



Trabajo Fin de Grado

Administración y Dirección de empresas

Evidencia empírica de la ley de Okun en España:
distinción por sexo y asimetría

Autor

Cristina Pérez-Aradros Muro

Directores

Monia Ben Kaabia

Antonio Montañés Bernal

Facultad de Economía y Empresa
2014

RESUMEN

En este trabajo, bajo el marco teórico de la ley de Okun, se trata de cuantificar la relación existente entre los ciclos económicos y los ciclos del desempleo tanto en el conjunto nacional como diferiendo por sexo. Para ello, se presenta una descripción de las tres formulaciones iniciales de la ley (1962) y se desarrollan las diferentes críticas que diversos autores han ido aportando. Una vez hecho esto, se realiza un análisis de causalidad de las variables para, posteriormente, estimar por MCO el modelo utilizando la versión en brechas de la ley. Los resultados del análisis indican una relación causal del ciclo del crecimiento económico sobre el ciclo del desempleo y la existencia de diferentes efectos en hombres y mujeres tanto a corto como a largo.

Por último, se analiza y cuantifica la influencia del ciclo económico sobre la brecha del desempleo entre hombres y mujeres mediante la estimación y contraste de un modelo autorregresivo por umbrales cuyos resultados evidencian la existencia de asimetría, con un efecto contracíclico a largo plazo 1,8 veces superior en fases de contracción que en fases de expansión.

ABSTRACT

In this essay, under the theoretical framework of Okun's law, it comes to quantify the relationship between economic cycles and cycles of unemployment of the total Spanish population and its distinction by sex. To achieve it, we have described the Okun's first three law formulations (1962) and various criticisms that were provided by various authors. After this, we have performed a causality analysis in order to estimate the gap version model by OLS. The results of the analysis obtained indicate a causal relationship of growth cycle on cycle of unemployment and the effects are different for men and women both short and long-term.

Finally, we analyze and quantify the influence of the economic cycle on unemployment gap between men and women through estimating and testing of a threshold autoregressive model whose results show the existence of the asymmetry, with a countercyclical long-term effect 1.8 times greater in downturns than in upturns.

ÍNDICE

1 INTRODUCCIÓN.....	5
2 MARCO TEÓRICO.....	6
2.1 APORTACIÓN INICIAL DE LA LEY: DIFERENTES VERSIONES	7
2.1.1 Especificación en diferencias	7
2.1.2 Especificación en brechas.....	7
2.1.3 Especificación en logaritmos y tendencia ajustada	8
2.2 CRÍTICAS A LA VERSIÓN ORIGINAL DE LA LEY DE OKUN	10
2.2.1 Interpretación de los parámetros.....	10
2.2.2 Especificación del modelo:.....	10
2.2.3 Ruptura de la hipótesis de permanencia estructural	12
2.2.4 Metodología y técnica empleada	12
2.2.5 Propiedades estocásticas de las variables	13
2.3 REVISIÓN DE LA LITERATURA	14
2.3.1 Trabajos a nivel internacional.....	14
2.3.2 Trabajos a nivel nacional y regional.....	15
3 ECONOMÍA Y DESEMPLEO EN ESPAÑA.....	18
3.1 SITUACIÓN ECONÓMICA ESPAÑOLA.....	18
3.2 EL DESEMPLEO EN ESPAÑA	20
4 ANÁLISIS EMPÍRICO	22
4.1 DESCRIPCIÓN Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS	23
4.1.1 Descripción de los datos utilizados	23
4.1.2 Tratamiento de los datos.....	24
4.1.3 Propiedad Univariante de las variables	26
4.2 ANÁLISIS DE CAUSALIDAD	27
4.2.1 Contraste de causalidad en sentido de Granger	27
4.2.2 Determinación del orden de retardo y estimación del modelo VAR (p) ..	29

4.2.3 Análisis de causalidad en sentido de Granger utilizando el modelo VAR(3)	34
4.3 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN: MODELO BRECHA	35
4.3.1 Versión en brechas: fundamentos de la elección.....	36
4.3.2 Evidencia gráfica de la relación.....	37
4.3.3 Cuantificación de la relación	38
4.4 ANÁLISIS DE ASIMETRÍA EN LA BRECHA DE GÉNERO DE LA TASA DE DESEMPLEO	43
4.4.1 Justificación e introducción al estudio de la asimetría	43
4.4.2 Análisis y caracterización empírica.....	45
5 CONCLUSIONES	51
6 BIBLIOGRAFÍA	53
7 ANEXOS.....	55
ANEXO 1: ECONOMÍA Y DESEMPLEO EN ESPAÑA	55
Anexo 1.1. Mapa del nivel de desempleo español por CCAA	55
Anexo 1.2 Incremento del desempleo en España (2005-2013)	56
ANEXO 2: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CICLOS DIFERENCIANDO ENTREHOMBRES Y MUJERES (TRATAMIENTO DE LOS DATOS).....	57
ANEXO 3: DICKEY FULLER (DF)	58

1 INTRODUCCIÓN

En la actualidad, se han puesto de manifiesto las importantes consecuencias de una crisis global de carácter económico, financiero y social. En el caso español, uno de los problemas de mayor gravedad es la tasa de paro, que ha alcanzado la dramática cifra del 26,03% el último trimestre de 2013 -de acuerdo a los datos ofrecidos por el INE-. Esta cifra equivale a más de cuatro millones y medio de personas que, pese a ser laborablemente activas, se encuentran en situación de desempleo. Las consecuencias de la precariedad laboral y el desempleo (como la disminución del nivel de vida de las familias; el deterioro de la salud mental y física de los afectados; las barreras a la emancipación; la negativa influencia en el PIB por la disminución del poder adquisitivo o la agravación del déficit público¹) denotan su nivel de gravedad. Además, es destacable que existen diferencias entre hombres y mujeres en el mercado laboral que derivan en brechas salariales y diferencias notables en la tasa de desempleo, en parte por el mantenimiento de los estereotipos de género en la sociedad española².

En este contexto, parece interesante estudiar la relación existente entre el ciclo económico y de desempleo basándonos en la relación de Okun, limitando el estudio al conjunto nacional e incluyendo distinción de resultados por razón de sexo. Asimismo, es atrayente la idea de evaluar si el ciclo económico influye sobre las diferencias existentes en la tasa de desempleo entre hombres y mujeres.

En consecuencia, mediante este trabajo se tratarán de desarrollar conocimientos y habilidades adquiridas en la carrera llevando a cabo un estudio de investigación de carácter econométrico referido a un tema de candente actualidad. En concreto, se pueden citar tres objetivos fundamentales. En primer lugar, conocer el marco teórico que rodea a la relación entre el desempleo y el crecimiento económico (Ley de Okun) y realizar un análisis crítico de su versión original. En segundo lugar, evaluar la relación de causalidad entre las variables en el caso español para, posteriormente, cuantificarla. Y, por último, evaluar la existencia de diferencias significativas entre hombres y mujeres al respecto.

¹ El desempleo contribuye a agravar el problema del déficit público a través de dos vías: la reducción de la contribución a las arcas del Estado y el incremento de la demanda de transferencias en forma de pensiones, ayudas y servicios públicos.

² Más información en el estudio realizado por Coral del Río y Olga Alonso-Villar (2008): “Diferencias entre mujeres y hombres en el mercado de trabajo: desempleo y salarios”

Para conseguirlo, se ha estructurado el estudio en cuatro grandes secciones. La primera de ellas corresponde al marco teórico, donde se desarrollan y critican las versiones iniciales de la ley de Okun y se realiza una breve revisión de la literatura referente a esta relación. La segunda es un medio contextualizador del posterior análisis, que describe la situación económica y laboral de los últimos años. La tercera, correspondiente al análisis empírico, es el núcleo del trabajo. Éste ha sido dividido en cuatro apartados: la descripción y las transformaciones previas de los datos, el análisis de causalidad, la estimación de la relación y el análisis de la asimetría de la relación en función de la brecha del desempleo entre hombres y mujeres. Y, en la última sección, se finaliza el trabajo con la exposición de las principales conclusiones.

2 MARCO TEÓRICO

La ley de Okun plantea la existencia de una relación empírica y negativa entre la tasa de desempleo y el crecimiento económico, permitiendo conocer el impacto de variaciones de la producción en la tasa de paro y viceversa.

Intuitivamente, se puede prever que una economía en expansión, para incrementar el nivel de producción, requiere un aumento de recursos productivos (entre los que se encuentra la fuerza de trabajo); por lo que, en definitiva, permite la reducción del paro. Análogamente, una economía en recesión, disminuirá el volumen de recursos humanos empleados incrementando en consecuencia su nivel de desempleo.

Esta relación empírica y estadísticamente significativa fue planteada inicialmente por el economista norteamericano Arthur Okun en 1962 y calificada posteriormente como “ley”, pese a su naturaleza a-teórica, por su verificación y cumplimiento con regularidad aceptable en la mayoría de las economías desarrolladas variando únicamente el valor de los coeficientes. Desde las primeras estimaciones ha sido un tema recurrente y ha sido objeto de estudio por muchos economistas para diversas economías y períodos utilizando distintas formulaciones y métodos econométricos; ya que la mayoría de economistas la consideran una de las regularidades empíricas más sólidas. En este aspecto, la Ley figura en la mayoría de libros macroeconómicos intermedios y Blinder (1997) la considera uno de los pilares de la Macroeconomía práctica.

2.1 APORTACIÓN INICIAL DE LA LEY: DIFERENTES VERSIONES

Como ya se ha comentado, la ley de Okun fue propuesta en 1962 por Arthur Okun, quien observó una relación fuertemente lineal entre las variaciones de la producción y del desempleo a partir de datos de la economía estadounidense desde el segundo trimestre de 1947 hasta el último trimestre de 1960. En su artículo, “Potential GNP: Its Measurement and Significance”, estimó la relación existente entre los valores del PIB y del desempleo a través de tres formulaciones diferentes que se exponen a continuación.

2.1.1 Especificación en diferencias

En primer lugar, Okun estimó una relación lineal entre las variaciones de la tasa de paro en dos períodos consecutivos ($u_t - u_{t-1}$) y la tasa de crecimiento de la producción (g_t^Y):

$$u_t - u_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 g_t^Y \quad (2.1)$$

Aplicando MCO a las observaciones trimestrales del período 1947:2-1960:4, Okun obtuvo $\hat{\beta}_0 = 0,3$ y $\hat{\beta}_1 = -0,3$ valores que establecen que sin crecimiento económico la tasa de desempleo se incrementaba en un 0,3% trimestralmente y que la producción perdida por cada punto adicional de paro era aproximadamente del 3,33%³.

De acuerdo a la relación 2.1, la tasa de crecimiento que mantiene constante el paro (\bar{g}^Y) es $\hat{\beta}_0 / \hat{\beta}_1$. Sustituyendo en $\hat{\beta}_0$, se obtiene que la variación en la tasa de desempleo es proporcional a la diferencia entre la tasa de crecimiento observada y la que mantiene inalterada la tasa de paro:

$$u_t - u_{t-1} = \beta_1 (g_t^Y - \bar{g}^Y) \quad (2.2)$$

Mediante esta formulación, sólo se puede obtener la producción potencial⁴ a partir de los valores de los coeficientes suponiendo que la tasa de paro de pleno empleo (u_t^P) es constante, de manera que $g^{Y^P} = \bar{g}^Y$.

2.1.2 Especificación en brechas

En segundo lugar, Okun relacionó la tasa de paro con la brecha relativa existente entre la producción potencial (Y_t^P) y observada (Y_t):

³ $1 / \hat{\beta}_1 = \frac{1}{-0,3} = -3,3$

⁴ Siendo ésta la producción máxima posible con estabilidad de precios.

$$u_t = \theta_0 + \theta_1 \left(\frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t^p} \right) \quad (2.3)$$

Ante la imposibilidad de cuantificar el nivel de desempleo coexistente con la producción potencial, asumió la hipótesis generalizada de que la tasa de paro debía situarse en torno al 4% anual⁵ y estableció una tasa constante de crecimiento potencial, $g^{Y^p} = 3,5\%$. Bajo estos supuestos realizó nuevamente una regresión lineal entre la tasa de desempleo y la brecha (GAP) con el fin de cuantificar la importancia del desempleo en relación con las condiciones de producción potencial, obteniendo $\hat{u}_t = 3,72 - 0,36 \cdot GAP$.

Si la ecuación representa correctamente la relación entre las variables, $u_t^p = \theta_0$. Sustituyendo se obtiene que la desviación en la tasa de desempleo respecto a su valor en pleno empleo es proporcional a la brecha relativa:

$$u_t - u_t^p = \theta_1 \left(\frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t^p} \right) \quad (2.4)$$

De acuerdo a esta especificación, la tasa de paro de pleno empleo era del 3,72% y la brecha relativa por cada punto adicional de desviación de la tasa de paro respecto de la tasa de paro de pleno empleo era aproximadamente del 2,78%⁶, cifra inferior al 3,33% de producción perdida calculado en la formulación anterior.

2.1.3 Especificación en logaritmos y tendencia ajustada

Finalmente, Okun relacionó logarítmicamente la tasa de empleo (e_t) y la producción observada (Y_t) realizando el ajuste temporal incluyendo la tendencia a la ecuación (t):

$$\ln e_t = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Y_t - \lambda_2 t \quad (2.5)$$

Esta formulación se basa en la postulación de Okun de que la tasa de ocupación observada (e_t), relativa a la potencial o de pleno empleo (e_t^p), equivale al cociente entre la producción y la producción potencial elevado a la elasticidad del empleo respecto a la

⁵ En la década de los años 50-60, entre los economistas norteamericanos existía un acuerdo casi unánime de que la producción potencial se alcanzaba cuando la tasa de desempleo se encontraba en torno a un 4%.

⁶ $1 / \hat{\theta}_1 = \frac{1}{-0,36} = -2,7$

producción (σ_Y)⁷. Bajo el supuesto de tasa de ocupación y tasa de crecimiento potenciales constantes, la ecuación queda expresada:

$$e_t = \frac{e^p \cdot Y_t^{\sigma_Y}}{(Y_0^p)^{\sigma_Y} \cdot (1 + g^{Y_p})^{\sigma_Y}} \quad (2.6)$$

Y tomando logaritmos:

$$\ln e_t = \gamma - (\sigma_Y g^{Y_p}) \cdot t + \sigma_Y \ln Y_t; \text{ donde } \gamma = \ln \left(e^p / (Y_0^p)^{\sigma_Y} \right) \quad (2.7)$$

Al estimar la ecuación con varias submuestras del período obtuvo unos valores $\hat{\sigma}_Y$ comprendidos entre 0,35 y 0,4; que indicaba que el crecimiento de la producción debía situarse entre el 2,86% y el 2,50% por debajo del potencial para que la tasa de paro aumentara 1 punto. Además se obtuvo que la tasa de crecimiento de la producción potencial (\hat{g}^{Y_p}) se situaba entre 3,5 y 4,5.

Como puede observarse, en las tres especificaciones propuestas los valores de los coeficientes son muy similares, estando comprendidos entre 0,3 y 0,4⁸. No resulta extraño que las tres formulaciones estimen coeficientes próximos ya que, de acuerdo a Belmonte y Polo (2004) están relacionadas, es decir, bajo determinados supuestos y realizando sustituciones en las formulaciones se obtienen ecuaciones similares. La similitud de resultados llevó a Okun a sintetizar las relaciones en una única ecuación:

$$Y_t^p = Y_t [1 + 0,032(u_t - 4)] \quad \text{ó alternativamente} \quad u_t - 4 = \frac{1}{3,2} \left(\frac{Y_t^p}{Y_t} - 1 \right) \cdot 100$$

Desde la aportación pionera del economista norteamericano en 1962, se han realizado numerosos estudios basados en este tipo de ecuaciones en una gran cantidad de países y regiones debido a la trascendencia económica que supone cuantificar la relación del desempleo frente a cambios en la producción. Pese a que las formulaciones han sufrido numerosas modificaciones y adaptaciones, todas las ecuaciones que relacionan los

⁷ $\frac{e_t}{e_t^p} = \left(\frac{Y_t}{Y_t^p} \right)^{\sigma_Y}$

⁸ $\hat{\beta}_1 = 0,3$ $\hat{\theta}_1 = 0,36$ $\hat{\sigma}_Y = (0,35; 0,4)$

niveles de producción y desempleo se denominan “leyes de Okun” en honor de Arthur Okun, por ser el primer autor en difundirlas académicamente.

2.2 CRÍTICAS A LA VERSIÓN ORIGINAL DE LA LEY DE OKUN

En este apartado se van a comentar importantes críticas al desarrollo inicial realizado por Okun que se ha desarrollado en el punto anterior, indicando además ejemplificaciones de las mismas a través de trabajos de diversos autores.

2.2.1 Interpretación de los parámetros

Como se ha podido observar, Okun interpretó los valores de la relación producto-desempleo en ambos sentidos e incluso utilizó el valor inverso del parámetro para explicar la pérdida de producto respecto al potencial en función de incrementos en la tasa de paro; interpretación que ha sido utilizada en estudios posteriores. Sin embargo, Barreto y Howland (1993), en base a fundamentos econométricos, criticaron el uso del valor inverso del coeficiente estimado para indicar la dimensión del efecto de una variable sobre otra en el sentido contrario al estimado. Afirman que el coeficiente tiene una sola lectura, la correspondiente al modelo especificado, ya que, al margen de la cuestión teórica de relación causal, se deben concretar la variable dependiente y las explicativas en función de los objetivos de explicación y/o predicción establecidos.

2.2.2 Especificación del modelo:

2.2.2.1 Forma funcional y asimetría de la relación

Palley (1993) fue uno de los primeros autores en estudiar la asimetría de la relación en períodos de crecimiento y períodos de recesión incluyendo en el modelo variables ficticias con el fin de evaluar el efecto del crecimiento de la producción en la tasa de desempleo distinguiendo si es un crecimiento positivo ($g_t^Y > g_{yp}^Y$) o negativo ($g_t^Y < g_{yp}^Y$). Su estimación dio lugar a valores de la relación muy dispares según el ciclo económico de Estados Unidos, obteniendo incrementos de la tasa de paro en épocas de recesión muy superiores a las reducciones que se producen cuando se produce crecimiento económico (0,61 y 0,23 respectivamente). Por el contrario, en el estudio realizado por Lee (2000) de 16 países de la OCDE se obtuvo que reduce más el desempleo cuando la variación es positiva que lo que aumenta cuando son negativas.

En definitiva, parece evidenciarse en ambos estudios que optar por una relación lineal entre las variables como en el caso de las dos primeras versiones de Okun es erróneo, al afectar el valor que toma el crecimiento económico en los resultados de la estimación.

2.2.2.2 Especificación estática frente a especificación dinámica

La versión tradicional estima el coeficiente de Okun bajo la hipótesis de constancia de la tasa normal de crecimiento durante todo el período. Sin embargo, la Teoría Económica sugiere que en la mayoría de los casos las relaciones entre las variables son dinámicas. Este tipo de modelos estudia la trayectoria de las variables a través del tiempo, siendo la relación los retardos de las variables. Si tomamos la definición de Blanchard y Quah (1989), en la que cada variable queda explicada por sus propios retardos y por los del resto de las variables explicativas, podemos redefinir el modelo en diferencias y en brechas de la versión original de la ley de Okun. De esta forma, se asume un comportamiento dinámico con el fin de recoger la tendencia de las series no captada por la variable referida al crecimiento económico, de modo que el término del error sea considerado ruido blanco.

Cuadro 2.1 Tabla comparativa: especificaciones estáticas y dinámicas⁹

Especificación en diferencias	Estática: $\underbrace{u_t - u_{t-1}}_{\Delta u_t} = \beta_0 + \beta_1 g_t^Y$ Dinámica: $\Delta u_t = \lambda_0 + \sum_{i=0}^{r_1} \delta_i g_{t-i}^Y + \sum_{i=1}^{r_2} \varphi_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t$
Especificación en brechas	Estática: $u_t = \theta_0 + \theta_1 \left(\frac{Y_t^P - Y_t}{\underbrace{Y_t^P}_{GAP_Y}} \right)$ Dinámica: $GAP_U_t = \sum_{i=0}^{r_2} \alpha_i GAP_U_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_1} \eta_i GAP_Y_{t-i} + \varepsilon_t$

2.2.2.3 Omisión de variables relevantes

Estudios posteriores han dejado en evidencia la significatividad de variables en la especificación de modelos para explicar la variación del desempleo además de la producción como representación de la economía de cada región. Por ejemplo, en el estudio de la economía estadounidense, destaca el estudio realizado por Gordon (1984), donde se consideran nuevas variables económicas¹⁰ como el nivel de población activa, la jornada media laboral o la población en edad de trabajar, para estimar la producción desde 1951 hasta 1979 y contrastar el efecto del desempleo a corto y largo plazo mediante una ecuación autorregresiva.

⁹ Donde r_1 y r_2 son el número óptimo de retardos de las variables producción y tasa de desempleo respectivamente y GAP_Y y GAP_U recogen la brecha existente en la producción y el desempleo respecto a su valor potencial.

¹⁰ Variables incluidas en el estudio: población activa, población empleada, jornada media laboral, producción y empleo agrícola y población en edad para trabajar.

Otro trabajo esclarecedor es el estudio de las diferencias regionales en España de Martín Román, A. y Porras, M.S. (2012). Si bien es cierto que muchos autores argumentan las variaciones del coeficiente entre regiones por causas estructurales como el grado de rigidez o de flexibilidad del mercado laboral; las diferencias significativas en la relación de Okun entre las comunidades autónomas españolas, donde rigen las mismas leyes laborales¹¹, muestran la necesidad de incluir variables explicativas adicionales.

2.2.3 Ruptura de la hipótesis de permanencia estructural

Multitud de trabajos empíricos basados en la ley de Okun manifiestan la variación del coeficiente de Okun a lo largo del período muestral. A nivel nacional se puede mencionar el trabajo realizado por Martín y Porras (2011) que deja patente la inestabilidad de los coeficientes de Okun de las comunidades autónomas en España mediante el estudio de dos submuestras temporales (1981-1995 y 1996-2010); que muestra, un incremento en la sensibilidad del desempleo a los cambios económicos en el segundo periodo. En el estudio se obtuvo que en la primera mitad los coeficientes de Okun fluctuaban entre -0,15 y -0,9 (Castilla y León y Cataluña respectivamente), mientras que en la segunda mitad oscilaban entre -0,65 y -1,12 (La Rioja y Murcia respectivamente). Además, mediante los contrastes de Wald y de Chow, se verificó que los parámetros diferían significativamente en casi todas las comunidades y la existencia de cambio estructural en 1995 en 11 de las 17 regiones respectivamente. Por último, cabe recodar la ya mencionada asimetría de la relación en períodos de crecimiento y de recesión económica cuya existencia también verifica la ruptura de permanencia estructural; hecho que también es tratado en el mencionado estudio alegando diferencias en la estructura ocupacional.

2.2.4 Metodología y técnica empleada

La introducción de metodologías y técnicas econométricas novedosas han permitido estimaciones más fiables de formulaciones con mayor flexibilidad, de manera que se superan las limitaciones del procedimiento original; permite analizar la relación en función del horizonte temporal o el momento cíclico; e incorporar diferentes restricciones y variables explicativas para distintas regiones. Entre las innovaciones del campo econométrico podemos incluir el uso de series temporales y datos de panel; los contrastes de estabilidad, raíz unitaria y cointegración; los modelos dinámicos, tanto en

¹¹ España fue clasificada como en el grupo de países con mayor rigidez del mercado laboral dentro de Europa por sus normativas de protección al empleo (González Mínguez y Vaca, 2007, pp. 75).

su versión univariante, como en su versión multivariante de Vectores Autorregresivos (VAR) usada en estudios como el de Gordon (1984); el modelo de corrección del error (MCE), utilizado por ejemplo en Harris y Silverstone (2001) o Virén (2001); o los modelos de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR).

2.2.5 Propiedades estocásticas de las variables

En el análisis econométrico de series temporales, uno de los problemas principales es medir la relación en variables “no estacionarias” o variables con tendencia, ya que las estimaciones de estas regresiones son espurias¹² salvo que estén cointegradas. El concepto de cointegración, acuñado por Granger en 1987, exige que se verifiquen dos condiciones:

- Que las variables sean integradas de primer orden¹³, I (1).
- Que exista una combinación lineal estacionaria de orden cero de ambas variables, es decir, con residuos I (0).

La existencia de cointegración puede interpretarse como una relación de equilibrio a largo plazo. Como consecuencia, la determinación del orden de integración de las variables es un tema de gran interés y una práctica necesaria en el análisis de series temporales.

Tras esta breve exposición teórica, la última crítica al trabajo de Okun de este trabajo es la desconsideración de la posible presencia de raíces unitarias. En este sentido, Attfield y Silverstone (1998) resaltaron que la brecha del producto y la brecha del desempleo estaban cointegradas, por lo que formaban una relación de equilibrio a largo plazo. Como resultado, el coeficiente de Okun podía ser interpretado como la elasticidad a largo plazo.

¹² En las relaciones espurias, dos variables están aparente y erróneamente relacionadas, existiendo una tercera variable que las relaciona. En estas regresiones los errores estarán correlacionados y los estadísticos “t” están erróneamente calculados ya que se utiliza un estimador de la varianza residual no consistente.

¹³ Se dice una serie temporal es integrada de orden d ($I(d)$), si tomando d diferencias, la serie se convierte en estacionaria; es decir, que tomando d diferencias entre sus valores se consigue que la serie resultante tenga una distribución de probabilidad constante en media y varianza.

2.3 REVISIÓN DE LA LITERATURA

La relación de Okun es utilizada en multitud de estudios macroeconómicos que responden a diversos objetivos con datos y metodologías diferentes. Son muchos los trabajos que evalúan la asimetría de la relación de la tasa de desempleo a la tasa de crecimiento económico diferenciándola en función de su signo, es decir, del ciclo económico difiriendo entre períodos de crecimiento y de recesión. Podemos encontrar artículos donde se estudia el ciclo a nivel internacional, nacional y regional, por lo que a continuación se comentarán algunos de los estudios ya realizados.

2.3.1 Trabajos a nivel internacional

Estudios revisados sobre diferentes regiones del mundo señalan que efectivamente se produce una asimetría en la ley de Okun y ofrecen diversas justificaciones de la misma. El trabajo de **Virén** (2001), con datos de 20 países de la OCDE desde 1960 hasta 1997 y basándose en el modelo de corrección del error, evidencia la existencia de no linealidades, es decir, la asimetría de la ley de Okun del efecto del crecimiento de la producción sobre el desempleo en casi todos los países estudiados y, en particular, en el caso español donde en períodos de recesión el coeficiente es de -2,932; mientras que en los de recesión es de 0,092. Indica además que el crecimiento económico tiene un gran efecto en el desempleo cuando el desempleo es bajo y la producción es alta, y viceversa. **Silvapulle et al.** (2004), sobre la base de un modelo dinámico, utilizan datos de EE.UU. del periodo posterior a la guerra para concluir que los efectos a corto plazo de una desviación negativa en la producción sobre el desempleo cíclico son cuantitativamente diferentes de los de una positiva; siendo el desempleo más sensible a los periodos de recesión. El estudio enumera además varios argumentos teóricos para explicar el comportamiento asimétrico. Por un lado, dado que las relaciones laborales dependen del marco institucional, las rigideces del mercado de trabajo limitan la capacidad de los empresarios de despido de los trabajadores. En base a esta teoría, la respuesta del desempleo es menor en períodos de contracción que en los de expansión. Por otro lado, argumentan que los empleadores suelen ser más negativos en periodos de recesión que lo positivos que son en períodos de recuperación o de crecimiento, causando que el desempleo responda con más fuerza en períodos de recesión que en períodos de expansión económica. En el estudio proponen asimismo que, mientras la primera es más probable en Europa, la segunda se ajusta más al caso estadounidense.

Continuando con el desarrollo del posible origen de la asimetría, podemos enumerar diversos autores:

- Courtney (1991), basándose en un enfoque de la función de producción agregada, atribuye la asimetría a la sustitución de factores productivos en los ciclos, a la fluctuación de la productividad total de los mismos y los cambios en la distribución del crecimiento sectorial.
- Mayes y Viren (2002), en cambio, señalan como responsable a la falta de correspondencia entre el empleo y los desempleados en términos de sectores y regiones, sobre todo en fase desaceleración económica.
- Campbell y Fisher (2000) consideran que las asimetrías en la creación y destrucción de empleo se deben a las asimetrías macroeconómicas en los costes del ajuste ya que el coste de ajuste del empleo a un shock económico es mayor que el coste que supone ajustar la necesidad de factor trabajo en períodos de crecimiento.

2.3.2 Trabajos a nivel nacional y regional

Los estudios del caso español descritos en el presente estudio se describirán de manera más amplia con el fin de proporcionar una visión más detallada de sus principales resultados.

El estudio realizado por **Ballesteros, Núñez y Usabiaga (2012)**, relaciona el ciclo de desempleo con los ciclos de distintas variables macroeconómicas (PIB, IPC, tipo de interés nominal y gasto público) para el conjunto nacional y para cada una de las comunidades autónomas, haciendo especial hincapié en la relación existente entre el nivel de desempleo y de producción. Con datos anuales desde 1980 y basándose en la versión en brechas de la ley de Okun, el uso de distintas técnicas econométricas (análisis de series temporales: regresión lineal y series autorregresivas; análisis mediante panel de datos; y modelo de ecuaciones aparentemente no lineales: SUR) dieron como resultado cuatro principales conclusiones. En primer lugar, el análisis cíclico de las economías regionales muestra que no existen diferencias significativas entre las mismas, por lo que al análisis del conjunto nacional sería suficiente. En segundo lugar, el ciclo de desempleo queda explicado en mayor medida con las variables del ciclo de producción y el ciclo de inflación. En tercer lugar, los coeficientes de las variables explicativas han sufrido variaciones a lo largo del tiempo, mostrando en el coeficiente de Okun un notable aumento de la vinculación existente entre el nivel de

producción y el nivel de desempleo. Finalmente, el modelo SUR queda definido como el modelo más eficiente para realizar el estudio, por la importancia de la correlación entre los residuos procedentes de las estimaciones regionales, y da lugar a predicciones robustas aceptables.

Ángel L. Martín Román y María Sylvina Porras con el estudio “La ley de Okun en España ¿por qué existen diferencias regionales?” (2011) analizaron la ley de Okun entre las comunidades autónomas de España durante el período 1981-2010 y dos subperíodos. Optaron por el uso de una expresión basada en la especificación en diferencias reformulada por Blanchard¹⁴ (1997, pp. 384-386). Para explicar las diferencias entre los coeficientes regionales se utilizó un panel de datos anuales de las 17 comunidades autónomas españolas incorporando diferentes variables como en un modelo estimado por MCO. Los diferentes test empíricos aplicados permitieron obtener tres resultados principales. Por un lado, se verificó el cumplimiento de la ley al constatarse una relación negativa entre el crecimiento económico y la variación de la tasa de desempleo, con alta sensibilidad ante cambios en la actividad en todo el país, aunque con diferencias significativas entre las regiones (el valor del coeficiente se ubicó entre -0,32 en Castilla y León y -0,97 en Cataluña). Por otro lado, se observó que el coeficiente de Okun creció significativamente en casi todas las comunidades en la segunda mitad del período (1996-2010), indicando un aumento de la sensibilidad de la tasa de paro y mostrando la inestabilidad del coeficiente en gran mayoría de las CCAA. Finalmente, se confirmó que factores relacionados con la estructura ocupacional, factores tecnológicos (en relación a la productividad del trabajo), la estructura sectorial y el grado de proteccionismo laboral influían en los cambios de sensibilidad, causando las diferencias de la ley de Okun entre comunidades.

Tras comprobar las diferencias regionales, se van a citar dos estudios realizados de Andalucía por ser la comunidad con mayor tasa de desempleo en los últimos años:

Leal *et al.* (2002) registran una serie de hechos estilizados que caracterizan a la economía andaluza, desde la perspectiva cíclica, respecto al conjunto de la economía española en el período 1985-2000 con datos trimestrales: la evolución cíclica de la

¹⁴ Basándose en la expresión de Blanchard $u_t - u_{t-1} = \beta(g_{yt} - g_y^*)$ que incluye a la versión original de la expresión en diferencias la tasa de crecimiento normal del producto (g_y^*), por desconocimiento del valor de la tasa de crecimiento normal, se estimó el siguiente modelo $\Delta u_t = \alpha + \beta g_{yt} + \varepsilon_t$, siendo $\alpha = -\beta g_y^*$

actividad económica en Andalucía presenta unas mayores fluctuaciones¹⁵ que en el conjunto de España, aunque ambas economías muestran alto grado de sincronía de acuerdo al estudio de correlación, tanto agregado como a nivel sectorial (primario, industria, construcción y servicios). En media, el crecimiento ha sido superior en Andalucía que en el conjunto del país en las expansiones, siendo por el contrario menor en los momentos de recesión. En el estudio se evidencia la ley de Okun en la relación negativa entre el ciclo económico y la evolución cíclica del desempleo, mostrando además una menor sensibilidad del empleo ante variaciones en la producción en la región andaluza con coeficientes de Okun de -0,95 en Andalucía frente a -1,38 en el conjunto nacional¹⁶. Asimismo, vislumbra la existencia de asimetría en la relación al detectar que para una misma variación de la producción, se tiende a reducir más el desempleo en las expansiones, que aumentar en recesiones.¹⁷

Siguiendo esta línea, cabe destacar el estudio realizado por **Pérez, Rodríguez y Usabiaga (2002)**, que realiza un análisis dinámico de la relación entre el ciclo productivo y el ciclo de desempleo para Andalucía y España. Haciendo uso de series trimestrales estimaron modelos asimétricos de la formulación en brecha de la ley y una metodología VAR. Los resultados del estudio indican que el comportamiento dinámico es diferente, siendo el impacto del ciclo productivo sobre el desempleo cíclico es menor en Andalucía que en el conjunto del país. En la región andaluza es más significativo el parámetro contemporáneo, siendo de gran importancia el peso de los parados agrícolas, mientras que en España tienen más importancia los retardos, hecho que parece apoyar la volatilidad de las variables andaluzas afirmada por Leal et al. (2002). Asimismo se detecta que la relación es asimétrica al verse reducido el desempleo en mayor medida en períodos de recesión y sugieren que puede ser explicada por la evolución de la población activa a lo largo de los ciclos económicos.

¹⁵ Volatilidad medida a través de la desviación típica muestral.

¹⁶ *Estimación usando como medida del ciclo económico el ciclo estimado del VAB en la función*

$$u_t - u_t^* = \alpha(y_t - y_t^*) + \sum \beta_i(u_{t-i} - u_{t-i}^*) + \varepsilon_t$$

¹⁷ Coeficientes de -1,15 y -0,74 en Andalucía y -1,82 y -1,37 en España en períodos de expansión y recesión respectivamente.

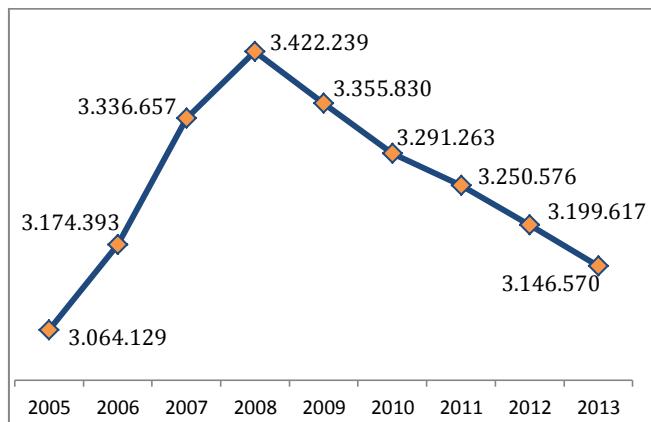
3 ECONOMÍA Y DESEMPLEO EN ESPAÑA

La coyuntura actual está caracterizada por la “Gran Recesión”, que ha tenido un fuerte impacto sobre la actividad económica de los países más desarrollados. Sus graves consecuencias sobre el mercado de trabajo han provocado un significativo deterioro de las condiciones de vida de una amplia parte de la población. En consecuencia, antes de analizar los datos utilizados en el presente estudio, vamos a realizar una descripción de los cambios producidos en la situación económica y en el desempleo de España a partir de la crisis. Al mismo tiempo, conseguiremos poner en manifiesto la ya mencionada importancia del estudio de la relación.

3.1 SITUACIÓN ECONÓMICA ESPAÑOLA

La crisis económica en la que se encuentra inmersa España ha supuesto importantes consecuencias en el entramado empresarial del país. El 2012 ha constituido el quinto ejercicio consecutivo de descenso de las empresas activas, reduciéndose en un 1,7% y situándose en un total de 3.146.570 a 1 de enero de 2013 (332.299 altas y 399.033 bajas en 2012) de acuerdo a la última actualización del Directorio Central de Empresas (DIRCE) a 1 de enero de 2013. En los dos gráficos mostrados a continuación se puede observar el número de empresas activas y la variación interanual en el período 2005-2013.

Figura 3.1 Evolución de empresas activas (2005-2013)

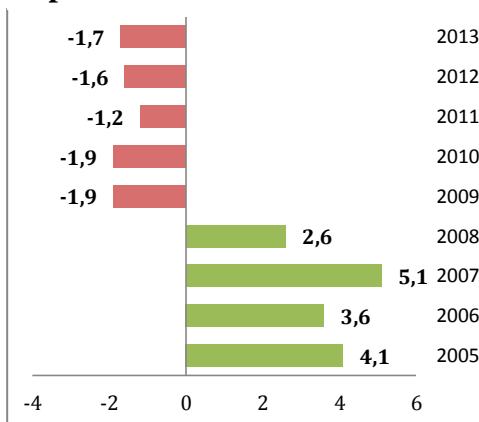


¿Ésta es la peor crisis económica de la historia de España?

Sí, por un motivo, y es que España en otras crisis históricas tenía una economía rural. La peor fue en la guerra civil, que afectó desde 1936 hasta 1947. Pero exceptuando aquella situación bélica, ésta es la peor, por ser la más grave con una economía industrial.

Juan Velarde Fuertes

Figura 3.2 Variación interanual empresas activas



Aunque estos datos ya muestran la incidencia de la crisis sobre tejido empresarial del país, con el fin de ofrecer una imagen general de la situación macroeconómica en los últimos años, se ha desarrollado una tabla con diversos indicadores.

Cuadro 3.1 Indicadores situación económica (2002-2012)

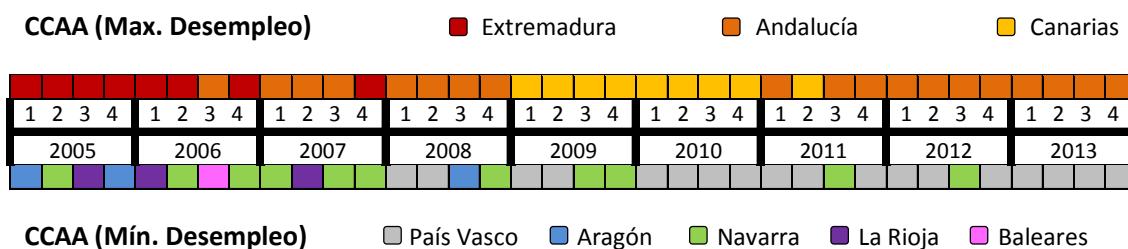
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Fuente
PIBpm pc (mill.€)	729.258	783.082	841.294	909.298	985.547	1.053.161	1.087.788	1.046.894	1.045.620	1.046.327	1.029.279	INE
Δ% PIB pm	n.d.	0,074	0,074	0,081	0,084	0,069	0,033	-0,038	-0,001	0,001	-0,016	
PPC pm (€)	20.525	20.882	21.824	22.893	24.714	26.119	25.859	24.147	24.122	24.188	24.448	BCE
Δ% PPC	n.d.	0,017	0,045	0,049	0,080	0,057	-0,010	-0,066	-0,001	0,003	0,011	
IPC (base 2011)	78,552	80,939	83,399	86,208	89,239	91,726	95,464	95,190	96,903	100,000	102,446	INE
RNDNeta (mill.€)	621.881	665.216	709.618	761.276	818.469	866.968	885.491	853.421	855.747	847.281	839.928	INE
Δ% PNDNeta	n.d.	0,070	0,067	0,073	0,075	0,059	0,021	-0,036	0,003	-0,010	-0,009	
Tasa de paro (%)	11,450	11,485	10,965	9,153	8,453	8,233	11,245	17,855	19,858	21,390	24,788	INE
Δ% Tasa de paro	n.d.	0,003	-0,045	-0,165	-0,076	-0,026	0,366	0,588	0,112	0,077	0,159	
Déficit público (% sobre PIB)	-0,3	-0,3	-0,1	1,3	2,4	2,0	-4,5	-11,1	-9,6	-9,6	-10,6	BCE
Deuda pública (% sobre PIB)	52,6	48,8	46,3	43,2	39,7	36,3	40,2	54,0	61,7	70,5	86,0	BCE

Fuente: Elaboración propia

3.2 EL DESEMPLEO EN ESPAÑA

Si observamos los datos de la tasa de desempleo por comunidad autónoma proporcionados por el INE, la mitad sur de España es la más afectada (véase Anexo 1.1). Además, en la Figura 3.3 se aprecia que mientras la comunidad autónoma con mayor desempleo es más permanente, la de menor tasa es más volátil, aunque puede observarse más estabilidad y cierta estacionalidad desde 2008.

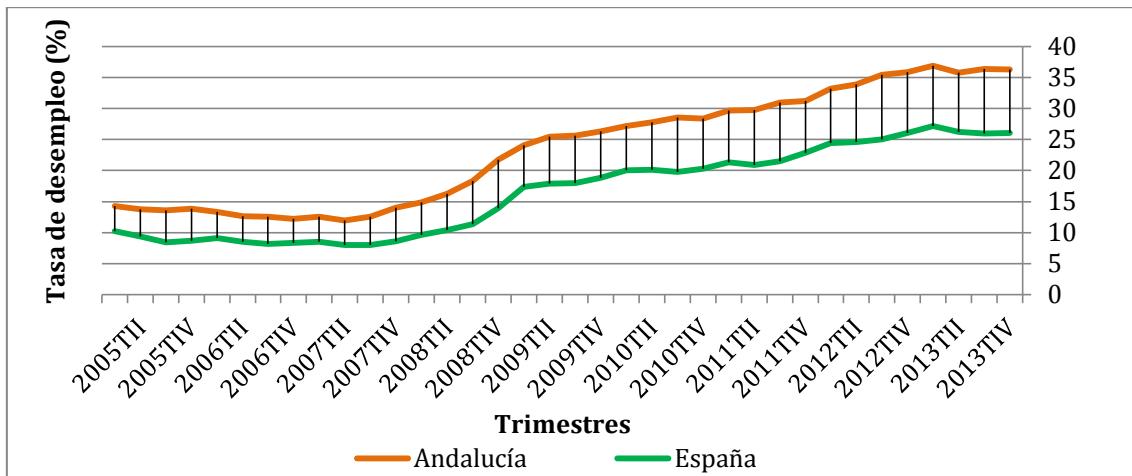
Figura 3.2 CCAA con mayor y menor nivel de desempleo trimestral



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por el INE

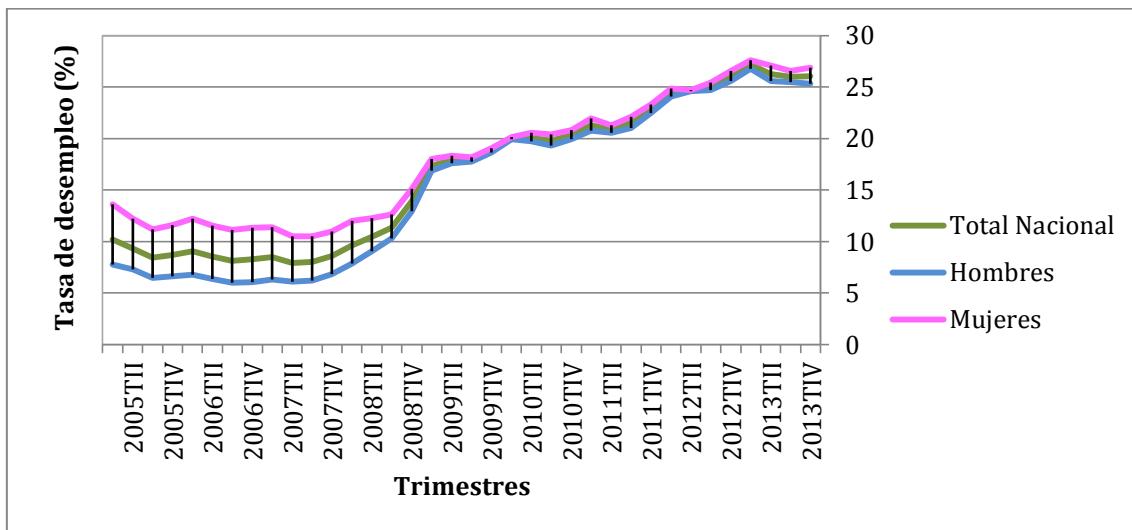
Por otro lado, desde inicios de 2005 hasta finales de 2013 se ha incrementado considerablemente la tasa de desempleo tanto a nivel nacional como en las diferentes comunidades (véase Anexo 1.2). La tasa ha aumentado 15,84 puntos porcentuales en el conjunto nacional (10,19 y 26,03 respectivamente) y aproximadamente se ha duplicado la brecha existente entre el desempleo de la comunidad autónoma con mayor tasa y la de menor, pasando de 11,27 a inicios de 2005 a 20,56 a finales de 2013 (véase Anexo 1.1). Si confrontamos la tasa de desempleo en del conjunto nacional con la de Andalucía (que desde 2011 presenta la tasa más elevada) en el gráfico mostrado a continuación, se observa que pese a que en ambos casos la tasa de paro aumenta, la comunidad se ha sido más afectada por la coyuntura económica que España en media, es decir, la brecha entre ellas se ha visto incrementada. Asimismo, la tasa de paro andaluza presenta aproximadamente una relación 3:2 respecto a la del conjunto nacional a lo largo del período analizado.

Figura 3.3 Tasa de paro en Andalucía y el conjunto nacional



Como hemos visto, el desempleo no se comporta de igual modo en las diferentes comunidades. De igual modo, éste no ha afectado de la misma forma a toda la población, pues se observan diferencias por razón de sexo y de edad.

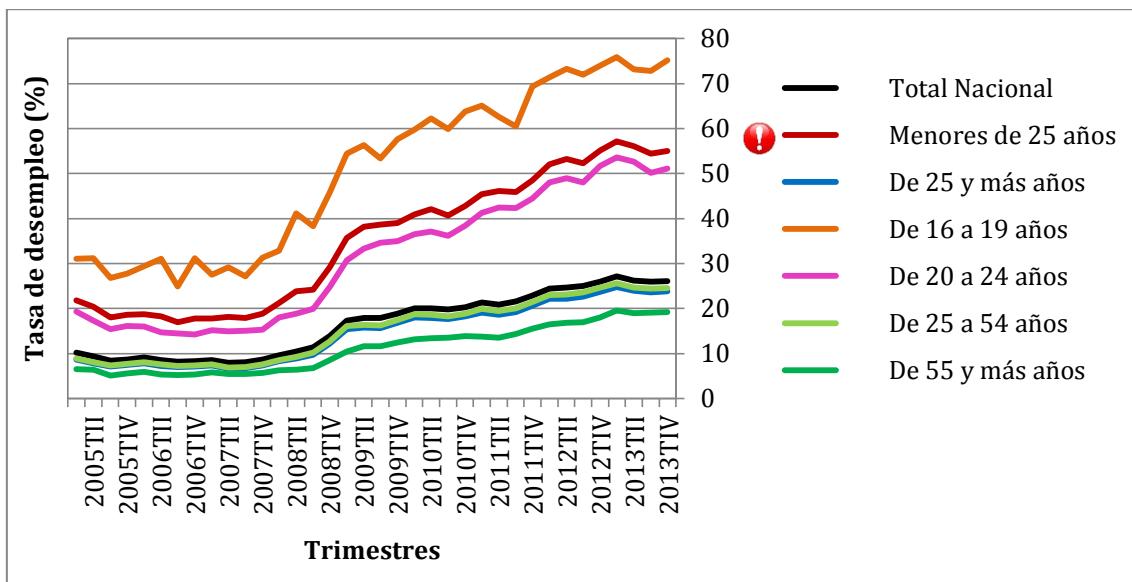
Figura 3.4 Tasa de paro en España por sexo



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por el INE

El gráfico 3.5 muestra la existencia de una mayor tasa de desempleo femenino a lo largo del período analizado. Sin embargo la diferencia se reduce considerablemente a partir de 2007, momento en el que comienza la crisis económica. Pese a ello, en ningún momento del período la tasa de paro femenina es menor que la masculina.

Figura 3.6 Tasa de paro en España por edad



Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por el INE

En el gráfico 3.6, queda patente uno de los mayores problemas del caso español: el elevado nivel de desempleo juvenil. Es reseñable la gran diferencia que presenta la tasa de paro media difiriendo entre desempleados menores y mayores de 25 años. Podemos observar que el desempleo juvenil es aproximadamente el doble que la media nacional, siendo ésta similar a la que presentan los baremos de “25 y más años” y “de 25 a 54 años”.

Finalmente añadir que para mayor entendimiento de la situación del desempleo podría realizarse un amplio estudio de las variables que lo componen (el número de parados y el número de la población activa por grupo de estudio), además del análisis de la tasa. No obstante, en este trabajo nos vamos a limitar a la consecución de los objetivos fijados.

4 ANÁLISIS EMPÍRICO

Este apartado se trata del núcleo práctico del presente trabajo. En primer lugar, en él se describirán y se transformarán los datos utilizados para su posterior análisis. Posteriormente, se realizará un primer análisis con el fin de evaluar la dirección de la relación existente entre las variables. A continuación se evaluará y se cuantificará la relación de Okun. Y, finalmente, se analizará la asimetría de la relación en la brecha del desempleo entre hombres y mujeres.

4.1 DESCRIPCIÓN Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS

4.1.1 Descripción de los datos utilizados

Los datos utilizados en el análisis corresponden a las dos cuestiones que representan la relación de Okun: el mercado de trabajo y la actividad económica.

Por un lado, en lo referente al mercado laboral, se dispone de la Encuesta de Población Activa (EPA), que proporciona cifras trimestrales tanto a nivel nacional como a nivel regional. Concretamente, se ha optado por hacer uso de una muestra de la tasa de desempleo de 1996 a 2013 para el conjunto nacional difiriendo por razón de sexo obtenida del Instituto Nacional de Estadística. Es necesario matizar que, tanto para el conjunto de la nación como para su distinción entre hombres y mujeres, ha sido necesaria la unión de dos series para completar la muestra del periodo de estudio. Pese a ello, el cambio metodológico de 2005 no ha producido cambios significativos en la tasa, por lo que la combinación de las series no ha conllevado problemas importantes relativos al trabajo empírico.

Por su parte, en lo que respecta a la actividad económica se ha considerado la serie trimestral del PIB a precios constantes, elaborada y enlazada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) con 2008 como año de referencia. Pese de acudir a la Contabilidad Nacional, resulta muy difícil poder contar con series regionales trimestrales extensas y fiables, por lo que, con el fin de emplear una serie homogénea del periodo muestral ya mencionado, se ha optado por valerse de la base de datos BDREMS¹⁸, elaborada por José Ramón García (Universidad de Valencia). La base de datos de dicha serie ha sido actualizada hasta el último trimestre de 2013 utilizando las tasas de paro de la Encuesta de Población Activa (EPA) proporcionadas por el INE.

¹⁸ Esta base de datos proporciona las series de las variables utilizadas como base estadística en el modelo REMS ("A Rational Expectations Model for Simulation and Policy Evaluation of the Spanish Economy" de J.E. Boscá, A. Díaz, R. Doménech, J. Ferri, E. Pérez and L. Puch. December, 2007). Las series trimestrales, que abarcan desde el inicio de 1980 hasta el segundo trimestre de 2013, son series corregidas de estacionalidad y de efecto calendario, a precios constante del año 2008. La última actualización de la base de datos fue realizada por José Ramón García (Universidad de Valencia) en octubre de 2013.

4.1.2 Tratamiento de los datos

Antes de proceder a analizar las propiedades de los datos y, en concreto, su orden de integración, ha sido necesario realizar una serie de transformaciones preliminares.

4.1.2.1 Corrección de la estacionalidad de las series

En primer lugar, se ha considerado el problema de la estacionalidad de las series, fenómeno bastante común al trabajar con series temporales de frecuencia inferior a la anual. En el caso de que las series presenten componentes estacionales, se debería proceder a su eliminación para evitar problemas de especificación del modelo, tanto en los análisis univariantes como multivariantes, especialmente en lo que se refiere a los problemas de autorrelación serial.

En los últimos años, se ha prestado mucha atención al análisis de la estacionalidad de los datos. Si el componente estacional presente en los datos es de tipo determinista, una solución consiste en filtrar los datos con variables ficticias estacionales. La idea básica de este procedimiento es bastante simple, ya que se trata de introducir variables artificiales que recojan el efecto diferencial de cada período sobre uno que se toma como referencia. A este respecto, Olekalns (1994) señala que esta solución provoca una pérdida de potencia en los contrastes de raíces unitarias. Asimismo, cabe mencionar que si la estacionalidad no es determinista, filtrar las series con variables ficticias produce un problema de regresión espuria, similar al originado cuando una serie con tendencia estocástica se filtra por una tendencia determinista (Beaulieu y Miron, 1993).

En este trabajo, y teniendo en cuenta las limitaciones que autores como Ghysels y Perron (1993) han señalado, se ha optado por corregir las series de estacionalidad y de efecto calendario mediante el procedimiento X-11 ARIMA. Esta herramienta está disponible en el programa estadístico Gretl que es el paquete estadístico que ha sido utilizado en todas y cada una de las etapas del trabajo.

4.1.2.2 Transformación logarítmica

En segundo lugar, la variable PIB ha sido transformada en logaritmos, un procedimiento habitual que permite alcanzar más fácilmente la estacionariedad en varianza tras una primera diferenciación ya que actúa sobre la serie amortiguando la amplitud de las transformaciones, tal y como señala Hamilton (1994). Existe una segunda razón para esta transformación previa de tipo más económico, consistente en que, para cambios pequeños, la primera diferencia del logaritmo de una variable es aproximadamente igual

a la tasa de variación de la serie original. De este modo, si una variable en logaritmos es integrada de orden uno, la tasa de variación de la variable original es constante.

4.1.2.3 Evolución cíclica de las variables

Por último, uno de los modelos de la Ley de Okun se basa en el cálculo del producto y el desempleo potencial. Una forma de cuantificar los valores potenciales, es analizar los movimientos cíclicos del producto (desempleo) observado, los cuales muestran cimas y valles los cuales a través del tiempo suponen mayor o menor uso de los recursos productivos, por tanto, estudiar la tendencia y los ciclos del producto, conduce a la posibilidad de proponer una serie de cifras de la producción potencial (Grant, 2002).

Existe en la literatura actual 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.

Entre los diversos métodos existentes en la literatura, el más utilizada actualmente para medir la Ley de Okun, es el filtro de Hodrick y Prescott (HP) (1997), el cual se aplica a la variable observada para encontrar su componente tendencial y determinar teóricamente sus niveles óptimos. En este trabajo utilizamos dicho filtro por su sencilla implantación. La propuesta desarrollada por Hodrick y Prescott, parte precisamente de la idea de que el componente permanente del logaritmo natural de las series debe variar suavemente, de manera que la tasa de crecimiento fluctúe poco y, además, que el componente cíclico sea una desviación en torno al componente permanente. Este método filtra el logaritmo natural de la serie, extrayendo tendencia y obteniendo la parte cíclica como el resultado de la diferencia entre la serie y su componente permanente. La figura 4.1 y la 4.2 representan la descomposición en ciclo y tendencia del logaritmo del PIB y de la tasa de desempleo respectivamente. En el Anexo 2 se pueden observar las descomposiciones gráficas correspondientes a la tasa de paro con distinción entre hombres y mujeres.

Figura 4.1 Descomposición del logaritmo del PIB

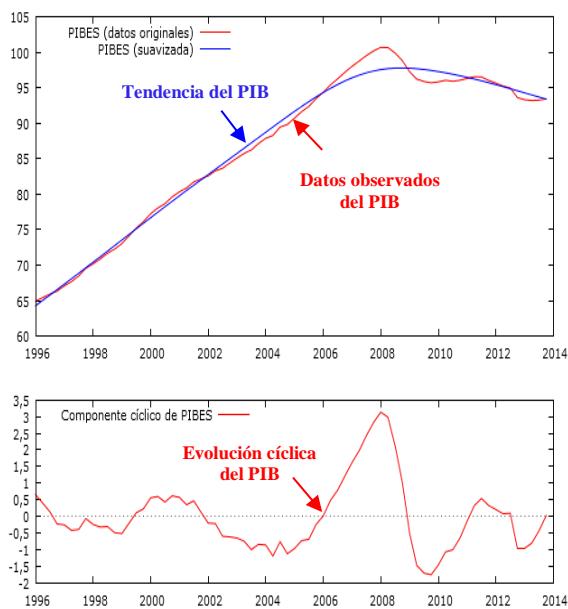
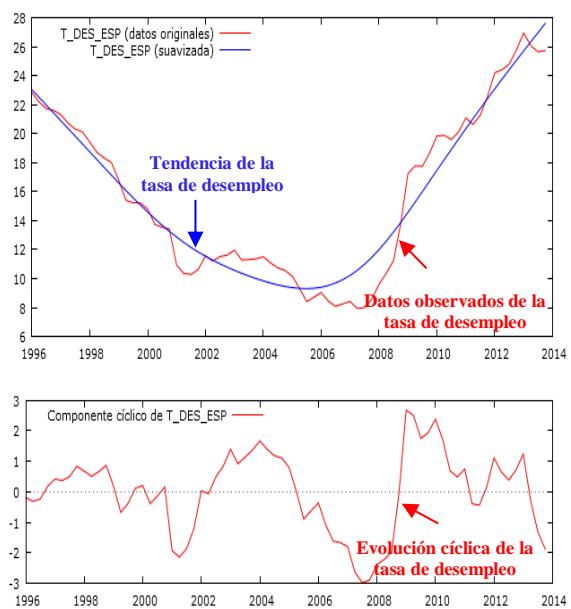


Figura 4.2 Descomposición de la tasa de desempleo



Dichos gráficos permiten advertir perfectamente el procedimiento seguido por el filtro para la extracción del componente cíclico. Asimismo se puede observar que la serie del PIB presenta desviaciones menores que la serie del desempleo respecto a su componente tendencial, a causa de su aparente mayor estabilidad en el tiempo. El cambio más brusco que ha penalizado la tendencia en esta serie se trata del período anterior y posterior al derrumbe económico sufrido en la economía a nivel mundial a finales de 2007, punto que coincide con los valores máximo y mínimo del componente cíclico del crecimiento económico y la tasa de desempleo respectivamente.

4.1.3 Propiedad Univariante de las variables

Antes de proceder a la especificación del sistema AIDS, ha sido necesario analizar la no estacionariedad de las variables, mediando el uso de los contrastes de raíces unitarias. La determinación del número de raíces unitarias de una serie, es decir, del grado de integración (d), ha sido el objeto de numerosos estudios en los últimos años. En este trabajo se han utilizado los contrastes basados en los trabajos de Fuller (1976) y Dickey y Fuller (1979, 1981), prestando especial atención a la especificación correcta de las regresiones correspondientes tanto en cuanto a la selección de los componentes deterministas como a la elección del retardo óptimo a fin de evitar la existencia de autocorrelación. En el Anexo 3 se recogen los resultados de los contrastes de raíz

unitaria. Como puede apreciarse, los resultados de raíces unitarias indican la estacionariedad de todas las variables consideradas en el presente trabajo.

4.2 ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

La interpretación de los parámetros de un modelo econométrico se realiza en base a la especificación del mismo. Es decir, es necesario definir con anterioridad el hecho económico a explicar y el fenómeno causal existente entre la variable dependiente y los regresores del modelo, así como la forma funcional del mismo. Sin embargo, como se ha mencionado anteriormente, Okun (1962) y muchos estudios posteriores, sobre la base de una relación causal bidireccional negativa entre las variables, asumieron erróneamente que la validez de utilizar inverso del coeficiente estimado para indicar la magnitud del efecto de una variable sobre otra en el sentido contrario al estimado.

Frente a ellos, Barreto y Howland (1993) plantearon la existencia de una relación de endogeneidad entre las variables y demostraron que los resultados de estimar el nivel de desempleo en función del crecimiento económico y viceversa difieren. Concretamente observaron que en el caso de Japón había una sobreestimación del efecto del desempleo sobre el crecimiento, haciendo responsable de los resultados a la baja correlación hallada entre el desempleo y el producto en el periodo analizado. De este modo, demostraron el uso del valor inverso era un estimador sesgado, que ha generado mucha confusión y problemas de sobreestimación en el coeficiente. Consecuentemente, dichos autores introdujeron el requisito de realizar el análisis de causalidad para elegir entre un modelo u otro basándose en contrastes estadísticos y en función de los objetivos del estudio en cuestión.

En base a esta crítica, en este apartado se va a determinar la dirección de regresión a analizar a posteriori, permitiendo con ello corregir un error fundamental la literatura de la ley de Okun sobre la magnitud y la interpretación de los coeficientes. Para ello, se ha realizado un análisis de causalidad de las variables, concepto introducido por Clive W. J. Granger, Premio Nobel de Economía (2003), en 1969.

4.2.1 Contraste de causalidad en sentido de Granger

Para comenzar, es necesario destacar que el contraste de causalidad más utilizado en la literatura sobre crecimiento económico es el contraste de causalidad de Granger.

En econometría, al contemplar las relaciones que se dan entre multitud de variables económicas, resulta evidente que se precisa de una definición operativa de causalidad que permita la verificación empírica en cada caso concreto. Tal definición econométrica existe y se conoce con el nombre de “causalidad de Granger” y que puede expresarse de forma simplificada como¹⁹:

X es una causa de Y en el sentido de Granger (denotado generalmente $X \rightarrow Y$) si Y_t se puede predecir con mayor exactitud utilizando valores pasados de X que sin usarlos, manteniendo igual el resto de la información.

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

$$E(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots; X_{t-1}, X_{t-2}, \dots) = E(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots)$$

Sin embargo, esta propiedad no suele analizarse; se contrasta exclusivamente la significación del bloque de retardos de X en la ecuación de Y; y se supone que si dicho bloque de variables es significativo, contribuirá a mejorar la predicción de la variable y.

El contraste de causalidad definido anteriormente está basado en la estimación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). 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 del modelo en función de los retardos de todas las variables del modelo, incluidos los de la propia variable explicada. Un sistema así formulado consiste en un conjunto de ecuaciones autorregresivas, que expresan un vector de variables en función de sus propios retardos, lo que justifica su nombre de modelo de Vector Autorregresivo o VAR.

¹⁹ De forma análoga, se dice que una variable X no causa a la variable Y si al añadir el pasado de X a la ecuación anterior no añade capacidad explicativa.

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 están endogeneizadas) 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.

Así, en un problema general donde tenemos un vector Y_t formado por dos variables²⁰ ($k=2$) y cuyo orden máximo de retardos es p , el modelo VAR (p) bivariante tiene la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \sum_{i=1}^p \beta_{11,i} Y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{12,i} Y_{2,t-i} + u_{1t} \\ Y_t &= \sum_{i=1}^p \beta_{21,i} Y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{22,i} Y_{2,t-i} + u_{2t} \end{aligned} \quad (4.1)$$

Donde: u_{it} ($i=1,2$) es el vector de perturbaciones aleatorias en cada una de las ecuaciones, asumiendo que sea vector de perturbaciones ruido blanco.

4.2.2 Determinación del orden de retardo y estimación del modelo VAR (p)

La ecuación (4.1) incluye p retardos para cada una de las variables del sistema. En la práctica, el valor de p debe ser, por un lado, lo suficientemente pequeño para que sea operativo y, por otro, suficientemente grande para producir residuos que sean ruido blanco. Diversas técnicas han sido desarrolladas en la literatura para determinar el orden óptimo de un VAR (Akaike, 1970-1971; Parzen, 1976 y Shibata, 1976).

En este trabajo la selección del número de retardos del modelo se ha llevado a cabo mediante el uso de diferentes criterios de selección.

- El Criterio de Información de Akaike (AIC), definido como (Akaike (1973)):

$$AIC(p) = \ln |\tilde{\Sigma}_u(p)| + \frac{2}{T} p k^2 \quad (4.2)$$

²⁰ $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}]'$

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

- Dos criterios adicionales son los de Hannan-Quinn (HQ) y Schwarz (SC). A diferencia del criterio anterior, éstos se fundamentan en criterios de consistencia, es decir se constituyen con el fin de seleccionar un número de retardos que se aproxima 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:

$$HQ(p) = \ln|\tilde{\Sigma}_u(p)| + \frac{2\ln\ln T}{T} pk^2 \quad (4.3)$$

$$SC(p) = \ln|\tilde{\Sigma}_u(p)| + \frac{2\ln T}{T} pk^2 \quad (4.4)$$

Para la obtención del número de retardos óptimo, se ha elegido un retardo máximo de 8 para los diferentes criterios citados teniendo en cuenta la naturaleza y frecuencia de los datos. Los resultados de la aplicación de estos tres criterios se recogen en el Cuadro 4.1.

Cuadro 4.1 Criterios de información para la elección del número de retardos del modelo VAR

Retardos	AIC	SC	HQC
1	-6.451	-6.316	-6.398
2	-6.852	-6.582436 *	-6.746
3	-6.953	-6.549	-6.793 *
4	-6.889	-6.349	-6.676
5	-6.992 *	-6.318	-6.727
6	-6.887	-6.077	-6.568
7	-6.900	-5.955	-6.528
8	-6.848	-5.769	-6.423

Los asteriscos de abajo indican los mejores (es decir, los mínimos) valores de cada criterio de información:

- AIC = criterio de Akaike
- SC = criterio bayesiano de Schwarz
- HQC = criterio de Hannan-Quinn

Los resultados obtenidos con los criterios de selección de retardos no son concluyentes ya que la selección del número de retardos (p) es diferente dependiendo del criterio considerado. El valor mínimo del AIC se obtiene para $p=5$, en el caso del criterio SC el mínimo se obtiene para $p=2$ y el criterio HQ selecciona un retardo óptimo igual a 3. Debido a la diferencia en los resultados obtenidos, en una segunda etapa se han estimado tres modelo considerando $p=2$, $p=3$ y $p=5$, respectivamente. A continuación, cada uno de los modelo se ha sometido a una batería de contrastes de especificación con el objetivo de verificar si los residuos de cada uno de los modelo se comportan como un ruido blanco, comprobando si los residuos obtenidos del modelo estimado cumplen las hipótesis de normalidad, homocedasticidad y ausencia de autocorrelación.

- Para contrastar la existencia de autocorrelación de primer y cuarto orden se ha utilizado el estadístico LM de Breusch-Godfrey (LM) (Godfrey, 1988)²¹. Este test es asintóticamente válido en presencia de variables dependientes retardadas, y suficientemente flexible como para considerar órdenes de correlación serial alternativos.
- Por otro lado, para comprobar la heteroscedasticidad, tratándose de series temporales, se han realizado los contrastes de ausencia de heterocedasticidad autorregresiva condicionada (efectos ARCH) utilizando el procedimiento propuesto por Engle (1982). Si existe heterocedasticidad condicionada, los residuos del modelo ajustado estarían incorrelacionados, pero serían dependientes. Por tanto, los residuos al cuadrado presentarían autocorrelación.
- Finalmente, para evaluar si los residuos siguen una distribución normal, se ha utilizado el contraste LM de Jarque Bera.

²¹ En primer lugar, se estima el modelo de regresión : $Y_t = \alpha_1 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$ y se guardan los residuos, $\hat{\varepsilon}_t$. A continuación, se estima por MCO la ecuación de los residuos en función de una constante, las variables explicativas del modelo y los q retardos de los residuos: $\hat{\varepsilon}_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t-p} + \zeta_t$. La hipótesis nula es la ausencia de autocorrelación serial de orden (q): $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$, 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.

Las conclusiones obtenidas de los diferentes contrastes para cada uno de los modelos estimados se resumen en el Cuadro 4.2. Como se puede apreciar a partir de los resultados de dicho cuadro, los modelos VAR estimados con 2 y 5 retardos han sido descartados al no superar la etapa de chequeo. El modelo estimado con 2 retardos presenta efecto ARCH y ambos modelos presentan problemas de autocorrelación. Además, en el caso del modelo con 5 retardos, la estimación de los retardos 4 y 5 no era estadísticamente significativa al 5% de nivel de significación. Finalmente, se ha seleccionado el modelo VAR con 3 retardos como susceptible de ser considerado el correcto Proceso Generados de los Datos (PGD).

Cuadro 4.2 Conclusión de contrastes de correcta especificación del modelo

	VAR(2)	VAR(3)	VAR(5)
Autocorrelación	Presenta problemas de autocorrelación de orden 1 y 4	Cumple la hipótesis de no autocorrelación	Presenta problemas de autocorrelacion de orden 1 y 4
Heteroscedasticidad	Presenta efecto ARCH de orden 1 y 4	No presenta efecto ARCH	No presenta efecto ARCH
No normalidad	Cumple normalidad	Cumple normalidad	Cumple normalidad

Asimismo, los resultados de los diferentes contrastes de especificación del modelo elegido, VAR con $p=3$, se recogen en el Cuadro 4.3 mostrado a continuación. Como se puede apreciar, por un lado, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de primer y cuarto orden. Por otro lado, para todos los retardos, no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de efecto ARCH. Finalmente, el estadístico LM de Jarque Bera para ambas ecuaciones estimadas no rechaza la hipótesis nula de normalidad²² de los residuos dado que los valores obtenidos son inferiores al valor crítico al 5% de nivel de significación.

²² La hipótesis nula del estadístico LM de autocorrelación y la de normalidad es la ausencia de correlación serial y normalidad, respectivamente, por lo que valores superiores al valor crítico significan el rechazo de dichas hipótesis (presencia de autocorrelación y no-normalidad de los residuos).

Cuadro 4.3 Contrastes para verificar la correcta especificación del modelo VAR(3)

	Ecuación GPIB_TE	Ecuación GDES_TE
Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación H_0 : no hay autocorrelación		
LMBG(1)	3,71 (0,054)	0,98 (0,321)
LMBG(4)	8,15 (0,085)	4,26 (0,371)
Contraste de homoscedasticidad H_0 : no hay efecto ARCH		
ARCH(1)	0,041 (0,83)	0,71 (0,851)
ARCH(4)	1,771 (0,77)	2,48 (0,64)
Contraste de normalidad de los residuos H_0 : el error se distribuye normalmente		
JB	3,492 (0,17)	6,07 (0,048)

GPIB_TE es el componente cíclico del PIB para el total de la Economía española.

GDES_TE es el componente cíclico de la tasa de desempleo para el total de la economía española

LMBG(i) es el estadístico LM de Breusch-Godfrey de autocorrelación de orden *i*

Los valores entre paréntesis corresponden a los *p*-valor de los contrastes

A la vista de estos resultados, se puede concluir que el modelo estimado considerando 3 retardos está correctamente especificado ya que no presenta problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y de no normalidad de los residuos. En consecuencia, los estimadores MCO del modelo son insesgados y los contrastes de hipótesis sobre los parámetros serán válidos.

A continuación se muestran los resultados en forma matricial de la estimación del modelo VAR (3), así como los t-ratio asociados a los parámetros en la Figura 4.3.

Figura 4.3 Estimación del modelo VAR con p=3 (superior) y t-ratios asociados (inferior)

$$\begin{bmatrix} GDES_{ET}(t) \\ GPIB_{ET}(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 7.984 & -3.348 \\ -1.898 & 8.524 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GDES_{ET}(t-1) \\ GPIB_{ET}(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -3.232 & 2.379 \\ 0.029 & -0.944 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GDES_{ET}(t-2) \\ GPIB_{ET}(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 2.397 & 0.022 \\ -0.479 & -2.180 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GDES_{ET}(t-3) \\ GPIB_{ET}(t-3) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} GDES_{ET}(t) \\ GPIB_{ET}(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.058 & -0.820 \\ -0.137 & 1.135 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GDES_{ET}(t-1) \\ GPIB_{ET}(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.544 & 0.854 \\ 0.003 & -0.184 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GDES_{ET}(t-2) \\ GPIB_{ET}(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.339 & 0.005 \\ -0.037 & -0.273 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GDES_{ET}(t-3) \\ GPIB_{ET}(t-3) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \end{bmatrix}$$

4.2.3 Análisis de causalidad en sentido de Granger utilizando el modelo VAR (3)

Si las variables (Y_{1t} y Y_{2t}) vienen generadas por un proceso VAR(3) estable tal como viene escrito en la expresión (4.1), siendo el vector u_t un proceso ruido blanco con una matriz de varianzas y covarianzas no singular Σ_u , entonces se puede establecer el contraste de causalidad de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} H_o: Y_{2t} &\text{ no causa a } Y_{1t} \text{ en el sentido de Granger } (Y_{2t} \not\rightarrow Y_{1t}) \\ H_a: Y_{1t} &\text{ causa a } Y_{2t} \text{ en el sentido de Granger } (Y_{2t} \rightarrow Y_{1t}) \\ \Updownarrow & \\ H_o: a_{12,1} = a_{12,2} = \dots = a_{12,p} &= 0 \\ H_a: \text{al menos } \exists a_{12,i} &\neq 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, p \end{aligned} \quad (4.5)$$

Esto implica que la no-causalidad entre las variables se puede analizar mediante el contraste de significatividad conjunta sobre los parámetros de la representación VAR del sistema.

Dado que la estimación conjunta del sistema dado en la expresión (4.5) es equivalente a la estimación por MCO ecuación por ecuación, la hipótesis nula de “no causalidad” se puede contrastar utilizando el estadístico F, que sigue la distribución F habitual con los grados de libertad que se indican:

$$F_c = \frac{SR_r - SR_{nr} / p}{SR_{nr} / T - (2p + 1)} \sim F_{p,T-(2p+1)} \quad (4.6)$$

Donde:

- SR_r : Suma residual del modelo restringido \equiv Estimación por MCO de la siguiente regresión:

$$y_{1t} = \sum_{i=1}^p a_{11,i} y_{1,t-i} + u_{1t} \quad (4.7)$$

- SR_{nr} : suma residual del modelo no restringido \equiv Estimación por MCO de la regresión de y_{1t} en función de sus valores retardados y los retardos de la variable y_{2t} , es decir:

$$y_{1t} = \sum_{i=1}^p a_{11,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12,i} y_{2,t-i} + u_{2t} \quad (4.8)$$

Los resultados del contraste de causalidad en el sentido de Granger se recogen en el cuadro 4.4.

Cuadro 4.4 Contrastes de causalidad en el sentido de Granger.

Ecuación GDES_TE		
H₀: GPIB_TE no causa GDES_TE en el sentido de Granger Equivale a contrastar sobre los parámetros del modelo 11 la siguiente hipótesis $H_0: a_{21,1} = a_{21,2} = a_{21,3} = 0$ $H_a: \forall a_{21,i} \neq 0 \quad (i=1,2,3)$	Valor del estadístico 5,915 p-valor=0,0008	Conclusión Se rechaza la hipótesis nula y por tanto GPIB_TE causa GDES_TE en el sentido de Granger
Ecuación GPIB_TE		
H₀: GDES_TE no causa GPIB_TE en el sentido de Granger Equivale a contrastar sobre los parámetros del modelo 11 la siguiente hipótesis $H_0: a_{12,1} = a_{12,2} = a_{12,3} = 0$ $H_a: \forall a_{12,i} \neq 0 \quad (i=1,2,3)$	Valor del estadístico 2,0826 p-valor=0,1102	Conclusión No se rechaza la hipótesis nula y por tanto GDES_TE no causa GPIB_TE en el sentido de Granger

Al rechazar la hipótesis nula de causalidad en la ecuación del PIB (al 5% de nivel de significación) y no ha sido posible hacerlo en la segunda ecuación del desempleo, los resultados indican una relación causal unidireccional del ciclo del crecimiento económico sobre el del desempleo. Consecuentemente, a lo largo del trabajo se realizará el estudio basandonos en la relación $GDES_t = f(GPIB_t)$, siendo GPIB y GDES el componente cíclico del PIB y desempleo, respectivamente, al haber quedado demostrada empíricamente en este apartado.

Antes de proceder al siguiente apartado, es oportuno comentar que los análisis realizados a lo largo de estos dos apartados (modelo VAR y Causalidad) se han llevado a cabo para la tasa de desempleo desagregando entre hombres y mujeres. Los resultados obtenidos para ambos casos fueron idénticos a los obtenidos para el total de la economía española, aunque, por motivos de espacio dichos resultados no han sido incluidos.

4.3 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN: MODELO BRECHA

El objetivo de este apartado es cuantificar la relación de Okun en el caso español difiriendo los resultados por razón de sexo, haciendo uso de la versión en brechas de la ley. Para ello, en primer lugar se va a justificar brevemente el uso de esta especificación

del modelo. En segundo lugar, se va a evidenciar la relación mediante la representación gráfica de la evolución cíclica del crecimiento económico y del desempleo. Y, por último, como sección principal del apartado, se estimará la relación.

4.3.1 Versión en brechas: fundamentos de la elección

En este estudio se va a trabajar en base a la especificación en brechas de la ley de Okun. Ésta permite obtener una serie de ventajas frente a otras formulaciones que pueden ser concretadas en dos cuestiones fundamentales.

En primer lugar recordemos que, cuando se trabaja con series temporales, primero es necesario realizar una evaluación de la estacionariedad de las series dado que, como se ha mencionado anteriormente, su no-consideración podría acarrear la obtención de regresiones espurias. El incumplimiento de la condición de estacionariedad invalida los procedimientos de la estimación y la inferencia estadística realizada a partir de los resultados obtenidos ya que origina que los estadísticos converjan a distribuciones no degeneradas en lugar de a distribuciones degeneradas, o causales (Suriñach et al., 1995). La primera ventaja está referida a este aspecto, ya que cuando se utilizan los componentes ciclo-tendencia en lugar de las series originales, se trabaja directamente con series estacionarias de la brecha existente entre las observaciones y la tendencia (tal y como se ha demostrado en el apartado de la descripción de los datos).

En segundo lugar, y en función de los objetivos fijados, se debe concretar la definición de los ciclos de las variables, los cuales van a ser objeto de estudio. Habitualmente se realiza atendiendo a dos criterios. El primero de ellos identifica las fases cíclicas con la situación de las tasas de crecimiento del agregado. Este axioma se encuentra estrechamente relacionado con la definición tradicional de ciclo económico ofrecida por Burns y Mitchell en el libro *Measuring Business Cycles* (1946), en la que los ciclos eran fases recurrentes de expansión, crisis, depresión y recuperación. El segundo, por el contrario, se acomoda mejor a la intuición que solemos tener sobre el ciclo económico y el uso lingüístico de términos tales como “cambio de tendencia”. Lucas (1997) ofrece una definición de ciclo como las desviaciones de una variable macroeconómica con respecto a su tendencia, enunciación que adecua perfectamente el uso de brechas para el análisis de ciclos.

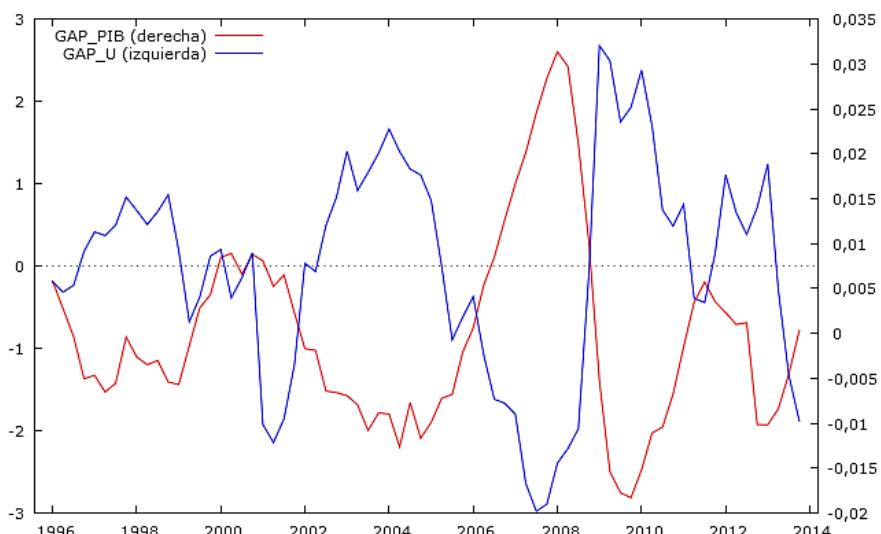
Estos dos aspectos, nos bastan para optar por esta formulación de la ley de Okun en el análisis que se va a realizar a continuación.

4.3.2 Evidencia gráfica de la relación

En secciones anteriores la Ley de Okun ha sido reflejada teóricamente y mediante la revisión bibliográfica de estudios versados en ella. Sin embargo, también puede ser mostrada gráficamente, permitiendo una lectura inmediata de la relación inversa entre el crecimiento económico y la tasa de desempleo.

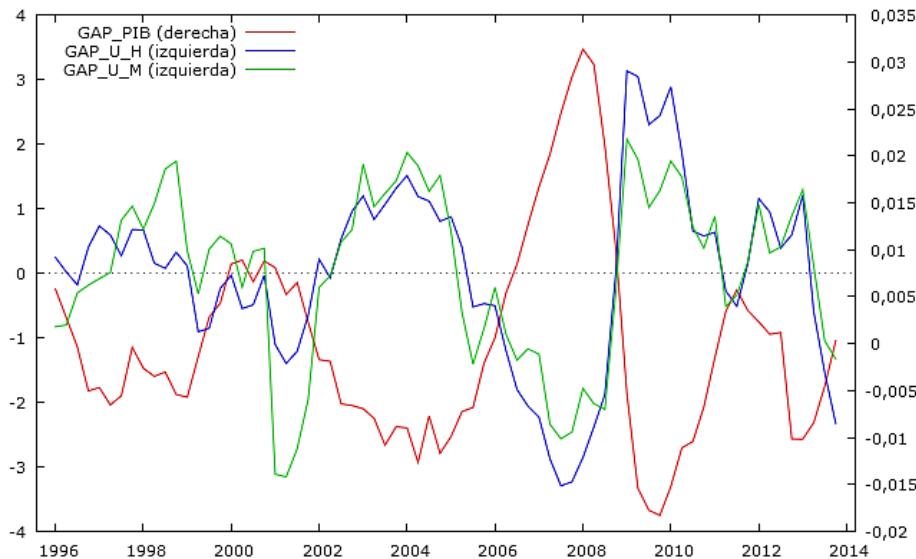
La figura 4.4 presenta los ciclos del crecimiento económico y del desempleo de España en el período 1996-2013. Ambos forman una imagen especular, de manera que ambas desviaciones respecto a su tendencia se mueven en relación inversa. Se puede observar que en ciclos de expansión, medidos como desviaciones positivas del crecimiento económico respecto a su tendencia, suelen llevar asociadas disminuciones del nivel de desempleo; mientras que en ciclos recesivos surge el efecto contrario.

Figura 4.4. Ciclos del PIB y del desempleo en España



Aunque al distinguir la tasa de desempleo entre hombres y mujeres sigue observándose la evidencia gráfica de la relación inversa (véase la figura 4.5), es interesante reparar en la existencia de diferencias en la evolución cíclica de la tasa de desempleo entre hombres y mujeres. La evolución cíclica del desempleo en ambos géneros no presenta un patrón constante, en el sentido de que la desviación de la tasa de desempleo de cada sexo respecto a su componente tendencial es independiente de la brecha del PIB, es decir, que en períodos de ciclo expansivo o recesivo la desviación no es mayor para un género en concreto.

Figura 4.5. Ciclos del PIB y del desempleo en hombres y mujeres



4.3.3 Cuantificación de la relación

A continuación, se estima la versión brecha de la ley de Okun. Recordar que a partir de los análisis realizados en la sección anterior, hemos concluido que existe causalidad unidireccional desde el PIB al Desempleo. En consecuencia, se puede estimar el modelo por MCO utilizando las brechas mediante la siguiente ecuación:

$$\underbrace{TD_t - TD_t^P}_{GAP_TD} = \beta \underbrace{\left(\ln(PIB_t) - \ln(PIB_t^P) \right)}_{GAP_PIB} \quad (1.9)$$

Si la perturbación aleatoria del modelo cumple las hipótesis básicas, comportándose como un ruido blanco, los estimadores MCO del modelo serían insesgados y consistentes. El modelo dado en la ecuación (4.9) se ha estimado para los tres casos considerados: Total España, desempleo hombre y desempleo mujeres. Además, cada una de las regresiones estimadas ha sido sometida a una batería de contraste con el objetivo de analizar si supera la etapa de chequeo. Se trata de comprobar si los residuos obtenidos de cada uno de los tres modelos estimados cumplen las hipótesis de normalidad, homocedasticidad y ausencia de autocorrelación utilizando, al igual que en el caso del modelo VAR, el contraste LM de Jarque-Bera, el contraste de ausencia de efectos ARCH y el estadístico LM de Breusch-Godfrey, respectivamente.

Los resultados de la estimación de las regresiones y de la realización de los contrastes están detallados en el cuadro 4.5.

Cuadro 4.5 Estimación del modelo en brechas²³ (ver ecuación 4.9)²⁴

Estimación MCO: MODELO TOTAL ESPAÑA	
$GDES_t = -1,001GPIB_t$ <small>(-12,32)</small>	
Chequeo del modelo	
LMBG(1)=30,24 $\chi^2(1) = 3.84$	ARCH(1)=12,76 $\chi^2(1) = 3.84$
LMBG(4)= 33,74 $\chi^2(4) = 9.48$	ARCH(4)=13,74 $\chi^2(4) = 9.48$
Contraste Jarque Bera= 2,39 $\chi^2(2) = 5.99$	
Estimación MCO: MODELO HOMBRES	
$GDES_t = -1,086GPIB_t$ <small>(-12,85)</small>	
Chequeo del modelo	
LMBG(1)=34,49 $\chi^2(1) = 3.84$	ARCH(1)= 17,50 $\chi^2(1) = 3.84$
LMBG(4)=38,07 $\chi^2(4) = 9.48$	ARCH(4)= 18,35 $\chi^2(4) = 9.48$
Contraste Jarque Bera=11,88 $\chi^2(2) = 5.99$	
Estimación MCO: MODELO MUJERES	
$GDES_t = -0,895GPIB_t$ <small>(-9,38)</small>	
Chequeo del modelo	
LMBG(1)= 29,14 $\chi^2(1) = 3.84$	ARCH(1)=28,91 $\chi^2(1) = 3.84$
LMBG(4)= 32,96 $\chi^2(4) = 9.48$	ARCH(4)= 29,94 $\chi^2(4) = 9.48$
Contraste Jarque Bera= 9,49 $\chi^2(2) = 5.99$	

Como vemos en el cuadro 4.5, en los tres modelos estimados encontramos que:

- Los parámetros son altamente significativos con un nivel de confianza del 95%.
- Los modelos presentan problemas de autocorrelación y de heteroscedasticidad ya que se rechaza las hipótesis nulas de ausencia de correlación serial y ausencia de efecto ARCH, de primer y cuarto orden, mientras que el estadístico LM de Jarque Bera es superior al valor crítico al 5%, rechazando así la hipótesis nula de normalidad.

A la vista de estos resultados, donde ni las estimaciones ni la inferencia estadística de los modelos son válidas, se ha decidido, re-especificar los modelos mediante la

²³ Los modelos estimados a lo largo del estudio no incluyen una constante porque se trabaja con ciclos de media nula.

²⁴ Los valores entre paréntesis de la estimación del modelo son los t-ratios, que contrastan la significatividad individual de los parámetros. Si se cumple que $|t-ratio| > 1,96$. Es indicador de la significatividad individual del correspondiente parámetro al 5% de nivel de significación.

dinamización de los mismos, introduciendo retardos tanto de la variable endógena como de la exógena, con el objetivo de solucionar los problemas de autocorrelación. Esta es una de las posibles soluciones al problema de autocorrelación cuando se trabaja con datos de series temporales.

4.3.3.1 Versión dinámica de la ley de Okun en Brechas

La versión dinámica de la ley de Okun en brechas viene expresada del siguiente modo:

$$GDES_t = \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_i GDES_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i GPIB_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

Si las perturbaciones del modelo se comportan como un ruido blanco (no autocorrelación serial, homocedasticidad y normalidad) los estimadores MCO de los parámetros del modelo dinámico serán consistentes y por tanto se podría hacer inferencia estadística de la forma habitual. Ahora bien, para garantizar el cumplimientos de dichas hipótesis básicas habría que elegir correctamente los órdenes de retardos (p_1 y p_2) necesarios para que los residuos del modelo se comportasen como un ruido blanco. Para ello, nos hemos basado en los resultados del modelo VAR estimado anteriormente y según el cual se ha estimado el orden de retardo en 3 y hemos adoptado la metodología de “*lo general a lo particular*”²⁵, que consiste en estimar el modelo introduciendo los 3 retardos para cada una de las variables e ir eliminando de forma secuencial aquellos que resulten no significativos. El proceso secuencial termina en el momento en que todos los coeficientes del modelo sean significativos, al menos, al 10% de nivel de significación. Como resultado, los modelos finalmente estimados aparecen recogidos en el Cuadro 4.6. En él, se presentan además los contrastes de normalidad, autocorrelación serial de Breusch-Godfrey y heteroscedasticidad condicionada autoregresiva de cada modelo con el propósito de analizar si los residuos obtenidos tienen las propiedades deseadas. Antes de extraer las conclusiones del cuadro, cabe destacar que la especificación del modelo ha resultado diferente en el caso de las mujeres al incluir los retardos de segundo y tercer orden del ciclo del PIB y de primer y segundo orden la brecha del desempleo; mientras que el modelo de la población total y el de los hombres incluye el segundo retardo de la brecha PIB y los tres retardos del

²⁵ Richard y Hendry 1983 Plantea la metodología denominada “*general-to-specific*” que consiste en comenzar con un modelo amplio que es usado para comparar con las versiones reducidas. Este enfoque parte de un proceso generador de datos (PGD) desconocido y mediante teoría económica y aplicación econométrica (marginalización, simplificación, reparametrización, etc.) se logra una aproximación o representación robusta, simple y parsimoniosa de este proceso generador de datos (PGD).

ciclo del desempleo. Consecuentemente, basándonos en la significatividad individual de las variables, podemos afirmar que las mujeres se ven más afectadas por la evolución del ciclo económico que por la tendencia seguida por el desempleo.

Cuadro 4.6 Estimación dinámica del modelo en brechas (ver ecuación 4.10)

Estimación MCO: MODELO TOTAL ESPAÑA	
$GDES_t = -0,978GPIB_t + 0,671GPIB_{t-2} + 0,96GDES_{t-1} - 0,58GDES_{t-2} + 0,26DES_{t-3}$	
$R^2 = 0,86 \quad \bar{R}^2 = 0,85$	
Chequeo del modelo	
LMBG(1)=1,2226 $\chi^2(1) = 3.84$	ARCH(1)= 0,46 $\chi^2(1) = 3.84$
LMBG(4)= 8,296 $\chi^2(4) = 9.48$	ARCH(4)=3,19 $\chi^2(4) = 9.48$
Contraste Jarque Bera= 3,15 $\chi^2(2) = 5.99$	
Estimación MCO: MODELO HOMBRES	
$GDES_t = -1,08GPIB_t + 0,868GPIB_{t-2} + 1,02GDES_{t-1} - 0,59GDES_{t-2} + 0,30DES_{t-3}$	
$R^2 = 0,898 \quad \bar{R}^2 = 0,891$	
Chequeo del modelo	
LMBG(1)=0,68 $\chi^2(1) = 3.84$	ARCH(1)= 0,056 $\chi^2(1) = 3.84$
LMBG(4)= 5,672 $\chi^2(4) = 9.48$	ARCH(4)= 5,146 $\chi^2(4) = 9.48$
Contraste Jarque Bera=6,031 $\chi^2(2) = 5.99$	
Estimación MCO: MODELO MUJERES	
$GDES_t = -0,71GPIB_t + 0,75GPIB_{t-2} - 0,46GPIB_{t-3} + 0,82GDES_{t-1} - 0,29GDES_{t-2}$	
$R^2 = 0,756 \quad \bar{R}^2 = 0,741$	
Chequeo del modelo	
LMBG(1)= 0,31 $\chi^2(1) = 3.84$	ARCH(1)= 0,195 $\chi^2(1) = 3.84$
LMBG(4)= 3,67 $\chi^2(4) = 9.48$	ARCH(4)= 0,823 $\chi^2(4) = 9.48$
Contraste Jarque Bera= 4,87 $\chi^2(2) = 5.99$	

Como vemos en el cuadro, se acepta la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de primer y cuarto orden en los tres modelos estimados. Asimismo, se acepta la hipótesis nula de ausencia de efecto ARCH, para el modelo del total de España, hombre y mujeres. El estadístico LM de Jarque Bera, sin embargo, acepta la hipótesis nula de normalidad de los residuos dado que los valores obtenidos son menores que el valor crítico al 5%, excepto en el caso del modelo para hombres según el cual dicha hipótesis sólo se puede aceptar al 1% de nivel de significación, donde $\chi^2(2) = 9,21$.

Dado que los tres modelos estimados superan la etapa de chequeo, podemos utilizar los parámetros estimados para calcular el coeficiente de Okun e interpretar los resultados obtenidos en los tres modelos dinámicos estimados.

4.3.3.2 Conclusiones obtenidas de la estimación del modelo dinámico de la ley de Okun en brechas.

Para obtener e interpretar el coeficiente de Okun en cada uno de los modelos; en su efecto instantáneo, a corto y a largo plazo; hay que tener en cuenta que no encontramos ante modelos lineal-log. Los resultados obtenidos atendiendo a esta especificación quedan resumidos en el cuadro 4.7.

Cuadro 4.7 Coeficiente de Okun a corto y largo plazo

Efecto instantáneo: $\hat{\lambda} = \hat{\beta}_0$	Efecto a corto plazo: $\hat{\lambda} = \sum_{i=0}^{p_1} \hat{\beta}_i$	Efecto a largo plazo: $\hat{\lambda} = (\sum_{i=0}^{p_1} \hat{\beta}_i) / (1 - \sum_{i=1}^{p_2} \hat{\alpha}_i)$	
Total España			
$\hat{\lambda}$	-0.978	-0.307	-0.865
Coeficiente de Okun = $1 / \hat{\lambda}$	-1.023	-3.262	-1.156
Hombres			
$\hat{\lambda}$	-1.085	-0.216	-0.813
Coeficiente de Okun = $1 / \hat{\lambda}$	-0.922	-4.628	-1.230
Mujeres			
$\hat{\lambda}$	-0.715	-0.423	-0.905
Coeficiente de Okun = $1 / \hat{\lambda}$	-1.399	-2.363	-1.105

En base a estos resultados del período de estudio, desde 1996 hasta 2013, podemos extraer las siguientes deducciones:

Considerando el conjunto de la población española, por cada punto porcentual de desviación de la producción trimestral respecto a su componente estructural, se produce una desviación promedia instantánea de la tasa de paro en relación a su tendencia de -0,978 puntos porcentuales; y de -0,307 y -0,865 a corto y largo plazo respectivamente. Es decir, en términos cuantitativos el efecto acumulado de un aumento de un punto porcentual en la producción por encima de su tendencia supondría una disminución del desempleo por debajo de su componente estructural de 0,928 puntos de manera instantánea, de 0,304 a corto plazo y de 0,865 a largo plazo.

Si diferenciamos estas cifras entre hombres y mujeres, encontramos que el efecto instantáneo, a corto y a largo plazo asciende, respectivamente, a -1,085, -0,216 y -0,813 puntos porcentuales en el caso de los hombres y a -0,715, -0,423 y -0,905 puntos porcentuales en el caso de las mujeres. Es destacable que el efecto instantáneo es mayor en el caso de los hombres, mientras que efecto a corto y largo plazo del ciclo de la producción sobre el desempleo es superior en el caso de las mujeres.

Además, cabe señalar que la temporalidad del mayor efecto también varía en función del sexo. Mientras que en el caso de los hombres, al igual que en el conjunto de la nación, la mayor relación de causalidad del PIB sobre el desempleo es instantánea, aunque también tiene gran peso el PIB estructural o de largo plazo; en las mujeres sucede a la inversa, teniendo mayor efecto a largo plazo que en el momento en cuestión. Sin embargo, en todos los casos el efecto menos influyente es el de corto plazo.

Por último, de acuerdo a la interpretación realizada en el trabajo original de Okun, donde el inverso el valor inverso se utiliza para explicar el efecto del desempleo sobre el PIB, podemos apuntar las siguientes relaciones bajo el supuesto *ceteris paribus*:

A corto plazo, obtenemos un valor de -5,05 mientras que a largo plazo, dicho coeficiente se sitúa en -0,75, aproximadamente. Es decir, por cada punto de desviación de la tasa de paro nacional respecto de la tasa de paro de pleno empleo se produce una desviación de la producción de su nivel estructural de -1,023% de manera instantánea, de -3,262% a corto plazo y de -1,156% a largo plazo. Es decir, si el desempleo se incrementa en un punto respecto a su tendencia, la brecha de producción se reduce en dichos porcentajes, generando, en consecuencia, una pérdida de producción.

No obstante, tal y como hemos comentado tanto en las críticas como en la sección del análisis de causalidad, esta interpretación de los parámetros del modelo no es válida, pues analizar este efecto causal requeriría la especificación de otro modelo donde la endógena fuera la variable de producción.

4.4 ANÁLISIS DE ASIMETRÍA EN LA BRECHA DE GÉNERO DE LA TASA DE DESEMPLEO

4.4.1 Justificación e introducción al estudio de la asimetría

Desde una perspectiva de corto plazo, generalmente, se ha identificado que las fluctuaciones de la tasa de desempleo están asociadas con las fluctuaciones del ciclo económico de una manera contracíclica. Es decir, los incrementos en el desempleo se

asocian con las recesiones de la actividad económica, mientras que, los descensos en el dicho indicador se relacionan con las fases expansionistas en la misma. Este último, justifica que a corto plazo, el estudio de las fluctuaciones en el desempleo se encuentra estrechamente relacionado con el análisis de los ciclos económicos de un país.

En ese sentido, la extensa evidencia empírica a favor de la hipótesis de asimetría en las fases de los ciclos económicos ya ha sido mencionada en una de las críticas a la especificación de las formulaciones iniciales de la ley de Okun. Dicha asimetría se caracterizaba por un crecimiento rápido y de mayor magnitud durante las etapas de contracción económica y una disminución gradual, prolongada y de menor magnitud en las fases de expansión. En consecuencia, las propiedades estocásticas de la tasa de desempleo dependen del estado del ciclo económico, lo cual implica que su estructura probabilística durante las fases económicas expansivas no corresponde a la de las etapas de recesiones.

En los últimos años han surgido numerosos trabajos que han encontrado evidencias empíricas que demuestran que la dinámica de la tasa de desempleo se caracteriza por un comportamiento contracíclico y asimétrico. Inicialmente los procesos asimétricos en la dinámica del desempleo fueron analizados mediante métodos estadísticos descriptivos. Posteriormente, en la década de los ochenta, la investigación se orientó hacia el uso de metodologías econométricas basadas en modelos no lineales que implican la identificación de diferentes regímenes que permiten modelizar las propiedades estadísticas de la serie en cada una de las fases del ciclo, así como su comportamiento asimétrico (Neftci (1984), Rothman (1991), Rothman (1996), Montgomery, Tiao, Tsay y Zarnowitz (1998), Koop y Potter (1999) y Skalin y Teräsvirta (2002), entre otros).

Paralelamente a la búsqueda de evidencias empíricas, a lo largo de los últimos años han sido surgiendo diferentes corrientes teóricas que trataban de explicar el comportamiento asimétrico de la tasa de desempleo. Dentro de estos desarrollos teóricos cabe destacar los trabajos de Blanchard y Diamond (1990) y de Mortensen y Pissarides (1994) que asociaban el comportamiento cíclico y asimétrico en el mercado laboral con la destrucción y creación de empleos. La existencia de leyes laborales se traduce generalmente en diferentes grados de rigidez en los mercados de trabajo dificultando más en algunos períodos que en otros la posibilidad de ajuste del desempleo al ciclo económico.

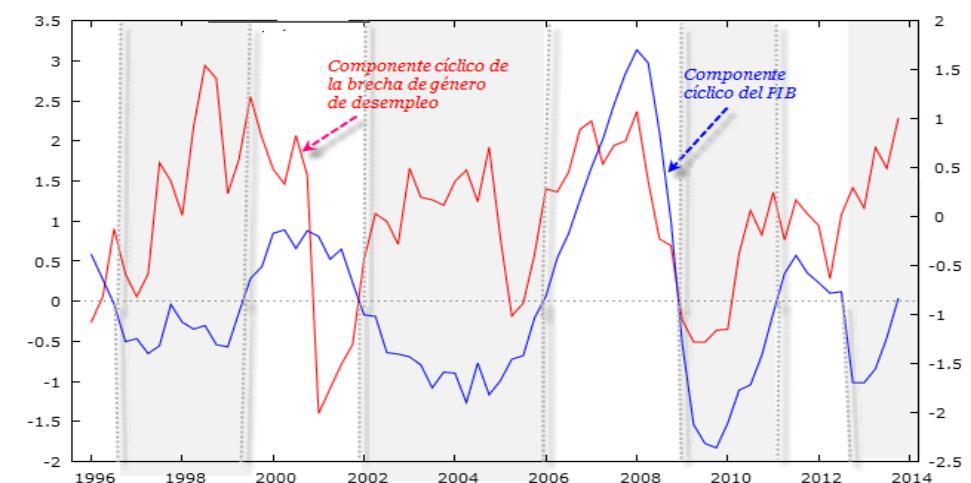
Muchas de las investigaciones más recientes han utilizado metodologías de modelos no lineales para analizar el comportamiento dinámico de la tasa de desempleo y su relación con los ciclos económicos. En particular, los modelos más utilizados son los modelos autorregresivos por umbrales, popularmente conocidos como modelos TAR (Threshold Autoregressive Model). Estos modelos permiten el cambio endógeno de un régimen a otro (por ejemplo, de un régimen bajo a un régimen alto) asociado a condiciones económicas particulares o al comportamiento de una variable específica. Es decir, es la propia dinámica interna de la variable la que hace que adopte un estado u otro, siendo los valores umbrales aquellas observaciones en las que acontece la transición de un régimen a otro.

En este apartado pretendemos a analizar la relación entre el ciclo económico y la brecha de género en el desempleo. Se trata de analizar si la brecha de género en el desempleo se comporta de forma diferente según si el ciclo económico está en expansión o en recesión. Es decir, contestar a la pregunta ¿Es simétrica o asimétrica la relación entre el ciclo económico y la brecha de género en el desempleo? En caso que la relación fuese una asimétrica, se procedería a caracterizarla.

4.4.2 Análisis y caracterización empírica

Como se ha indicado a lo largo del trabajo, el desempleo no ha incidido de la misma forma en hombres y mujeres a lo largo del tiempo. La Figura 4.6 es una representación gráfica de la ley de Okun para España en el periodo 1996-2013 para la brecha de género del desempleo.

Figura 4.6 Relación de Okun para la brecha de género del desempleo (1996-2013)



Para analizar la cuestión anterior vamos a proponer el uso del Modelo Autorregresivo por Umbrales (TAR) que viene dado por la siguiente expresión:

$$GGEN_t = \begin{cases} \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_i^1 GGEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i^1 GPIB_{t-i} + \varepsilon_{1t} & \text{si } GPIB_{t-d} \leq 0 \\ \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_i^2 GGEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i^2 GPIB_{t-i} + \varepsilon_{1t} & \text{si } GPIB_{t-d} > 0 \end{cases} \quad (4.11)$$

Donde:

- GGEN es el componente cíclico de la brecha de género del desempleo, calculada como la diferencia de la tasa de desempleo entre mujeres y hombres.
- (α_i^1, β_i^1) y (α_i^2, β_i^2) son los parámetros asociados al régimen 1 (recesión) y el régimen 2 (expansión) respectivamente.
- ε_t son las innovaciones del modelo TAR, asumiendo que son siempre gaussianas, de media nula y con varianza dependiente del régimen en que se encuentra la serie. Se asume también que las innovaciones correspondientes a regímenes distintos son independientes entre sí.

En la especificación del modelo TAR, se ha considerado que el valor umbral que define la partición del ciclo económico en recesión (régimen 1) y expansión (régimen 2) es igual a cero. En este punto merece la pena poner de manifiesto que en la literatura econométrica existen otros métodos más sofisticados que permitan estimar de forma endógena el valor umbral sin necesidad de imponer a priori que es igual cero. Sin embargo, esto requiere el uso de métodos de estimación complejos que escapan el objetivo de este trabajo. Además mencionar, que dicha forma de proceder ni si quiera está disponible en el paquete estadístico Gretl que ha sido usado en este trabajo para llevar a cabo los diferentes análisis.

El componente cíclico del PIB retardado d periodos es la variable umbral (*threshold variable*) que define el comportamiento del componente cíclico de la brecha de género en el desempleo según si la economía está en fase de recesión o expansión. Esta variable actúa como un índice de estado (observable) que divide el espacio de comportamiento de $GGEN_t$ en dos regiones disjuntas.

Una forma alternativa de escribir la expresión (4.11) de forma más compacta es la siguiente:

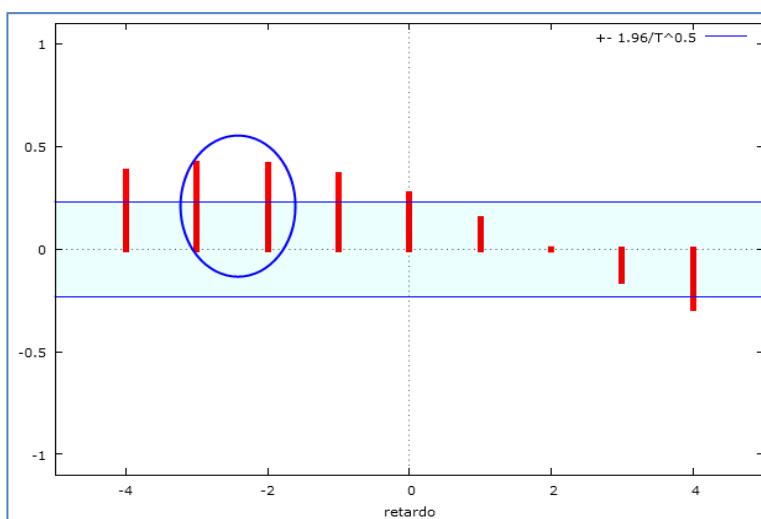
$$GGEN_t = \left(\sum_{i=1}^{p_2} \alpha_i^1 GGEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i^1 GPIB_{t-i} \right) \times D1_t \\ + \left(\sum_{i=1}^{p_2} \alpha_i^2 GGEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i^2 GPIB_{t-i} \right) \times (1 - D1_t) + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

Donde $D1_t$ es una variable indicadora dicotómica que satisface las siguientes restricciones:

$$D_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{si } GPIB_{t-d} \leq 0 \\ 0 & \text{si } GPIB_{t-d} > 0 \end{cases}$$

Antes de proceder a la estimación del modelo tenemos que determinar el retardo d de la variable umbral así como los retardos de la parte autorregresiva del modelo. Se han contemplado diferentes alternativas al respecto. En la Figura 4.7 puede observarse cierta correlación en el componente cíclico de la brecha de género en el desempleo (BGDE) respecto al ciclo del PIB. Además se observa la brecha presenta cierto retardo en relación al PIB. Para comprobar que las correlaciones son estadísticamente significativas se han calculado las correlaciones cruzadas entre el componente cíclico del logaritmo del PIB y el componente cíclico de la brecha tres brechas con sus cuatro primeros retardos.

Figura 4.7 Función de correlación cruzada para la brecha de género de desempleo y el componente cíclico del desempleo.



La brecha de género en el desempleo está correlacionada significativamente con el ciclo económico, con el mayor coeficiente de correlación en el retardo 3. A la vista de este simple análisis, hemos decidido utilizar la brecha del PIB retardada tres periodos como la variable umbral ($GPIB_{t-3}$).

En cuanto al orden de retardo en la parte autorregresiva y de forma análoga a lo que se ha hecho hasta ahora, se ha considerado la metodología de lo general a lo particular, estimando un modelo incluyendo 3 retardos en ambos componentes del modelo y luego eliminando aquellos que no resultaban significativos. Tras un proceso secuencias de contrastes de hipótesis sobre los parámetros con el objetivo de eliminar aquellos no significativos, el modelo finalmente estimado y que será utilizado en la siguiente etapa para contrastar la existencia de relación asimétrica entre el componente cíclico de la brecha de género en el desempleo y el ciclo del PIB es el siguiente:

$$GGEN_t = \underbrace{\left(\alpha_1^1 GGEN_{t-1} + \beta_0^1 GPIB_t + \beta_1^1 GPIB_{t-1} \right)}_{\text{Régimen 1: ciclo económico en recesión}} \times D1_t \\ + \underbrace{\left(\alpha_1^2 GGEN_{t-1} + \beta_0^2 GPIB_t + \beta_1^2 GPIB_{t-1} \right)}_{\text{Régimen 2: ciclo económico en expansión}} \times (1 - D1_t) + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

Donde la variable $D1t$ viene definida por la siguiente expresión:

$$D_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{si } GPIB_{t-3} \leq 0 \\ 0 & \text{si } GPIB_{t-3} > 0 \end{cases}$$

A continuación, en los cuadros 4.8 y 4.9 se muestran los resultados de la estimación del modelo y los consecuentes efectos del componente cíclico del PIB sobre el ciclo de la brecha del desempleo entre hombres y mujeres respectivamente.

Tras haber estimado por MCO el modelo TAR especificado en la ecuación 4.13, se va a contrastar si la dinámica de la brecha de género del desempleo sigue un comportamiento simétrico con respecto al ciclo del PIB. Para conseguirlo se debe contrastar si los parámetros del primer régimen (ciclo en recesión) son iguales a los que se obtienen para el segundo régimen (ciclo en expansión). Es decir, formular la hipótesis nula y alternativa de la siguiente forma:

$$H_0 = \begin{cases} \alpha_1^1 = \alpha_1^2 \\ \beta_0^1 = \beta_0^2 \\ \beta_1^1 = \beta_1^2 \end{cases} \quad H_a = \begin{cases} \alpha_1^1 \neq \alpha_1^2 \text{ y/o} \\ \beta_0^1 \neq \beta_0^2 \text{ y/o} \\ \beta_1^1 \neq \beta_1^2 \end{cases}$$

Nos encontramos ante un contraste F de restricciones lineales sobre los parámetros del modelo:

$$F_c = \frac{(SR_r - SR_{nr})/r}{SR_{nr}/(T - k_m)} \sim F(r, T - km) \quad (1.14)$$

Donde:

- SR_r : Suma residual del modelo restringido bajo la hipótesis nula \equiv Estimación por MCO de la siguiente regresión:

$$GGEN_t = \alpha_1^1 GGEN_{t-1} + \beta_0^1 GPIB_t + \beta_1^1 GPIB_{t-1} + u_t$$

- SR_{nr} : Suma residual del modelo no restringido (bajo la alternativa) dado en la expresión (4.13).
- r es el número de restricciones a contrastar en la hipótesis nula.
- km es el número de parámetros a estimar en el modelo no restringido.

Los resultados del contraste F de restricciones lineales ya citado se recogen en el siguiente cuadro (Cuadro 4.10):

Cuadro 4.10. Contraste F de restricciones lineales

Valor del estadístico	Valor crítico al 5%
3,272	F(3,62)=2,75

El contraste confirma la existencia de asimetría de la relación existente entre el ciclo económico y la brecha de género en el desempleo en España durante el período analizado, al rechazar la hipótesis nula al 5% de nivel de significación.

Para finalizar se van a extraer las principales conclusiones del efecto del ciclo del PIB sobre el componente cíclico de la brecha del desempleo entre hombres y mujeres partir de los cuadros 4.9 y 4.10 mostrados a continuación.

Cuadro 4.9 Estimación del modelo TAR

REGIMEN 1: Ciclos de recesión $GPIB_{t-3} \leq 0$		REGIMEN 2: Ciclos de expansión $GPIB_{t-3} > 0$	
$\hat{\beta}_0^1$	0.108 (2,22)	$\hat{\beta}_0^2$	0.305 (2,078)
$\hat{\beta}_1^1$	-0.299 (-1,975)	$\hat{\beta}_1^2$	-0.389 (-3,287)
$\hat{\alpha}_1^1$	0.655 (3,706)	$\hat{\alpha}_1^2$	0.723 (4,894)

Cuadro 4.10 Efecto del ciclo del PIB sobre el componente cíclico de la brecha del desempleo

	REGIMEN 1 $GPIB_{t-3} \leq 0$	REGIMEN 2 $GPIB_{t-3} > 0$
Efecto instantáneo ($\hat{\beta}_0^1$)	0,108	0,305
Efecto a corto plazo: $\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1$	-0,191	-0,083
Efecto a largo plazo: $(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1) / (1 - \hat{\alpha}_1)$	-0,553	-0,301

Para la interpretación de los resultados se va a distinguir entre efectos contemporáneos y efectos a largo plazo. Si nos fijamos en los efectos instantáneos estimados en los dos regímenes, se obtienen resultados contrarios a los esperados lo que hace difícil su interpretación. Como se puede apreciar los signos de dichos coeficientes son positivos, indicando que un aumento en 1% en producción trimestral por encima de su componente estructural genera un incremento en la brecha de género de desempleo por encima de su nivel potencial en un 0,10% en períodos de recesión y un 0,30% en fases de expansión. Estos resultados, por un lado, muestran evidencias claras de asimetría en la relación a los componentes cíclicos de la producción y la brecha de género de desempleo entre mujeres y hombres. Los resultados parecen indicar que a muy corto plazo los ciclos económicos están correlacionados de forma **procíclica** con la brecha de género en el desempleo. En períodos de expansión, la tasa de desempleo de las mujeres tiende a situarse por encima de la de los varones. Sin embargo, en los momentos de recesión, la brecha se cierra y tienden a igualarse las tasas de desempleo. Por otro lado, tratando de encontrar una explicación a una relación instantánea positiva entre ciclos económicos y la brecha de género nos ocurre la teoría de amortiguación o el ejército de reserva, según la cual las mujeres constituyen una reserva potencial siendo contratadas en el mercado de trabajo en épocas de crecimiento y despididas en épocas de recesión. Es decir, a corto plazo la perpetuación de los roles de género juega en este modelo un papel crucial, impulsando a las mujeres dentro.

Veamos ahora qué ocurre a largo plazo. Como se puede apreciar, a largo plazo la situación cambia, observando una relación negativa entre el ciclo económico y la brecha de género en el desempleo, tanto en los momentos de recesión como en períodos de expansión (**contracíclicas**). Es decir, desviación (positiva) de la producción trimestral

respecto a su componente estructural, produce una deviación negativa de la brecha de género en el desempleo respecto a su valor potencial, lo que se traduce, a largo plazo en una disminución de la brecha de género en desempleo entre mujeres y hombres. Ahora bien, si comparamos las magnitudes de los coeficientes obtenidos para los ciclos de recesión y expansión se aprecia diferencias significativas, indicando la desigualdad o asimetría del coeficiente de Okun en fases de expansión y recesión en nuestro país. Este dato es importante en el sentido de que los valores de este coeficiente nos indica que en fases de expansión tiene un valor de 0.305 mientras que en fases de contracción es de 0.55, es decir, 1,8 veces mayor y esto a su vez quiere decir que en fases de contracción económica se aumenta la brecha de desempleo 1,8 veces más que la reducción que se obtiene en fases de expansión.

5 CONCLUSIONES

La ley de Okun es una de las regularidades empíricas más sólidas y extendidas entre los economistas. Desde la aportación pionera de Okun en 1962 se han realizado numerosos estudios, pero también han sido muchas las críticas que se han realizado a sus versiones iniciales. En este sentido han sido comentadas las mejoras metodológicas desarrolladas a posteriori, los errores en la interpretación de los parámetros, errores de especificación (forma funcional, omisión de variables relevantes y especificación estática) y las críticas a la ruptura de la hipótesis de permanencia estructural y a la no-consideración de las propiedades estocásticas de las variables.

En este trabajo hemos planteado la relación entre el ciclo económico y el ciclo de la tasa de desempleo del conjunto español y su distinción entre hombres y mujeres mediante el modelo en brechas de la ley de Okun, con un previo análisis de causalidad entre las variables. Basándonos en el resultado causal, donde el ciclo económico causa el del desempleo, 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 su trascendencia en el pronóstico de los costes de desempleo es considerable.

Los resultados obtenidos indican que en el conjunto nacional cada variación en un punto porcentual del ciclo productivo supone una desviación en sentido contrario de 0,978 puntos porcentuales instantáneamente, de 0,307 a corto plazo y 0,865 a largo. En el caso

de los hombres, estas cifras ascienden a 1,715, 0,216 y 0,813; mientras que en el caso de las mujeres los valores son de 0,715, 0,423 y 0,905 respectivamente. Queda mostrada la diferencia cuantitativa y de temporalidad del efecto del crecimiento económico sobre el desempleo.

Además el estudio de asimetría, ha demostrado la existencia de asimetría cíclica entre la brecha del desempleo de hombres y mujeres y el ciclo económico. En él se ha observado que de forma instantánea el efecto de los ciclos económicos sobre la brecha del desempleo es procíclico; pero, en conjunto, el efecto contemporáneo indica que pese a que en períodos de expansión la tasa de desempleo de las mujeres tiende a situarse por encima de la de los varones, en períodos recesivos la brecha se reduce y sigue una tendencia de igualación de las tasas de desempleo. En cambio, a largo plazo, donde el efecto es contracíclico, el resultado más destacado es que en fases de contracción económica se aumenta la brecha de desempleo 1,8 veces más que la reducción que se obtiene en fases de expansión.

Para finalizar, se han de añadir dos breves apuntes sobre el alcance y las limitaciones del estudio. En primer lugar, en este trabajo no se ha pretendido entrar en una explicación profunda del comportamiento cíclico, por lo que nuevas líneas de investigación quedan abiertas con este trabajo. Por ejemplo, el análisis a nivel regional, cuya importancia ha sido revelada en la revisión de la literatura; o profundizar en las relaciones entre las variables y sus factores motores con el objetivo de conseguir un mayor conocimiento de la realidad económica e investigar en acciones impulsoras de la misma. Y, en segundo lugar, las limitaciones existentes desde un punto de vista metodológico, sobre todo en el estudio de la asimetría, afectan la validez y la interpretación de sus resultados. En consecuencia, es notorio que el uso de procedimientos más sofisticados enriquecería el estudio y la fiabilidad de sus resultados.

6 BIBLIOGRAFÍA

- BALLESTEROS, J.; NUNEZ, F. y USABIAGA, C. (2012): *La Ley de Okun para las regiones españolas: distintas aproximaciones econométricas*, Instituto de Estadística y Cartografía de la Junta de Andalucía, Sevilla.
- BARRETO, H. Y HOWLAND, F. (1993): *There Are Two Okun's relationship Between Output and Unemployment*. Working Paper, Wabash College, Crawfordsville, U.S.A.
- BARRIO, T. SUR, A Y SURIÑACH, J (2001): *Comportamiento de los contrastes ADF, PP y KPSS al trabajar con series ajustadas de estacionalidad*. Qüestiió. 25. 1. 19-46.
- 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
- BLANCHARD, O.J. y QUAH, D. (1989): *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*. American Economic Review, 79:655-673.
- CAMPBELL, J. y J. FISHER (2000): *Aggregate employment fluctuations with microeconomic asymmetries*, Working Paper Series, Macroeconomic Issues from Federal Reserve Bank of Chicago núm. WP-96-17
- CONESA, J.C Y GARRIGA, C. (2002): *Teoría económica del capital y la renta*. Capítulo 10: Fluctuaciones económicas. Disponible en: <http://pareto.uab.es/jconesa/libro/libro.htm>
- DEL RÍO, C. Y ALONSO-VILLAR, O. (2008): *Diferencias entre mujeres y hombres en el mercado de trabajo: desempleo y salarios*, María Pazos (dir.), Economía e igualdad de género: retos de la Hacienda Pública en el siglo XXI, Instituto de Estudios Fiscales (IEF) - Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid, pp. 93-130.
- DÍAZ GONZÁLEZ, E. (2011): *Las tendencias del crecimiento económico y la crisis económica en los países de América Latina*, Observatorio de la Economía Latinoamericana, Nº 148.
- HARRIS, R. SILVERSTONE, B. (2001): *Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison*. Economics Bulletin, Vol. 5, núm. 2 pp. 1–13.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA: *Estructura y dinamismo del tejido empresarial en España, Directorio Central de Empresas (DIRCE) a 1 de enero de*

2013, Notas de Prensa, Instituto Nacional de Estadística. [6 de septiembre de 2014]. Disponible en: <http://www.ine.es/prensa/np794.pdf>

LEAL, T., J. J. PÉREZ, y J. RODRÍGUEZ. (2002): *Pautas cíclicas de la economía andaluza en el período 1984-2001: un análisis comparado*, D.T. E2002/18, centRA, págs. 1-37.

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.

MONTERO. R (2013): *Variables no estacionarias y cointegración*. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. Universidad de Granada.

PÉREZ, J.; RODRÍGUEZ, J. y USABIAGA, C. (2003): *Análisis dinámico de la relación entre ciclo económico y ciclo de desempleo: una aplicación regional*, Investigaciones Regionales núm. 2, págs. 141-162.

PÉREZ ROGELIO, C. (2001): *Los Factores Determinantes del Margen de Beneficio en el Sector Manufacturero Mexicano por Estructuras de Mercado, 1987-1995*, UNAM, Apéndice B/ Metodología econométrica básica.

RODRÍGUEZ, J. (2008): *Las desastrosas consecuencias del desempleo*, ATTAC Mallorca. Disponible en: <http://www.attacmallorca.es/2008/10/02/las-desastrosas-consecuencias-del-desempleo/>

SANDRINE CAZES, SHER VERICK AND FARES AL HUSSAMI (2011): *Diverging trends in unemployment in the United States and Europe: Evidence from Okun's law and the global financial crisis*. Disponible en: http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_emp/---emp_elm/---analysis/documents/publication/wcms_170782.pdf

SURIÑACH, J.; ARTIS, M.; LÓPEZ, E. Y SANSÓ, A. (1995): *Ánalisis Económico Regional. Nociones Básicas de la Teoría de la Cointegración*. Antoni Bosch Editor. Barcelona.

VIRÉN, M. (2001): *The Okun Curve is Non-linear*, Economics Letters, 70, pp. 253-257.

7 ANEXOS

ANEXO 1: ECONOMÍA Y DESEMPLEO EN ESPAÑA

Anexo 1.1. Mapa del nivel de desempleo español por CCAA

Figura _1 Mapa del desempleo español, 2005 TI

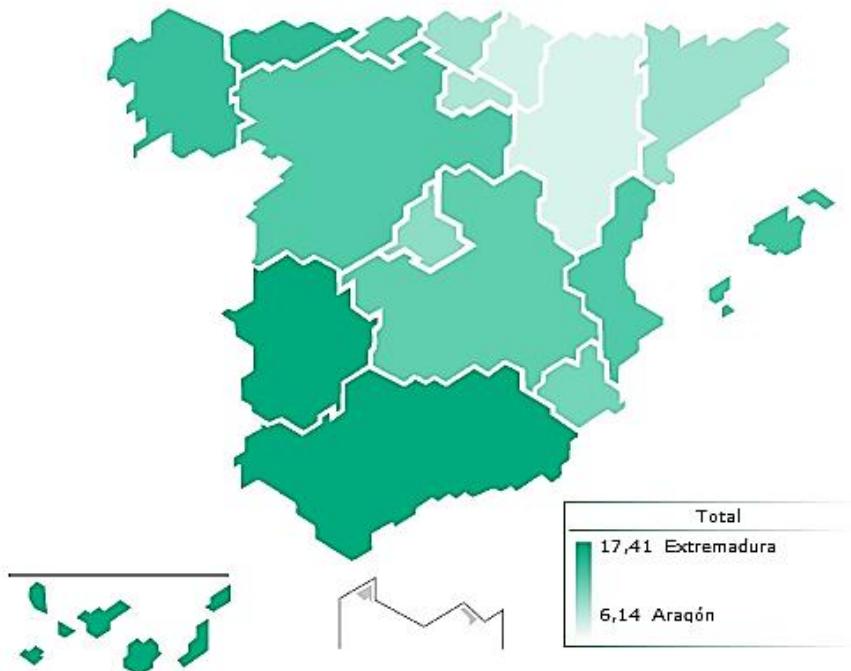
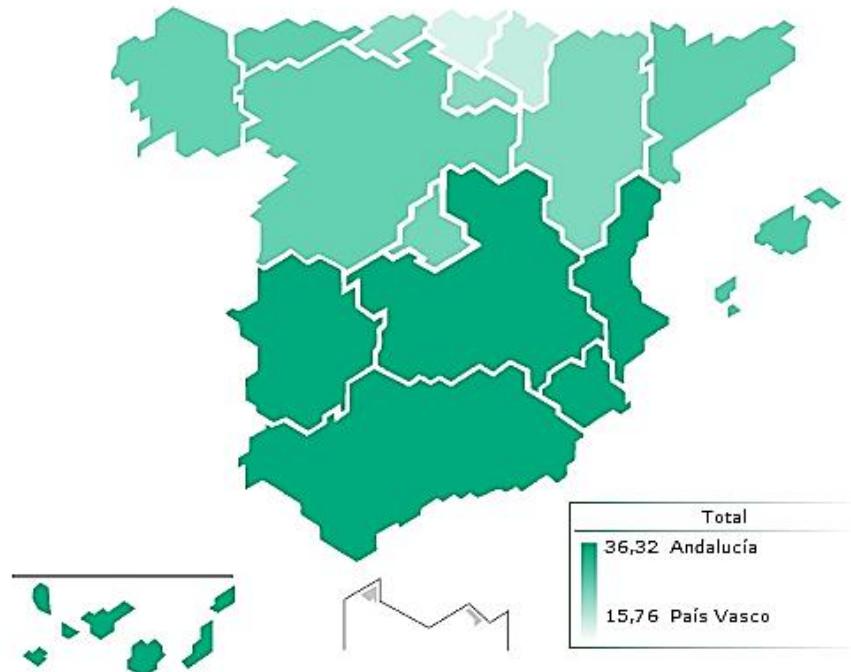


Figura _2 Mapa del desempleo español, 2013 TIV



Anexo 1.2 Incremento del desempleo en España (2005-2013)

	Tasa de paro de la población			
	2013TIV (%)	2005TI (%)	Δ Absoluto	Δ Porcentual
Andalucía	36,32	14,24	22,08	155%
Aragón	20,57	6,14	14,43	235%
Asturias, Principado de	22,25	11,28	10,97	97%
Balears, Islas	22,91	10,61	12,3	116%
Canarias	33,18	12,82	20,36	159%
Cantabria	20,06	9,75	10,31	106%
Castilla y León	22,03	10,11	11,92	118%
Castilla - La Mancha	29,16	9,58	19,58	204%
Cataluña	22,26	7,93	14,33	181%
Comunidad Valenciana	27,91	10,13	17,78	176%
Extremadura	32,29	17,41	14,88	85%
Galicia	21,96	10,9	11,06	101%
Madrid, Comunidad de	21,03	8,28	12,75	154%
Murcia, Región de	28,98	9,04	19,94	221%
Navarra, Comunidad Foral de	16,83	6,3	10,53	167%
País Vasco	15,76	7,93	7,83	99%
Rioja, La	20,05	7,29	12,76	175%
Total Nacional	26,03	10,19	15,84	155%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos proporcionados por el INE

ANEXO 2: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CICLOS DIFERENCIANDO ENTRE HOMBRES Y MUJERES (TRATAMIENTO DE LOS DATOS)

Figura ..3 Descomposición gráfica de la tasa de paro masculina

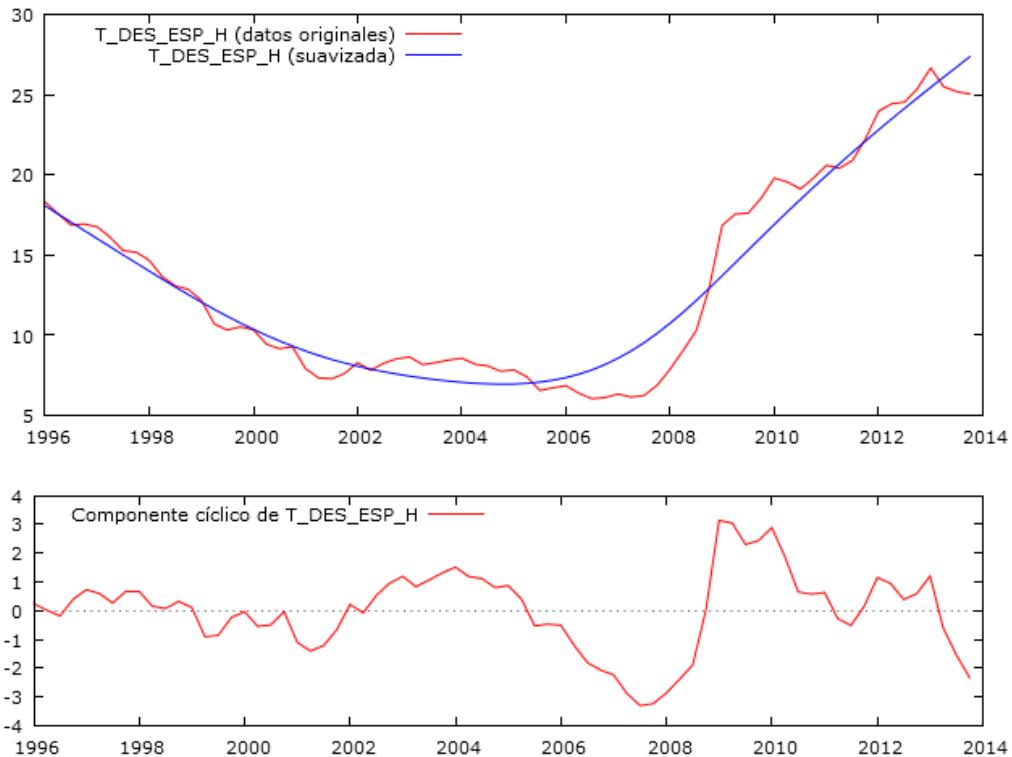
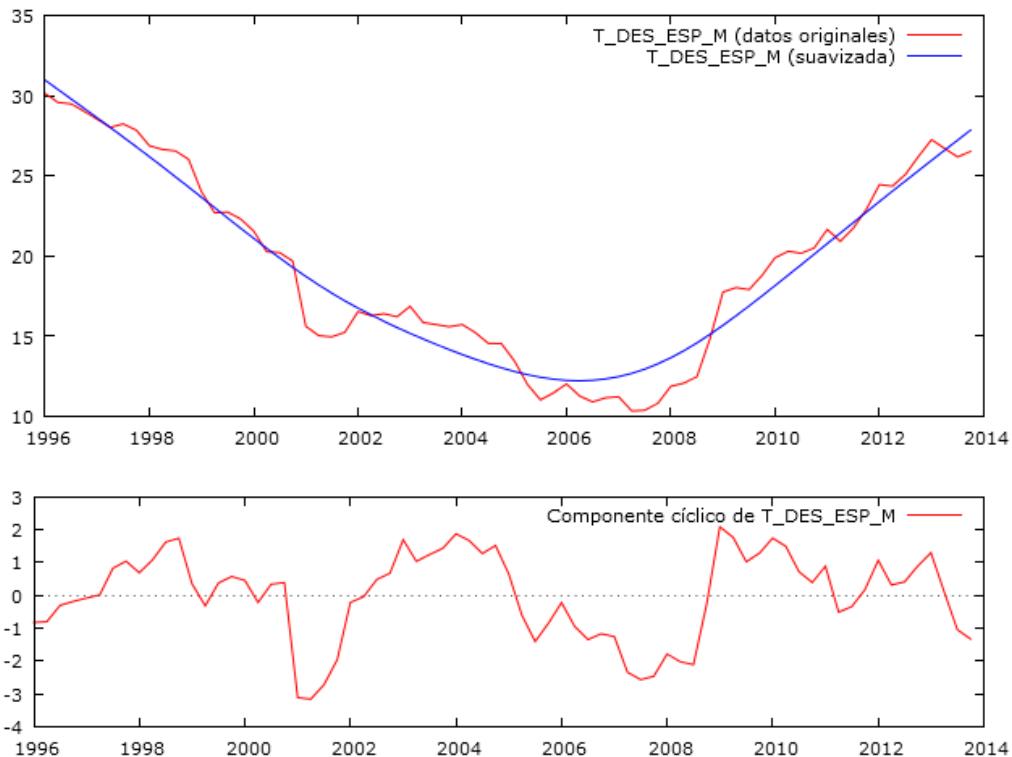


Figura ..3 Descomposición gráfica de la tasa de paro femenina



ANEXO 3: DICKEY FULLER (DF)

Los contrastes frecuentemente utilizados para evaluar la presencia de una raíz unitaria son los estadísticos propuestos por Dickey y Fuller (1979). En su versión más general, el estadístico más popular corresponde al test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), según el cual se pretende contrastar la hipótesis nula de que una serie presenta una raíz unitaria ($H_0: \rho = 1$) frente a la alternativa ($H_a: \rho < 1$) de que sigue un proceso autorregresivo de orden p [AR(p)] estacionario:

$$(Modelo 1): Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(Modelo 2): Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(Modelo 3): Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde ε_t es una secuencia de variables independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante σ^2 (ruido blanco), es decir $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$; siendo Y_t una serie temporal y p es el orden óptimo de retardo incluido.

Como se puede apreciar, el modelo (3) no admite constante ni tendencia determinista, en el (2) sólo se admite la presencia de constante, y en el (1) se admite una constante y una tendencia determinista lineal.

La hipótesis nula en estos modelos es que $\alpha = 1$. Para contrastar esta hipótesis se utiliza el estadístico t , pero para facilitar los cálculos se suele reparametrizar el modelo sustituyendo y_{t-1} en ambos lados de las ecuaciones, obteniendo:

$$\text{Modelo 1: } \Delta Y_t = \mu_a + \beta t + \alpha_a Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_{1t}$$

$$\text{Modelo 2: } \Delta Y_t = \mu_b + \alpha_b Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_{2t}$$

$$\text{Modelo 3: } \Delta Y_t = \alpha_c Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_{3t}$$

Consideran, en los tres modelos, la hipótesis nula de que $\alpha = 1$ y utilizan el estadístico t para efectuar el contraste (se le suele denominar estadístico DF). Dado que en las tres ecuaciones interviene una variable endógena retardada que bajo la hipótesis nula presenta una raíz unitaria, la distribución de ese estadístico no es una t de Student. Dickey y Fuller se encargan, por medio de simulaciones, de hallar los valores críticos de la distribución empírica de este estadístico. Esos valores están recogidos en Fuller 1976, tabla 8.5.2, pág. 373.

Cuadro 7.1 Resultados de contrastes de raíces unitarias sobre las series originales

	<i>GPIB_T</i>	<i>GPIB_H</i>	<i>GPIB_M</i>	<i>GDES_T</i>	<i>GDES_H</i>	<i>GDES_M</i>	<i>Valor Critico</i>
Modelo 3	-2.49	-3,14	-3.28	-3.19	-3.16	-3.67	-1.95
Lags	3	2	3	2	2	3	

Se ha considerado el modelo 3 que no incluye elementos determinista ya que todas las variables tienen media nulas (son los ciclos)

Un valor de DFA menor al valor crítico no lleva a rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria