logaritmos neperianos a ambos lados de la ecuación 6, se obtiene la siguiente expresión:

$$\ln(E_t) = \alpha_3 + \beta_3 \ln(Y_t) + \lambda t + \varepsilon_t \quad (6.3)$$

$$\text{Siendo } \alpha_3 = \ln(E_t^p) - \beta_3 \ln(y_0) \quad \text{y} \quad \lambda = -\beta_3 \delta_2$$

En consecuencia, β_3 representa la elasticidad empleo-producto y el parámetro que está asociado a la tendencia temporal (t) es el producto entre la elasticidad y la tasa de crecimiento potencial y que puede ser interpretada como una estimación a la tasa de crecimiento del producto potencial.

ANEXO 2

Akaike (1969, 1971) sugiere la selección del orden óptimo de retardo del modelo VAR utilizando el Criterio de Información de Akaike (AIC), que viene definido de la siguiente expresión:

$$\text{AIC}(p) = \ln \left| \tilde{\Sigma}_u(p) \right| + \frac{2}{T} pk^2 \quad (7.1)$$

Donde denota el determinante de la matriz de covarianzas de los residuos, k es el número de variables endógenas incluidas en el modelo VAR, p el orden de retardo del modelo VAR y pk^2 es el número de parámetros estimados en el modelo VAR.

Considerando un retardo máximo M, se trata de estimar el proceso VAR para los diferentes órdenes de retardos $p=0, 1, 2, \dots, M$ y se calcula para cada uno el criterio AIC (p). El orden de retardo óptimo es aquél para el que se minimiza la expresión anterior, es decir:

$$\hat{P}(\text{AIC}) = \arg \min_{0 \leq p \leq M} \text{AIC}(p) \quad (7.2)$$

Dos criterios adicionales son los de Hannan-Quinn (HQ) propuesto por Hannan y Quinn (1979) y Quinn (1980) y Schwarz (SC) propuesto por Schwarz (1978) y Rissanen (1978). A diferencia de los dos anteriores, éstos se fundamentan en criterios de consistencia, es decir, se constituyen con el fin de seleccionar un número de retardos que se aproxime asintóticamente, al verdadero

orden del proceso generador de los datos. Esta cualidad es especialmente deseable si el fin último con el que se estima el modelo no es la predicción sino la descripción de las relaciones entre las variables. Sus expresiones son las siguientes:

$$HQ(p) = \ln|\tilde{\Sigma}_u(p)| + \frac{2 \ln \ln T}{T} pk^2 \quad (7.3)$$

$$SC(p) = \ln|\tilde{\Sigma}_u(p)| + \frac{2 \ln T}{T} pk^2 \quad (7.4)$$

ANEXO 3

1) Contraste de Breusch – Godfrey (1978) de ausencia de autocorrelación.

En primer lugar, se estima el modelo de regresión:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

y se guardan los residuos, $\hat{\varepsilon}_t$. A continuación, se estima por MCO la ecuación de de los residuos en función de una constante, las variables explicativas del modelo y los q retardos de los residuos: $\hat{\varepsilon}_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \alpha_0 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t-p} + \zeta_t$

La hipótesis nula es la ausencia de autocorrelación serial de orden (q): $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = \mathbf{0}$, mientras que la alternativa es que el proceso sigue un AR(q).

Bajo la hipótesis nula de que ζ_t es $iidN(0, \sigma^2)$, el estadístico de contraste $LM=TR^2$, donde T es el tamaño muestral y R^2 el coeficiente de determinación de la regresión anterior, tiene una distribución χ^2 con p grados de libertad.

2) Contrastes de ausencia de heterocedasticidad autorregresiva condicionada, efectos ARCH

En primer lugar, se estima el modelo de regresión:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

y se guardan los residuos, $\hat{\varepsilon}_t$. A continuación, se estima por MCO la ecuación de de los cuadrados de los residuos en función de sus q primeros retardos (un modelo AR(q):

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + \zeta_t$$

La hipótesis nula es la ausencia de heteroscedasticidad condicionada (Ausencia de efecto ARCH) de orden (q): $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = \mathbf{0}$, mientras que la alternativa es que el proceso

sigue un AR(q). Bajo la hipótesis nula de que ζ_t es $iidN(0, \sigma^2)$, el estadístico de contraste $LM=TR^2$, donde T es el tamaño muestral y R^2 el coeficiente de determinación de la regresión anterior, tiene una distribución χ^2 con p grados de libertad.

ANEXO 4

Las FIR son simplemente la representación de MA asociada al modelo VAR estimado. Consideramos nuevamente un sistema VAR(p) de dimensión k (que por simplicidad asumimos que el vector y_t tiene una media cero):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (8.1)$$

U modelo VAR, como el expuesto en (8.2), que satisface la condición de estacionariedad, puede representarse como un proceso MA de orden infinito, esto es:

$$y_t = \Phi(L)u_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i u_{t-i} \quad (8.3)$$

Los parámetros MA ϕ_i se obtienen recursivamente a partir de los parámetros autorregresivos A_i según la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}\phi_0 &= I_k \\ \phi_i &= \sum_{j=1}^i \phi_{i-j} A_j \quad i = 1, 2, \dots, \infty\end{aligned}\quad (8.4)$$

Para ver como se calculan la FIR recurriremos a un modelo sencillo bivalente sin elementos determinísticos:

$$y_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = A_1 \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + A_2 \begin{pmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \end{pmatrix} + \dots + A_p \begin{pmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (8.5)$$

La representación MA asociada a (9.7) viene dada por:

$$y_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11,0} & \phi_{12,0} \\ \phi_{21,0} & \phi_{22,0} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11,1} & \phi_{12,1} \\ \phi_{21,1} & \phi_{22,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t-1} \\ u_{2t-1} \end{pmatrix} + \dots$$

Iterando s periodos adelante se obtiene:

$$y_{t+s} = \begin{pmatrix} y_{1,t+s} \\ y_{2,t+s} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11,0} & \phi_{12,0} \\ \phi_{21,0} & \phi_{22,0} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1,t+s} \\ u_{2,t+s} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \phi_{11,s} & \phi_{12,s} \\ \phi_{21,s} & \phi_{22,s} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (8.6)$$

A partir de (9.8) los multiplicadores dinámicos vienen dados por las siguientes expresiones:

$$\begin{aligned}\frac{\partial y_{1,t+s}}{\partial u_{1t}} &= \phi_{11,s} & ; & & \frac{\partial y_{1,t+s}}{\partial u_{2t}} &= \phi_{12,s} \\ \frac{\partial y_{2,t+s}}{\partial u_{1t}} &= \phi_{21,s} & ; & & \frac{\partial y_{2,t+s}}{\partial u_{2t}} &= \phi_{22,s}\end{aligned}\quad (8.7)$$

Como se puede apreciar, los elementos ϕ_{ij} de la matriz ϕ_i de parámetros MA identifican las consecuencias de un incremento unitario en la innovación de la variable j-ésima en el momento t (u_{jt}) sobre los valores de la variable i-ésima en el momento t+s ($y_{i,t+s}$), manteniendo en todo momento el resto de las innovaciones constantes. Veamos esto en un ejemplo sencillo. Supongamos que la variable y_{1t} sufre un shock unitario en t=0 ($u_{1t}=1$ y $u_{2t}=0$), permaneciendo todo lo demás constante ($y_{t-1}=y_{t-2}=\dots=y_{t-p}=0$). Sustituyendo en (9.7) para periodos sucesivos de t (0, 1, 2,...) se obtiene la secuencia de respuestas del sistema:

$$\begin{aligned}t = 0: \quad y_0 &= \begin{pmatrix} y_{10} \\ y_{20} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \\ t = 1: \quad y_1 &= \begin{pmatrix} y_{11} \\ y_{21} \end{pmatrix} = A_1 y_0 = A_1 \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \\ t = 2: \quad y_2 &= \begin{pmatrix} y_{12} \\ y_{22} \end{pmatrix} = A_1 y_1 + A_2 y_0 = A_1^2 y_0 + A_2 y_0 = (A_1^2 + A_2) y_0 \quad (8.8) \\ t = 3: \quad y_3 &= \begin{pmatrix} y_{13} \\ y_{23} \end{pmatrix} = A_1 y_2 + A_2 y_1 + A_3 y_0 \\ &= A_1 (A_1^2 + A_2) y_0 + A_2 A_1 y_0 + A_3 y_0 \\ &= [A_1 (A_1^2 + A_2) + A_2 A_1 + A_3] y_0\end{aligned}$$

Teniendo en cuenta la equivalencia expuesta en (9.4), se comprueba que los multiplicadores dinámicos de y_0 coinciden con las matrices de los parámetros MA (ϕ_i):

$$\begin{aligned}
\phi_0 &= I_k \\
\phi_1 &= \phi_0 A_1 = A_1 \\
\phi_2 &= \phi_1 A_1 + \phi_0 A_2 = A_1^2 + A_2 \\
\phi_3 &= \phi_2 A_1 + \phi_1 A_2 + \phi_0 A_3 = (A_1^2 + A_2)A_1 + A_1 A_2 + A_3 \\
&\vdots
\end{aligned}
\tag{8.9}$$

Por consiguiente, las matrices de coeficientes de la representación MA recogen las respuestas de las variables del sistema ante un shock unitario.