

# Estimación de la Ley de Okun para España: Modelo dinámico

Autor

Alex del Prim Gracia

Directores

Monia Ben Kaabia

Antonio Montañés Bernal

Facultad de Economía y Empresa

2014

## **RESUMEN**

La ley de Okun figura en la mayoría de los libros de texto de macroeconomía intermedia y por algunos es considerada una base fundamental de la Macroeconomía práctica. Desde la aportación original de Okun en 1962, ha habido otros muchos autores que han verificado empíricamente el cumplimiento de dicha ley. En este trabajo, tras revisar las tres formulaciones iniciales de la ley, se presentan las diferentes críticas que han surgido a cerca de dicha ley, desde los diferentes puntos de vista. A continuación, se hace una breve revisión bibliográfica de los trabajos realizados sobre la ley de Okun, tanto a nivel nacional como internacional. En el último apartado, se lleva a cabo la modelización de la ley de Okun considerando dos versiones, que son, en diferencias y en brechas. Para ambas versiones, se han estimado los modelos en sus versiones estáticas así como dinámicas. Tras estimar los modelos dinámicos y sacar las conclusiones pertinentes en cada modelo, para finalizar, se podrá concluir que los resultados de nuestras estimaciones situarán el coeficiente de Okun para España entre 1,52 y 5,05 en el corto plazo y entre el 0,75 y el 1,36 para el largo plazo.

## **ABSTRACT**

Okun's law appears in almost every book on intermediate Macroeconomics, and for many this law is considered as a fundamental base of Macroeconomic applications. Since the original contribution of Okun in 1962, there have been many other authors that have proved the validity of this law. In this essay, after developing Okun's first three law formulations, different criticism about Okun's law from several points of view are presented. Next, a small literature review of the work carried out on Okun's law both nationally and internationally is analyzed. In the last part, the modelling of Okun's law is carried out in two different ways; this is, in differences and in gaps. For both of them, statically and dynamical results will be reached. After obtaining the results, it may be concluded that the results of our estimates settle the Okun's coefficient for Spain between 1.52 and 5.05 in the short term, and between 0.75 and 1.36 in the long term.

## Índice:

RESUMEN .....	2
1 INTRODUCCIÓN .....	4
1.1 JUSTIFICACIÓN DEL PROBLEMA.....	4
1.2 OBJETIVOS .....	4
1.3 ORGANIZACIÓN .....	4
2 DIFERENTES VERSIONES DE LA LEY DE OKUN .....	5
2.1 MODELO EN DIFERENCIAS.....	6
2.2 LEY DE OKUN II, EN BRECHAS.....	7
2.3 MODELO DE TENDENCIA FIJA Y ELASTICIDAD.....	8
3 CRITICAS DE LA LEY DE OKUN .....	9
4 REVISIÓN DE LA LITERATURA.....	14
5 APLICACIÓN EMPÍRICA.....	18
5.1 DESCRIPCIÓN Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS UTILIZADOS .....	19
5.2 ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES ESTOCÁSTICAS DE LAS VARIABLES.....	25
5.2.1 Importancia del orden de integración de las variables .....	25
5.2.2 Estacionariedad versus integrabilidad.....	25
5.3 RESULTADO DE LOS CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS .	31
5.4 ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN .....	33
5.5 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN EN DIFERENCIAS.....	36
5.5.1 Versión tradicional de la ley de Okun.....	36
5.5.2 Versión dinámica de la ley de Okun en diferencia.....	39
5.6 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN: MODELO BRECHA.....	43
5.6.1 Versión dinámica de la ley de Okun en Brechas .....	46
6 CONCLUSIONES.....	48
7 BIBLIOGRAFÍA.....	49
8 ANEXO 1 .....	52

# **1 INTRODUCCIÓN**

## **1.1 JUSTIFICACIÓN DEL PROBLEMA**

Debido a la crisis económica, en los últimos años se han hecho comunes expresiones económicas que de otra forma no hubiéramos conocido, tales como prima de riesgo, devaluación interna... Además nos hemos habituado a escuchar en todos los medios de comunicación diversas opiniones, a veces no muy fundamentadas, de todo tipo de tertulianos que harían tal y cual cosa para salir de la crisis. Es por esto que, en mi afán de buscar datos objetivos y de intentar obtener conclusiones propias de la situación actual en España, he decidido estudiar el efecto de la “Ley de Okun” en España, es decir, la relación entre el desempleo y el PIB.

Estas dos variables en España han sufrido un importante empeoramiento desde el inicio de la crisis en el año 2007. El desempleo ha pasado de valores cercanos al 8% en años anteriores a la crisis a valores que superan el 25% tan solo cinco años después.

## **1.2 OBJETIVOS**

El objetivo de este trabajo es analizar cómo influye el incremento en la tasa de desempleo observada en la tasa de crecimiento del PIB, durante el periodo de estudio, desde 1980 hasta 2013. En este trabajo no se pretende analizar las causas crisis que ha sufrido España en el periodo anteriormente citado, ni de hallar la solución para la actual crisis, solo se va a estimar los coeficientes de Okun y validar la ley de Okun para el caso de España.

## **1.3 ORGANIZACIÓN**

En este trabajo primero se va a definir la ley de Okun en sus diferentes versiones, que son: Ley de Okun en diferencias, en brechas y de tendencia fija. Tras esto se hará una revisión de las críticas a la ley de Okun y de los estudios realizados tanto nacionales como internacionalmente sobre el tema.

Una vez terminado este preámbulo, dará comienzo la aplicación empírica de la ley de Okun, donde se pasará a explicar los datos y las variables que se van a utilizar en la creación del modelo. Así como también se explicarán los diferentes análisis que son necesarios para estimar la Ley de Okun tanto en diferencias como en brecha, que son las dos únicas versiones con las que se va a trabajar en este estudio.

## 2 DIFERENTES VERSIONES DE LA LEY DE OKUN<sup>1</sup>

La ley de Okun establece la existencia de una relación empírica negativa entre la tasa de paro y el crecimiento económico o, a la inversa entre el crecimiento y la tasa de paro. Esta relación fue planteada por primera vez por Okun a principios de los años 60 en su artículo "Potential GNP: Its Measurement and Significance"<sup>2</sup>. En su artículo, Okun (1962) trataba de estimar el producto potencia de la economía Norteamérica para el periodo 1947-1960 utilizando datos trimestrales. Para ello, a diferencia de otros trabajos<sup>3</sup>, Okun exploró la relación entre la tasa de crecimiento del producto y la tasa de desempleo, con el objetivo de estimar el nivel del producto potencial dado el desempleo real. La idea inicial del modelo de Okun consistía en responder a la siguiente cuestión: ¿Cuánto sería el producto de la economía bajo condiciones de pleno empleo? O dicho de otra manera ¿en cuánto se desvía el producto de su tendencia en los valores de pleno empleo, por cada punto porcentual que cambia la tasa de desempleo?

Los resultados obtenidos indicaban que un aumento en 1% en la tasa de desempleo de los EE.UU. generaba una pérdida entorno del 3% en la producción. El artículo de Okun supuso el comienzo de una larga serie de debates y evidencias empíricas acerca de las relaciones existentes entre el crecimiento económico y la tasa de paro. De hecho, pese la naturaleza a-teórica de la Ley de Okun (no existen explícitamente modelos teóricos macroeconómicos que relacionan ambas variables), la mayoría de los economistas la consideran una de las regularidades empíricas más sólidas, como prueba su inclusión en la mayoría de los libros de texto de Macroeconomía y que junto con la curva de Philips se suelen utilizar como instrumentos macroeconómicos para evaluar políticas económicas. En este sentido, la existencia de una relación estable entre la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento de la producción tiene un gran interés por dos motivos fundamentales: i) permitir estimar el

---

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

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

3 Normalmente el nivel potencia del producto de una economía se calcula a partir de la brecha del PIB como la desviación del PIB real de su tendencia a través del tiempo.

nivel de producción potencial de una economía, y ii) calcular la brecha productiva asociada con desviaciones de la tasa de paro respecto de la tasa natural de desempleo<sup>4</sup>.

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

$$Y = f(U)$$

Sin embargo, a la hora de cuantificar econométricamente dicha relación, Okun plantea la pregunta en sentido inverso, eso es, en cuanto disminuye la tasa de desempleo por cada 1% que aumenta el producto. Para ello, Okun propone tres modelos diferentes para cuantificar dicha relación y que a continuación exponemos cada uno de ellos.

## 2.1 MODELO EN DIFERENCIAS.

El modelo en diferencias propuesto por Okun (1962) tiene la siguiente expresión:

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

Dónde:

- $\Delta U_t$  es el cambio en la tasa de desempleo entre t (Ut) y t-1 (Ut-1).
- $\Delta Y_t$  es la tasa de crecimiento de la producción entre el instante t y t-1 (variación porcentual del producto).
- $\varepsilon_t$  es el término del error o la perturbación aleatoria del modelo econométrico que debería cumplir los supuestos básicos para que el modelo sea considerado correctamente especificado. Es decir,  $\varepsilon_t \sim i.i.N(0, \sigma^2)$ , o como se conoce en econometría un ruido blanco.
- $\alpha_1$  y  $\beta_1$  son los parámetros del modelo econométrico a estimar. En concreto, el término constante  $\alpha_1$  representa los efectos sobre la tasa de paro de los cambios en la productividad y en la fuerza de trabajo. En cambio,  $\beta_1$  es la pendiente del modelo y mide en cuanto varía la tasa de desempleo ante una variación en 1% del producto (se puede interpretar como elasticidad del desempleo respecto al producto).

---

4 Se entiende como tasa natural de desempleo aquella tasa que no genera inflación.

Como se puede apreciar en la ecuación (1) la variable endógena del modelo econométrico especificado originalmente por Okun es la tasa de desempleo, mientras que la tasa de crecimiento del producto está siendo considerada como una variable exógena o predeterminada. Es decir, parte del supuesto de la existencia de una relación causal *Crecimiento* → *Desempleo*. Una vez estimado el modelo por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se trataba de calcular el llamado *coeficiente de Okun* ( $\hat{\gamma}$ ):

$$CO = \hat{\gamma} = \frac{1}{\hat{\beta}_1} \quad (2)$$

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

En consecuencia, el coeficiente de Okun estimado ( $\hat{\gamma}$ ) mide en cuantos puntos porcentuales se disminuye el crecimiento por cada punto porcentual que aumenta el desempleo.

## 2.2 LEY DE OKUN II, EN BRECHAS.

El segundo modelo propuesto por Okun (1962) es el conocido como el modelo de las *brechas* y cuya expresión es la siguiente:

$$U_t = \alpha_2 + \beta_2 \left( \frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \right) + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \alpha_2 \text{ y } \beta_2 > 0 \quad (3)$$

Donde:

- $U_t$  es la tasa de paro en el instante  $t$  expresada en puntos porcentuales
- $Y_t^p$  es producto potencial<sup>5</sup> e  $Y_t$  es el producto real observado
- $\varepsilon_t$  es la perturbación aleatoria del modelo econométrico y de forma análoga al caso anterior (ecuación 1) debería comportarse como un ruido blanco, es decir idéntica, independiente, esperanza cero y distribución normal.
- $\alpha_1$  y  $\beta_1$  son los parámetros de posición del modelo econométrico a estimar.

En concreto, el término constante  $\alpha_1$  mide la tasa de paro para un

---

<sup>5</sup> Okun (1962) define la producción potencial como la producción máxima compatible con la estabilidad en los precios. A principios de los 60, existía un acuerdo casi unánime entre los economistas de que la producción potencial se alcanzaba cuando la tasa de desempleo se situaba en torno al 4%.

crecimiento nulo (tasa de paro natural) y  $\beta_1$  es la pendiente del modelo y mide en cuanto varía la tasa de desempleo ante una variación en 1% en la brecha del producto (se puede interpretar como elasticidad del desempleo respecto a la brecha del producto).

Si expresamos la ecuación 3 de modelo general, cabe destacar que la Ley de Okun es una forma de vincular la brecha proporcional entre el la tasa de desempleo registrada y la “tasa natural de desempleo”, quedando el modelo expresado de la siguiente forma:

$$u_t - u^p = \beta_2 \frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \quad (4)$$

Siendo  $U_t^p$  la tasa natural de desempleo y que según la expresión (3) se asume que  $U_t^p = \alpha_2$ .

De acuerdo con la ecuación dada en (4) si  $U_t = U_t^p \Rightarrow Y_t^p = Y_t$ , sin embargo, si la tasa de desempleo se sitúa por encima de su valor “objetivo”, la producción caerá por debajo de su nivel potencial. Como en el caso anterior, el coeficiente de Okun ( $\lambda_2$ ) se estima a partir de la inversa de la estimación de  $\hat{\beta}_2$ . Según esta formulación, el coeficiente de Okun indica en cuánto se aleja el producto de su nivel potencial cuando la tasa de paro se sitúa por encima de su nivel natural.

### 2.3 MODELO DE TENDENCIA FIJA Y ELASTICIDAD.

Okun observó que faltaba algo en la versión en diferencias ya que, como él creía, los niveles actuales y pasados de producción afectaban a los niveles actuales de la tasa de desempleo. Por lo tanto esta versión dinámica incluye tasas de crecimiento actuales y pasadas del PIB. No obstante, pese a que esta versión de la ley de Okun no resulta fácil de interpretar como lo era en los dos modelos anteriores, tiene cierto parecido con el modelo en diferencias (ecuación 1).

Okun partió del supuesto de que la tasa de ocupación observada ( $E_t$ ), relativa a la tasa de pleno empleo ( $E_t^p$ ), se relacionaba con el cociente entre la producción observada ( $Y_t$  y la potencial ( $Y_t^p$ ), obteniendo la siguiente expresión:

$$\frac{E_t}{E_t^p} = \left( \frac{Y_t}{Y_t^p} \right)^{\beta_3} \quad (5)$$

Donde  $\beta_3$  es un parámetro que mide la elasticidad del empleo respecto a la producción. Asumiendo que el pleno empleo y la producción potencial crecen a unas tasas constantes  $E_t^p = e_o \exp(\delta_1 t)$  e  $Y_t^p = y_o \exp(\delta_2 t)$ , respectivamente, la ecuación (5) puede describirse como:

$$\frac{E_t}{e_o \exp(\delta_1 t)} = \left( \frac{Y_t}{y_o \exp(\delta_2 t)} \right)^{\beta_3} \quad (6)$$

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

$$\ln(E_t) = \alpha_3 + \beta_3 \ln(Y_t) + \lambda t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Siendo  $\alpha_3 = \ln(E_t^p) - \beta_3 \ln(y_o)$  y  $\lambda = -\beta_3 \delta_2$

En consecuencia,  $\beta_3$  representa la elasticidad empleo-producto y el parámetro que está asociado a la tendencia temporal (t) es el producto entre la elasticidad y la tasa de crecimiento potencial y que puede ser interpretada como una estimación a la tasa de crecimiento del producto potencial.

A modo de resumen, cabe destacar que las versiones 1 (ecuación 1) y 3 (ecuación 7) de la Ley de Okun no son equivalentes a la versión 2 (ecuación 3), pero pueden considerarse aproximaciones bajo ciertas condiciones de igualdades como se demostró en Nguyen y Mahinda (2001). Asimismo, las versiones 1 y 3 resultan más atractivas debido a que en su uso se evita la estimación del producto potencial.

### 3 CRITICAS DE LA LEY DE OKUN

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

dicha Ley. Con el objetivo de abordar las diversas críticas que han ido apareciendo en la literatura, vamos a agruparlos en diferentes aspectos.

**Especificación del modelo.** La primera crítica está relacionada con la forma de especificación de los modelos econométricos correspondientes a las tres versiones de la ley de Okun presentadas anteriormente. Tal como se ha indicado en el apartado anterior, Okun partía del supuesto que la tasa de paro sea considerada como la variable dependiente, mientras que, la tasa de crecimiento del producto se consideraba exógena, asumiendo a priori una relación causal unidireccional *Crecimiento*  $\Rightarrow$  *Desempleo*. En consecuencia, durante muchos años, se asumió erróneamente que sería válido calcular el coeficiente de Okun utilizando la inversa de la pendiente del modelo estimado. A partir de fundamentos econométricos, Barreto y Howland (1993) criticaron el uso del valor inverso del coeficiente estimado para calcular la magnitud del efecto de una variable sobre la otra en el sentido contrario al estimado y demostraron que sería un estimador sesgado<sup>6</sup> que ha generado mucha confusión y problemas de sobrestimación en el coeficiente de Okun. En este sentido, Barreto y Howland (1993) planteaban que existía una relación de endogeneidad entre ambas variables y demostraban que los resultados de estimar el crecimiento sobre el desempleo y a la inversa no generaban resultados idénticos. En efecto, dicho autores, argumentaron que despojando la cuestión de la justificación teórica de una relación causal en particular, se debe elegir entre un modelo u otro basándose en contrastes estadísticos adecuados (el producto o la tasa de paro como variable dependiente) y en función de cuál es la variable que se quiera predecir a partir de los valores pasados de ambas variables. En concreto los autores observaron que en el caso de Japón había una sobreestimación del efecto del desempleo sobre el crecimiento, lo cual lo atribuyeron a la baja correlación entre el desempleo y el producto para el periodo analizado.

---

<sup>6</sup> El coeficiente  $\phi$  de la regresión inversa de  $\Delta Y$  sobre  $\Delta U$  no sólo capta el efecto directo del desempleo sobre la tasa de crecimiento, que matemáticamente sería equivalente a  $(1/\beta)$ , sino además sería la mejor aproximación lineal a la proporción en la cual el valor esperado del término del error del modelo econométrico ( $\varepsilon$ ) crece cuando  $\Delta U$  aumenta, generando problemas de heteroscedasticidad. Este hecho, general una estimador  $|\phi| < 1/\beta$ , a menos que los términos de error sean iguales a cero. De hecho, el cociente  $|\phi|/(1/\beta)$  sería igual a la unidad sólo si el predictor óptimo y el inverso fueros idénticos, iguales a  $(\text{correlación}(\Delta Y, \Delta U))^2$ . Estos resultados demuestran que el coeficiente de Okun obtenido  $1/\beta$  sería sobreestimado (para más detalle Ver Anexo 2 en Liquitaya y Lizarazu, 2003).

**Metodologías utilizadas.** Nuevas propuestas metodológicas han ido surgiendo con el paso del tiempo, permitiendo no sólo paliar las limitaciones del procedimiento propuesto inicialmente por Okun, sino además enriquecer el conocimiento de las relaciones estudiadas. Entre estas nuevas propuestas metodológicas, se puede mencionar los modelos dinámicos tanto en su versión univariante como en su versión multivariante de Vectores Autorregresivos (VAR). Estos últimos han sido ampliamente utilizados en la literatura dada su flexibilidad y su propio carácter multivariante. En este tipo de modelos cada variable viene explicada por sus propios retardos y los del resto de las variables del sistema permitiendo así, la endogeneidad de cada una de las variables sin imponer restricciones a priori (Blanchard y Quah, 1989). Los modelos dinámicos resultan interesantes en el sentido que permiten captar el carácter parsimonioso del ajuste de las variables y la inercia en el comportamiento de las mismas. Asumiendo un comportamiento dinámico las dos primeras versiones de la Ley de Okun se pueden expresar de la siguiente forma:

$$\text{Modelos en diferencias: } \Delta U_t = \alpha_1 + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \rho_i \Delta U_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{Modelo en brechas } GAP\_TD_t = \sum_{i=0}^{p_2} \alpha_i GAP\_TD^*_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i GAP\_PIB^*_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Donde brecha de la tasa de desempleo  $GAP\_TD_t$  y  $GAP\_PIB_t^* = \frac{(Y_t^p - Y_t)}{Y_t}$  brecha de la tasa de crecimiento;  $p_1$  y  $p_2$  son los órdenes de retardos óptimos y que tratan de recoger toda la inercia de las series no capturados por la variable producción, de manera que el término del error sea considerado ruido blanco.

El hecho de introducir retardos de la variable endógena y la explicativa en los modelos no tiene por qué afectar a la estimación del parámetro del modelo.

**Cambio estructural a lo largo del periodo muestral.** Generalmente, los trabajos empíricos que trataban de analizar y contrastar la Ley de Okun y sus diferentes versiones sea para un país específico o bien comparando entre diferentes países, dejaron en evidencia que el coeficiente de Okun no se mantenía constante a lo largo del periodo muestral considerado. Algunos trabajos, atribuían los cambios de la relación de Okun en el tiempo (Martín y Porras, 2012), a la existencia de leyes laborales que imprimen diferentes grados de rigidez a los mercados de trabajo dificultando más en

algunos períodos que en otros, la posibilidad de ajuste del empleo. Las estimaciones sobre dicha relación para España indican sin embargo, que si bien este país es clasificado dentro de Europa como perteneciente al grupo de países con altos niveles de rigidez de su mercado laboral por sus normativas de protección al empleo (González Mínguez y Vaca, 2007, pp. 75), registra una alta sensibilidad de la tasa de desempleo respecto al producto. Ello implica que existen otros factores adicionales a las leyes laborales que explican los cambios en el tiempo. Además, si la legislación laboral fuera el único factor explicativo, no deberían existir diferencias en la relación desempleo-producto entre regiones de un mismo país, donde rigen las mismas leyes laborales. En este sentido, Knotek (2007) y Ball *et al.* (2012) advierten sobre posibles cambios en los parámetros a través de las diferentes especificaciones de la Ley de Okun para Estados Unidos.

**Propiedades estocásticas de las variables.** La siguiente crítica importante a las estimaciones de la Ley de Okun en una gran parte de las aplicaciones empíricas que surgieron en los años 70 radica en la consideración inadecuada de las propiedades estocásticas de las series temporales, al no considerar la posible presencia de raíces unitarias y, en consecuencia la posible presencia de relación de equilibrio a largo plazo o comúnmente conocida como relación de cointegración. Aunque hasta principios de los años ochenta se consideraba que las series económicas podían caracterizarse como estacionarias alrededor de una tendencia determinista, sin embargo, este consenso fue fuertemente cuestionado por Nelson y Plosser (1982) quienes arguyeron que buena parte de las series temporales debían caracterizarse como no estacionarias al menos en media.

En consecuencia, uno de los temas que ha experimentado un mayor interés en las últimas dos décadas dentro del ámbito de series temporales ha sido la determinación del orden de integración de las variables objeto de estudio. De modo que el análisis de las propiedades temporales de las variables se ha convertido en un requisito imprescindible cuando se trabaja con datos de series temporales.

Una de las prácticas más comunes en la literatura empírica para conseguir la estacionariedad de la variable en cuestión consiste en diferenciar la serie “d” veces hasta conseguir una varianza y una media constante (Box y Jenkins, 1970). Una variable que requiere “d” diferencias para inducir la estacionariedad se denomina integrada de orden

"d" y se denota como  $I(d)$ . Esta expresión es equivalente a afirmar que dicha serie presenta "d" raíces unitarias.

A partir de los años 80 se han ido desarrollando una serie de contrastes para determinar la existencia de raíces unitarias en las series objeto de estudio. Estos nuevos procedimientos se han desarrollado dentro de una gran corriente asociada con el tratamiento de modelos o variables no estacionarias. Toda esta literatura arranca a partir de los trabajos de Granger y Newbold (1974, 1977), Fuller (1976), Dickey y Fuller (1979, 1981) y Nelson y Plosser (1982). A partir de estos trabajos se ha ido desarrollando una extensa literatura sobre el tema, muchas veces condicionada a las limitaciones encontradas en los contrastes anteriores. Entre dichos trabajos se pueden citar, entre otros, los de Phillips (1987); Phillips y Perron (1988); Perron (1989) y Kwiatkowski et al. (1992).

El contraste de la hipótesis de raíz unitaria se ha convertido en una práctica necesaria a la hora de modelizar relaciones macroeconómicas debido a que los estadísticos de contraste tienen asociadas diferentes propiedades según si el proceso generador de datos (PGD) que se supone para las variables sigue un modelo integrado o un modelo estacionario. Dos son las principales razones por las que es importante realizar una correcta discriminación. En primer lugar, y desde una vertiente económica, las repercusiones que tiene la distinción entre procesos integrados y estacionarios para los modelos postulados por la teoría económica son relevantes. En el caso de los procesos integrados, las perturbaciones tienen un efecto permanente que provoca que la trayectoria de la variable a lo largo del tiempo sea errática [ver Dickey y Fuller (1979)]. En segundo lugar, desde un punto de vista econométrico, los instrumentos de inferencia estadística clásica sólo son válidos cuando las variables pueden ser clasificadas como estacionarias, pero no cuando el PGD de la variable es integrado. El uso de las distribuciones estándar de los estadísticos de contraste en la etapa de inferencia puede conducir hacia la obtención de conclusiones erróneas al verse éstas afectadas por la presencia de raíces unitarias.

En el fondo, esta distinción entre procesos estocásticos puede ayudar a determinar qué modelos teóricos pueden explicar el comportamiento de las economías. En este sentido, Attfield y Silverstone (1998) resaltaron que el coeficiente de Okun que relacionaba la brecha del producto y la brecha del desempleo se podría interpretar como

la elasticidad a largo plazo ya que las dos variables resultaban ser cointegradas, forman, en consecuencia, una relación estacionaria de equilibrio a largo plazo.

#### **4 REVISIÓN DE LA LITERATURA.**

En este apartado se va a mencionar algunos estudios que se han llevado a cabo en los últimos con la intención de comprobar la validez de la ley de Okun en los diferentes países y/o regiones durante diferentes periodos muestrales, aplicando distintas técnicas y métodos.

En el Cuadro 4.1 se muestran algunos de los trabajos empíricos de la aplicación de la Ley de Okun a nivel internacional. Como se puede apreciar, existen muchos trabajos especialmente a nivel internacional que han tratado de estimar y cuantificar la relación entre el ciclo de actividad y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural dentro del marco teórico de la Ley de Okun. Sin embargo, los resultados obtenidos son muy diversos pudiendo achacarse, fundamentalmente, a los siguientes aspectos:

- i) La metodología utilizada. La búsqueda de evidencias empíricas a favor de las distintas versiones de la Ley de Okun ha sido abordada desde diferentes perspectivas metodológicas. El rango de modelos iría desde modelos estáticos basados en el enfoque de la estática comparativa; modelos dinámicos basados fundamentalmente en los contrastes de causalidad; modelos VAR (orientados a la información disponible y que apenas utilizan la teoría); modelos de cointegración, y modelos dinámicos no lineales. Por ejemplo, el uso de especificaciones dinámicas frente a los modelos estáticos afecta, indudablemente los resultados obtenidos. Dependiendo de la especificación adoptada el impacto de una variable sobre la otra puede ser interpretado tanto desde distintas perspectivas, efecto contemporáneo (en el instante  $t$ ), efecto a corto plazo y a largo plazo.
- ii) La consideración o no de otras variables adicionales en el modelo, como por ejemplo el grado de utilización de la capacidad productiva. Asimismo, la consideración o no de perturbaciones de demanda y de oferta puede afectar sensiblemente los resultados. De acuerdo con la Ley de Okun, el desempleo

opera en un sentido keynesiano en la medida que plantea que la desocupación de recursos productivos retrasa el crecimiento económico debido a que se pierden economías de escala y de aprendizaje lo cual reduce la productividad social de la economía. A pesar que Okun no lo consideró en su trabajo, varios economistas ponen de manifiesto que existen otros efectos muy relevantes que contribuyen a explicar dicha Ley. Como señala Loría y Ramos (2007) “por un lado, si aumenta el paro se reduce la masa salarial, con lo cual cae la demanda agregada. Por otro lado, la caída de la producción y la consecuentemente elevación del desempleo afectan severamente al equilibrio fiscal en virtud de que baja la recaudación”.

- iii) El método utilizado para calcular la producción potencial. Debe tenerse en cuenta que el producto potencial utilizado en la segunda versión de la Ley de Okun no es una variable observable. Una forma de cuantificar la producción potencial, es analizar los movimientos cíclicos del producto observado, 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. Sin embargo en el largo plazo, los resultados de las mediciones del producto potencial resultan tendencialmente similares
- iv) Independientemente de la metodología planteada, la técnica econométrica de estimación utilizada puede cambiar también los resultados.
- v) Legislación y grado de rigidez del mercado laboral de cada país. En un trabajo publicado por el FMI (WEO-2010) se estiman regresiones intentando explicar las diferencias de los coeficientes de Okun entre países, introduciendo como factores explicativos algunas variables representativas de las rigideces de los mercados laborales. También Blanchard (2000), sin una demostración empírica, argumenta que los coeficientes de Okun reflejan, en parte, problemas de las empresas a la hora de contratar y despedir trabajadores y justifica en ese

sentido el coeficiente estimado relativamente bajo en valor absoluto de Japón (alto grado de seguridad laboral) y relativamente alto de Estados Unidos (restricciones legales sobre despido y contratación bajas), y en un punto intermedio ubica a los países europeos para los cuales se estima dicha relación, cuyas empresas enfrentan mayores restricciones legales que en los Estados Unidos en cuanto a los despidos.

Cuadro 4.1 Revisión bibliográfica

<i>Autores</i>	<i>País</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados (coeficiente de Okun)</i>
<i>Gordon (1984)</i>	<i>Estados Unidos (1951-1979)</i>	<i>Modelo dinámico</i>	<i>A largo plazo= 0,492 Corto plazo=0,232</i>
<i>Freeman (2000)</i>	<i>Estados Unidos (1977-1997)</i>	<i>Diferentes filtros (Baxter y King, 1995 y tendencia cuadrática) para calcular la brecha de producción y desempleo potencial</i>	<i>En torno a 2 para el conjunto nacional y depende del el filtro utilizado a nivel regional</i>
<i>Knotek (2007)</i>	<i>Estados Unidos (1985-2005)</i>	<i>Modelo estático y dinámico de la versión de brecha</i>	<i>Los coeficiente no se mantienen constante a lo largo del periodo de estudio dependiendo si se trata de un período de expansión o de recesión</i>
<i>Lal et al. (2010)</i>	<i>Diferentes países asiáticos (1980-2006)</i>	<i>Modelo de cointegración</i>	<i>Los coeficientes de Okun estimados no son significativos</i>
<i>Sögner y Stiassny (2002)</i>	<i>12 países de la Unión Europea, ESUU, Canadá y Japón</i>	<i>Modelo de brecha introduciendo el primer retardo del nivel de producción</i>	<i>Los resultados se difieren de un país a otro (bajos para Japón y Austria y altos para el caso de Finlandia y Holanda). Inestabilidad en el Coeficiente de Okun a lo largo del tiempo analizado</i>

Fuente: Elaboración propia a partir de varios artículos.

- i) Finalmente, el periodo muestral considerado podría estar detrás de la controversia en los resultados obtenidos<sup>7</sup>.

A la vista de todos estos factores, no es de extrañar que los resultados de la verificación empírica de la Ley de Okun puedan diferir notablemente entre los diferentes trabajos existentes en la literatura. Es por ello que la comparación de los resultados debe hacerse teniendo en cuenta estos factores.

Tras esta breve revisión de los estudios existente en la literatura a nivel internacional, a continuación vamos a comentar de forma resumida los estudios existentes a nivel nacional.

- Martín (2002) analizó la relación existente entre las variaciones de la producción y la tasa de paro (1977-2001) y de acuerdo con sus resultados, la tasa de crecimiento anual del PIB necesaria para que la tasa de paro se mantiene constante debería situarse en torno a 2,9%. Por otro lado, concluye que por cada punto porcentual que el PIB crece por encima de ese 2,9% se reduce en casi un punto porcentual la tasa de paro.
- Pérez et al. (2003) estudian el cumplimiento de la ley de Okun para España y Andalucía en el periodo comprendido entre 1984 y 2000 utilizando datos trimestrales. Los autores plantean una aproximación dinámica mediante el uso del modelo VAR. Los resultados de este estudio indican que la menor respuesta del ciclo del desempleo al ciclo productivo en Andalucía está relacionada con dos factores principales: la existencia de un mayor efecto desánimo en Andalucía, así como el mayor peso del desempleo agrario.
- Belmonte y Polo (2004) mediante el uso de varios modelos econométricos para la verificación de la Ley de Okun, concluyen que el coeficiente de Okun para la economía española se sitúa entre 0,74 y 0,98, dependiendo del periodo muestral considerado.

---

<sup>7</sup> Si bien la regulación europea varía entre países, la característica general es que los contratos temporales tienen costes menores para las empresas. En ese sentido, el mayor uso de este tipo de contrato provocaría que el empleo registre un mayor ajuste ante cambios en la actividad económica, y en consecuencia mayores efectos sobre la tasa de paro.

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

## 5 APLICACIÓN EMPÍRICA.

El objeto de este trabajo es obtener estimaciones de la Ley de Okun para España, considerando el esquema teórico general presentado previamente. Como se ha comentado en el apartado anterior, en general, los resultados de las estimaciones para España resultan poco concluyentes debido a varios motivos y que algunos de ellos lo hemos ya mencionado en el segundo apartado. En primero lugar, la mayoría de los trabajos utilizan datos anuales que se remontan a 1965 a pesar de que, por ejemplo, no hay series enlazadas de las variables laborales. En consecuencia, la escasa fiabilidad de los datos utilizados sesga los resultados obtenidos. En segundo lugar, las relaciones de largo plazo estimadas por Virén (2001) y Riera (2001) son peculiares debido a que por un lado, no consideran la producción y por el otro por la introducción de la tasa de actividad. Tercera, las estimaciones de Leal *et al.* (2002) y Pérez *et al.* (2003) con series trimestrales utilizando Índice de Precios Industriales (IPI) y VAB no prestan especial atención a la Ley de Okun en sí y se centran en comparar los resultados entre España y Andalucía. Finalmente, las estimaciones de Virén (2001), Schnabel (2002), Leal *et al.* (2002) y Pérez *et al.* (2003) presentan escasa atención a las propiedades de las series empleadas.

Partiendo de estas ideas, este trabajo trata de obtener estimaciones del coeficiente de Okun, tratando de abordar algunas de las limitaciones que presentan los trabajos existentes en la literatura. Sin embargo, somos conscientes que no podremos abordar todas y cada una de dichas limitaciones, por los siguientes motivos. Superar algunas de las limitaciones implica el uso de metodologías econométricas sofisticadas y

que creo que queda fuera del alcance de este trabajo. De hecho, a pesar que he cursado dos asignaturas de econometría, considero que no sé suficiente para abordar aspectos metodológicos complejos y a la vez tediosos. Asimismo, la escasa disponibilidad de tiempo para el desarrollo del presente trabajo ha sido un factor importante a la hora de tomar las decisiones.

Para alcanzar los objetivos planteados, el resto del apartado se ha estructurado de la siguiente forma. En primer lugar se hará una breve descripción de los datos utilizados y las diferentes transformaciones consideradas. A continuación, se analizarán las propiedades univariantes de las variables con el objetivo de determinar su orden de integración. En caso que las series analizadas no resultaban estacionarias, se contrastará si podrían estar cointegradas o no. En función de los resultados de estos análisis previos, se especificará el modelo más adecuado para la estimación de la ley de Okun. En los apartados 3 y 5 se presentarán los resultados de las estimaciones de las dos versiones de Ley de Okun.

## **5.1 DESCRIPCIÓN Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS UTILIZADOS**

En cuanto a los datos necesarios para el análisis que planteamos en este trabajo, podemos distinguir dos frentes. En lo relacionado con el mercado de trabajo contamos con la Encuesta de Población Activa (EPA), que nos proporciona las cifras trimestrales. Sin embargo, debido a los importantes cambios metodológicos introducidos recientemente hemos optado por utilizar otra fuente con el fin de tener una serie lo más larga posible y homogénea. En concreto, en el presente trabajo se han utilizado los datos de la tasa de desempleo elaborados por **Ángel de la Fuente Instituto de Análisis Económico (CSIC)**. Dichos autores recopilan y extienden diversas series históricas de los principales agregados nacionales de la Encuesta de Población Activa (EPA) y se construyen nuevas series anuales homogéneas de las mismas variables para el período 1964-2009. Estas nuevas series se extienden hacia atrás, enlazan entre sí las series históricas más recientes del INE y corrigen algunas de las rupturas que persisten en las mismas. Aunque las correcciones realizadas no cambian cualitativamente la senda de los agregados de interés, sí eliminan parte del ruido contenido en las series existentes, lo que a su vez debería redundar en una mayor precisión y fiabilidad de los resultados de análisis estadísticos en los que los principales indicadores del mercado de trabajo aparecen como variables dependientes o independientes. La base de datos de dicha serie

ha sido actualizada hasta el último trimestre de 2013 utilizando las series de paro y ocupación proceden de la Encuesta de Población Activa (EPA) realizada también por el INE.

Con respecto a las cifras de producción hemos considerado las series del PIB a precios constantes del año 2008 elaboradas y enlazadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Igual que el caso anterior y con el objetivo de tener una serie homogénea hemos considerado la base de datos elaborada por José Ramón García Universidad de Valencia. Dicho autor presenta el conjunto de variables utilizadas como base estadística para el modelo REM Spain (A Rational Expectation Model for Simulation and Policy Evaluation of the Spanish Economy).

El periodo muestral considerado en este trabajo abarca el periodo 1980-2013 y su periodicidad es trimestral.

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. 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.

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 determinístico, una solución consiste en filtrar los datos con variables ficticias estacionales. La idea básica de este procedimiento es bastante simple, 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 aun incluso reconociendo 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.

En segundo lugar, la variable PIB ha sido transformada en logaritmos. Este es un procedimiento habitual y, además, como señaló Hamilton (1994), la transformación logarítmica actúa en la serie amortiguando la amplitud de las transformaciones y, por tanto, permite alcanzar más fácilmente la estacionariedad en varianza tras una primera diferenciación. Existe una segunda razón de tipo más económico. 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.

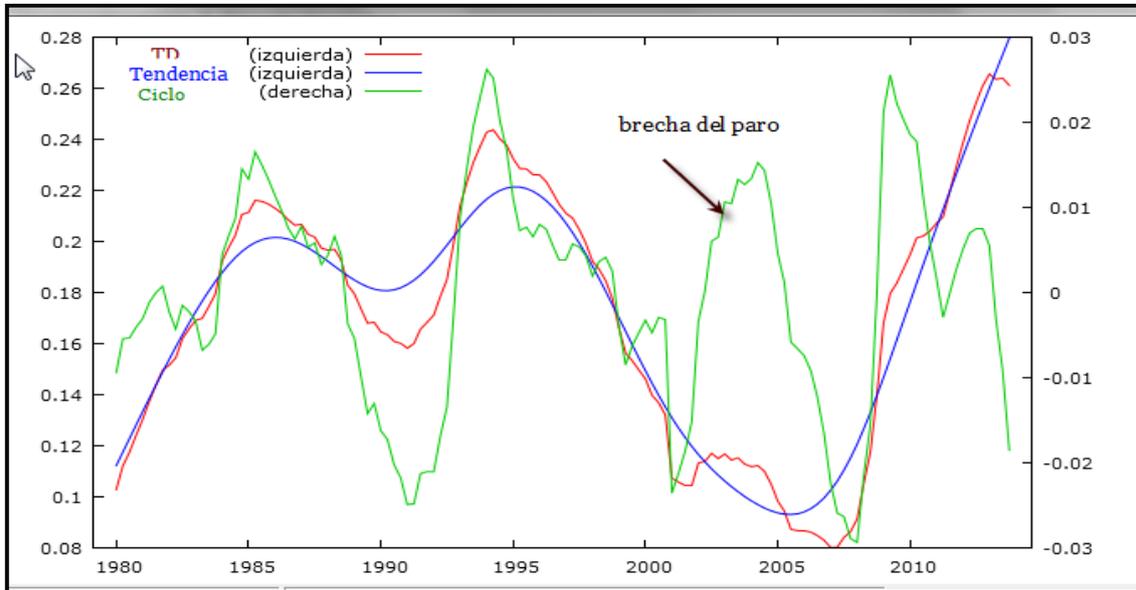
En tercer lugar, uno de los modelos de la Ley de Okun se basa en el cálculo del producto y el desempleo potencial. Una forma de cuantificar los valores potencial, es analizar los movimientos cíclicos del producto (desempleo) observado, los cuales muestran cimas y valles los cuales a través del tiempo 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 ya que resulta fácil de implementar. 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 varíe poco, y además, que la componente cíclica, sea una desviación en torno a la componente permanente. Este método filtra el logaritmo natural de la serie, extrayendo la

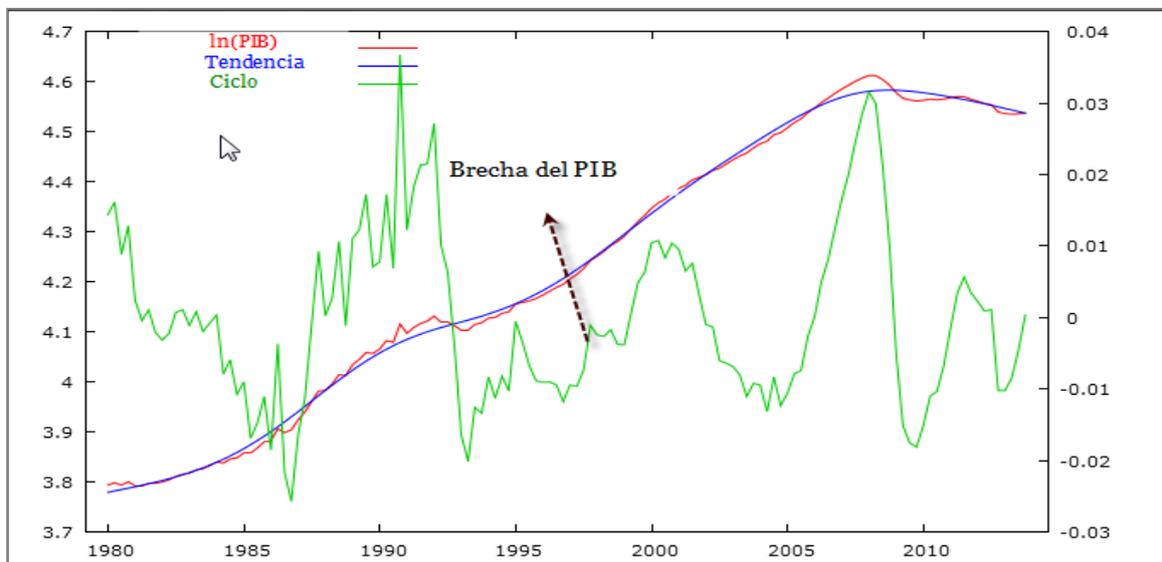
componente permanente, obteniendo la parte cíclica como el resultado de la diferencia, entre la serie y su componente permanente. En el gráfico 5.1 y en el gráfico 5.2 se representan la descomposición del PIB y la Tasa de desempleo en ciclo y tendencia respectivamente.

Gráfico 5.1. Descomposición de la tasa de Desempleo.



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 5.2. Descomposición de la tasa del PIB



Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, mencionar que todas las transformaciones, manejo de los datos, y estimaciones se han realizado utilizando el programa estadístico GRETl dado que es el

programa estadístico que fue utilizado a lo largo de las dos asignaturas de econometría cursadas en el grado.

En el gráfico 5.3 se representa la evolución de la tasa de crecimiento del PIB y la tasa de paro total a lo largo del periodo muestral considerado en este trabajo. Como se puede observar se pueden diferenciar tres sub-periodos.

En el primero (1983-1996) se observa un comportamiento de poca estabilidad. A principios de la década de 1990 los países desarrollados se vieron afectados por una crisis económica y financiera originada por el estallido de la burbuja inmobiliaria en Japón, en 1990, y agravada con las tensiones del precio del petróleo ocasionadas por la Guerra del Golfo, que afectaron a la inflación.

Los efectos de esta crisis tardaron en llegar a España, gracias al volumen de inversión pública entre 1990 y 1992<sup>8</sup>. Después de este enorme esfuerzo inversor del Gobierno, las cuentas públicas registraban altos niveles de deuda, y debido a la finalización de estas obras y proyectos, se agravó el aumento del desempleo, ya de por sí voluminoso por el efecto de la recesión.

En el segundo trimestre de 1992 el producto interior bruto español sufrió una contracción del 1,1%. El crecimiento del PIB se mantuvo en tasas negativas o nulas hasta el tercer trimestre de 1993, con un aumento del 0,9%.

En 1994 año el desempleo alcanzó su máximo, un 24,1%, a partir de entonces el empleo comenzó su recuperación. España dejó atrás la recesión en 1994 con un crecimiento del 2,4% del PIB, que continuaría con una cifra del 2,8% en 1995 y el desempleo bajó hasta el 22%. A partir de 1996, la economía española disfrutó de una etapa de prosperidad económica ininterrumpida que duró más de diez años, con tasas de crecimiento siempre superiores a las de la media europea.

En el segundo periodo (1996-2006) se registró una fase expansiva liderada por la demanda interna, factor decisivo para que el paro cayera, pasando de una tasa del 25% en 1996 a una tasa de paro de aproximadamente el 14% en el año 2000. La tasa de

---

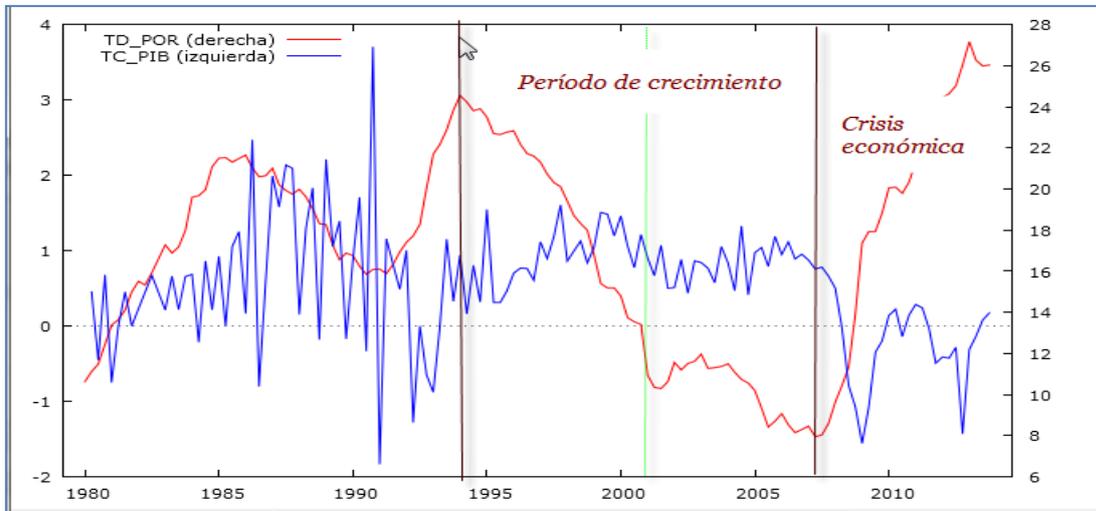
<sup>8</sup> Grandes eventos como la Exposición Universal de 1992, en Sevilla (incluyendo las infraestructuras del Nuevo Acceso Ferroviario a Andalucía, NAFA, y su extensión como línea AVE Madrid-Sevilla y la autovía Madrid-Sevilla), los Juegos Olímpicos de Barcelona 1992 o el proyecto Hispasat

crecimiento del PIB fue alta, y relativamente estable alrededor del 4,1%. En concreto, es el periodo 2000-2006 la economía española vivió uno de los periodos de mayor auge económico, con un crecimiento promedio de 3,5% y una tasa de paro que pasó de 14% en el año 2000 a tan sólo el 8% en 2007.

Si bien desde 2004 el crecimiento económico comenzó a desacelerarse, y fue a partir del tercer trimestre de 2007 cuando comenzó el declive de la economía española.

Por tanto, podemos identificar un tercer periodo que se inicia en el tercer trimestre de 2007, coincidiendo con el inicio de la crisis económica. Durante este periodo el paro se elevó rápidamente y la tasa de crecimiento del PIB se redujo a sus valores mínimos. En 2009 el PIB se contrajo 3,7% y la tasa de paro alcanzó 18%, que representó la tasa más alta de los 17 países miembros de la Eurozona, (Eurostat, 2012). Con la continuación de la depresión el desempleo ha seguido creciendo rápidamente, ya que para 2011 reportó 21,6% y para 2012 el INE (2013) registró una tasa de paro de 25,02%.

Gráfico 5.3. Evolución del PIB y de la tasa de desempleo



Fuente: Elaboración propia.

Seguramente los tres periodos identificados anteriormente en la evolución de las dos series objeto de análisis serán considerados a la hora de llevar a cabo las diferentes estimaciones.

## 5.2 ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES ESTOCÁSTICAS DE LAS VARIABLES

### 5.2.1 Importancia del orden de integración de las variables

En la economía, muchas series  $y$ , en particular, los precios, se caracterizan por ser no estacionarias (Nelson y Plosser, 1982), quebrándose, por tanto, un supuesto básico de la econometría. La no estacionariedad invalida los procedimientos de estimación y la inferencia que a partir de ellos se realiza. La solución mediante la diferenciación de las variables conduce a la pérdida de la información sobre el largo plazo contenida en los niveles de las series. La cointegración, término acuñado y definido por Engle y Granger (1987), viene a reconciliar la estimación entre los niveles de las series con su no estacionariedad.

### 5.2.2 Estacionariedad versus integrabilidad

Una serie estacionaria  $I(0)$  se caracteriza por: i) tener una varianza que no depende del tiempo; ii) poseer una memoria limitada de su comportamiento pasado, es decir, cualquier shock tiene únicamente un efecto transitorio; iii) fluctuar alrededor de su media, la cual puede incluir una tendencia determinista; y iv) tener autocorrelaciones que decaen rápidamente conforme aumenta el lapso temporal de separación (Dolado et al., 1990, p.251).

Nelson y Plosser (1982) distinguen dos tipos de procesos no estacionarios: estacionario en tendencia (TS) y estacionario en diferencias (DS). Una serie TS es estacionaria en torno a una tendencia determinista, mientras que una DS necesita ser diferenciada para alcanzar la estacionariedad. Este último tipo de series también se denominan integradas, definiéndose formalmente del siguiente modo: una variable  $y_t$  es integrada de orden  $d$  [ $y_t \sim I(d)$ ] si tiene una representación ARMA estacionaria, invertible y no determinista, tras haber sido diferenciada  $d$  veces (Engle y Granger, 1987, p.252). En el caso concreto en que  $y_t \sim I(0)$ , la serie en niveles es estacionaria, mientras que si  $y_t \sim I(1)$ , se dice que la serie  $y_t$  tiene una raíz unitaria, alcanzando la estacionariedad tras una diferenciación.

A diferencia de una serie estacionaria, una serie  $I(1)$  se caracteriza por: i) tener una varianza que depende del tiempo, tendiendo a infinito conforme avanza éste; ii) tener una memoria infinita, es decir, los shocks tienen un efecto permanente; iii) cruzar

raramente su valor medio; y iv) tener unas autocorrelaciones elevadas, próximas a 1, para cualquier lapso temporal de separación.

Si las series no son estacionarias, se pueden originar relaciones estadísticamente significativas entre variables generadas independientemente. Este problema ha sido bautizado por Granger y Newbold (1974) como "regresión espuria" y resaltado por Hendry (1986). Las regresiones espurias se caracterizan por un coeficiente de determinación ( $R^2$ ) elevado y unos residuos fuertemente autocorrelacionados, lo que se traduce en valores bajos del estadístico Durbin-Watson (DW). Estos autores señalan que un  $R^2$  mayor que el DW es sintomático de que la regresión es espuria.

La segunda consecuencia importante de la no estacionariedad de las series es que la mayor parte de los estadísticos utilizados en inferencia convergen hacia distribuciones no degeneradas en lugar de hacerlo hacia distribuciones degeneradas (Surinach et al., 1995).

La solución adoptada por algunos autores al enfrentarse con el problema de que las series son integradas [siendo el caso más frecuente que sean  $I(1)$ ], ha sido el especificar modelos dinámicos (o estáticos) con series diferenciadas. Sin embargo, actuando de este modo, no es posible estimar la relación de equilibrio a largo plazo que, según sugiere la teoría económica, debe de existir entre los niveles de las series, en el caso de que dichas series estuviesen cointegradas. Además, la diferenciación altera las propiedades del error (Surinach et al., 1995).

En cualquier caso, e independientemente de que las series estén cointegradas o no, antes de realizar cualquier trabajo aplicado es necesario analizar si las series son o no estacionarias y, en este último caso, determinar el orden de integración dadas las graves consecuencias que se pueden derivar de su no-consideración.

En este trabajo, las propiedades univariantes de las variables se van a analizar mediante los gráficos de las series, las funciones de autocorrelación y los contrastes de raíces unitarias.

#### *5.2.2.1 Funciones de autocorrelación (FAC) de las series*

El análisis de los valores de la función de autocorrelación muestral (FAC) de las series, así como los de la de autocorrelación parcial (FAP) es un elemento esencial de la etapa de identificación dentro de la metodología Box-Jenkins. Los coeficientes de autocorrelación muestral ( $r_k$ ) expresan la correlación existente entre dos valores de la

serie ( $y_t$ ), distanciados  $k$  períodos. Cuando el tamaño muestral ( $T$ ) es grande respecto a  $k$ , dicho coeficiente se calcula mediante la siguiente expresión:

$$r_k = \frac{\sum_{k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_1^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (9)$$

La FAP toma, para cada instante  $t$  y cada entero  $k$ , un valor igual a la correlación entre  $y_t$  y  $y_{t-k}$  ajustada por el efecto de los retardos intermedios. El primer valor de la FAC y FAP de cualquier proceso estocástico coincide y es igual a uno. En procesos estacionarios, ambas funciones decaen rápidamente hacia cero conforme aumenta el lapso temporal de separación ( $k$ ), mientras que en procesos integrados la FAC decrece lentamente a partir de un valor inicial próximo a la unidad, y la FAP se anula para órdenes “ $k$ ” superiores a uno, en el que adopta un valor también próximo a la unidad.

Para poder apreciar si los datos realmente apoyan las hipótesis formuladas en el análisis descriptivo previo, en el gráfico 5.4 se recogen las FAC de las diferentes series en niveles. Como se puede observar, la FAC de las series del logaritmo PIB y la Tasa de desempleo (TD) presentan las características propias de los procesos no estacionarios, descendiendo lentamente hasta anularse. Si nos centramos en las FAC de las series diferenciadas (gráfico 5.4), se observa una FAC que decae rápidamente hacia cero a partir del segundo o tercer retardo, indicando la estacionariedad del proceso.

Gráfico 5.4. Funciones de Autocorrelación y autocorrelación parcial de las series del PIB y la tasa de desempleo en niveles

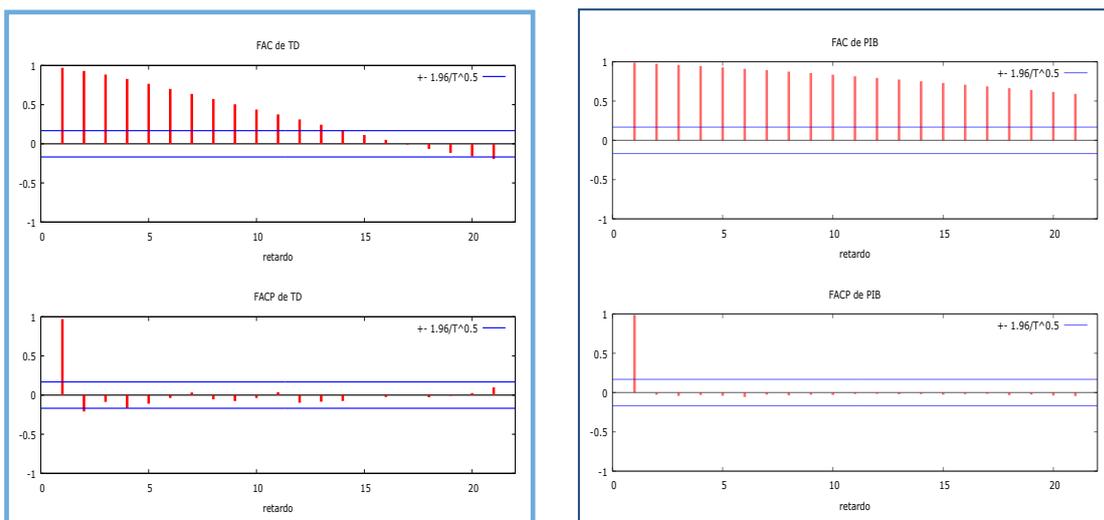
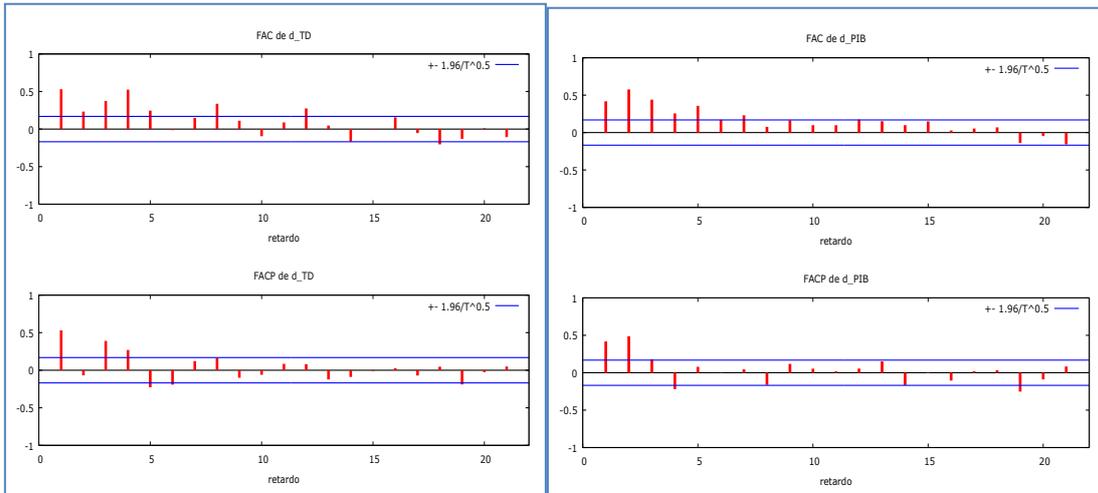


Gráfico 5.5. Funciones de Autocorrelación y autocorrelación parcial de las series del PIB y la tasa de desempleo en primeras diferencias.



A continuación calculamos las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de las brechas del PIB (GAP-PIB) y de la tasa de desempleo (GAP-TD). En el gráfico 5.6 y en el gráfico 5.7 se recogen las FAC de las dos series en niveles. Las FAC de las dos series muestran un comportamiento muy similar. Se observa un comportamiento cíclico en las FAC característica de una serie cíclica, siendo los 8 primeros positivos y luego negativos. Se observa, asimismo que las FAC de las dos series presentan valores relativamente altos en los tres primeros retardos (0,88; 0,76 y 0,57). Por tanto, no está claro si se puede considerar las series estacionarias o integradas al menos de orden uno. Por un lado el primer valor de las FAC es de 0,88 que queda bastante alejado de la unidad algo típico de series estacionarias, pero por otro lado, dichas funciones muestran cierta persistencia característica típico de series no estacionarias. En cualquier caso, una segunda diferencia de la serie reduce la varianza considerablemente, por lo que podría parecer conveniente, en principio, considerar que las serie de brecha fuera estacionaria. Aunque, hay que esperar a los resultados de los contrastes de raíces unitarias para emitir un juicio final.

Gráfico 5.6. Funciones de Autocorrelación y autocorrelación parcial de las series de la brecha del PIB y la tasa de desempleo en niveles.

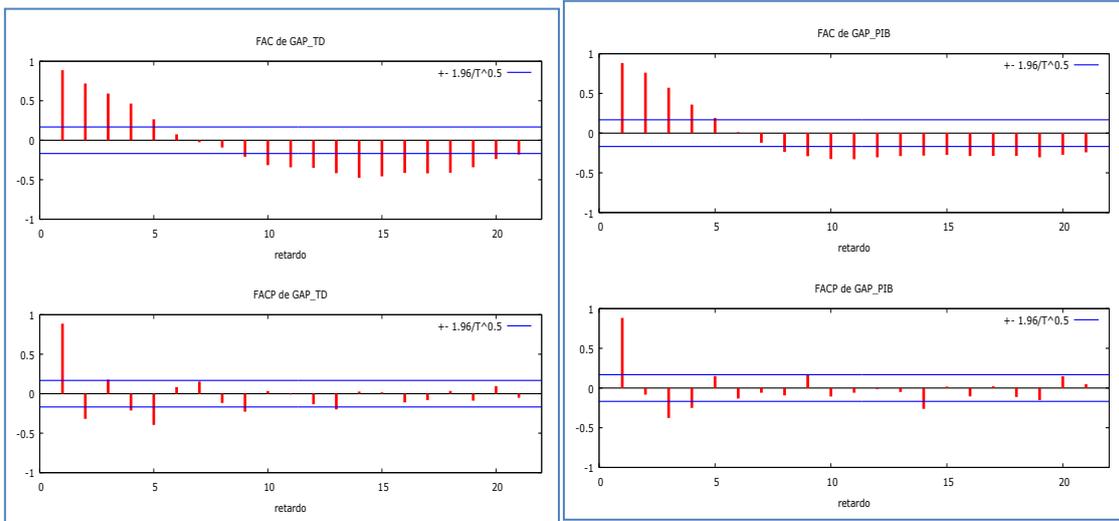
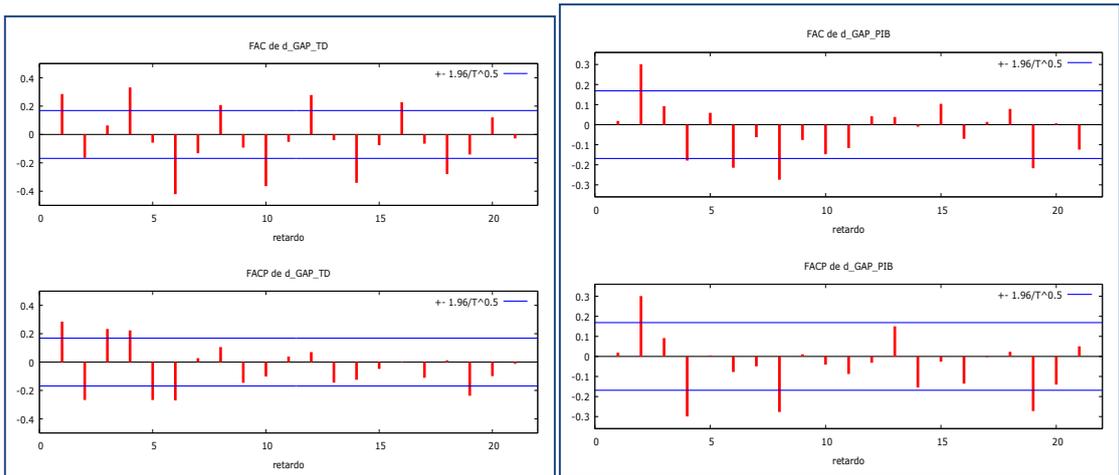


Gráfico 5.7. Funciones de Autocorrelación y autocorrelación parcial de las series de la brecha del PIB y la tasa de desempleo en primeras diferencias.



### 5.2.2.2 Contrastes de raíces unitarias

Una vez que se ha dado una idea aproximada acerca del orden de integración de los procesos que han generado las series, pasemos a contrastar la presencia de raíces unitarias con el fin de dar mayor consistencia al análisis anterior. Se trata de discernir si la tendencia presente en los datos indicada por las FAC es de naturaleza determinista o estocástica ya que la FAC de un proceso con raíz unitaria es similar a la de uno que contenga una tendencia determinista.

Dickey y Fuller (1979) propusieron una clase de estadístico, denominado el estadístico de Dickey-Fuller Ampliado (DFA), según el cual se pretendía contrastar la

hipótesis nula de que una serie presentaba una raíz unitaria frente a la alternativa de que seguía un proceso autoregresivo de primer orden [AR(p)] que era estacionario. La contrastación de dicha hipótesis se basaba en la estimación del coeficiente autoregresivo a partir de alguna de las siguientes ecuaciones que se diferenciaban en el componente determinístico incluido:

$$\begin{aligned}
 \text{c: } \Delta Y_t &= \rho_c Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{ci} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{ct} \\
 \text{b: } \Delta Y_t &= \mu_b + \rho_b Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{bi} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{bt} \\
 \text{a: } \Delta Y_t &= \mu_a + \beta t + \rho_a Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_{ai} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{at}
 \end{aligned} \tag{10}$$

Donde  $\varepsilon_t$  es la perturbación aleatoria del modelo y debe ser una secuencia de variables independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante  $\sigma^2$  (es decir, debe comportarse como un ruido blanco), es decir  $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ , y  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  (primeras diferencias de la serie); siendo  $Y_t$  la serie temporal que se quiere analizar.

Bajo la representación (10) contrastar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria es equivalente a contrastar la nulidad del parámetro  $\rho$ . Por tanto, la hipótesis nula sería:

$$H_0: \rho = 0 \text{ (existencia de una raíz unitaria), frente a la alternativa} \tag{11}$$

$$H_a: \rho < 1 \text{ (} Y_t \text{ es estacionaria).}$$

A partir de los modelos 10 a, b y c se estiman,  $\rho_a$ ,  $\rho_b$  y  $\rho_c$ , respectivamente, por MCO y se calculan sus correspondientes t-ratios (definidos como,  $\tau_\tau$ ,  $\tau_\mu$  y  $\tau$ , respectivamente) para contrastar la hipótesis nula de una raíz unitaria. Las distribuciones de estos estadísticos ( $\tau_\tau$ ,  $\tau_\mu$  y  $\tau$ ), bajo la hipótesis nula, convergen hacia combinaciones de procesos wiener y sus valores críticos se encuentran tabulados en Dickey y Fuller (1979).<sup>6</sup> El primer requisito para llevar a cabo la aplicación de los contrastes de raíz unitaria consistía en especificar la estructura del PGD (componentes determinísticos) y determinar el retardo óptimo que asegurase que los residuos eran ruido blanco. Respecto al primer problema, la estrategia del contraste es la siguiente: Se utiliza un modelo u otro en función del tipo de proceso que estás analizando:

---

<sup>6</sup> En McKinnon (1991) se presenta la formulación que permite calcular los valores críticos para cualquier tamaño muestral.

- ✓ Modelo A: se asume que la serie tiene media cero bajo la hipótesis nula de una raíz unitaria. Es decir, cuando la serie gira en torno de media cero.
- ✓ Modelo B: se asume que la serie tiene media diferente de cero bajo la hipótesis nula.
- ✓ Modelo C: este planteamiento vale para situaciones en las que se asume que bajo  $H_0$  el proceso tiene deriva. Es decir, cuando se trata de una serie con tendencia sea creciente o decreciente.

En cuanto a la determinación del orden óptimo de retardo ( $k$ ) hemos utilizado el Criterio Informativo de Akaike Modificado (MAIC) que trata de encontrar el retardo  $k$  que minimiza el MAIC. En nuestro caso el retardo máximo se fijó utilizando la siguiente expresión:

$$K_{\max} = \left\lceil 12 \left( \frac{T}{100} \right)^{1/2} \right\rceil \quad (12)$$

El criterio MAIC se calcula según la siguiente expresión:

$$MAIC(k) = \ln \sigma_k^2 + \frac{2(t_T(k) + k)}{T - k_{\max}} \quad (13)$$

Donde:

$$t_T(k) = \left( \hat{\rho} \sum_{t=k_{\max}+1}^T (y_{t-1}^d)^2 \right) / \hat{\sigma}_k^2$$

$$Y \hat{\sigma}_k^2 = (T - k_{\max})^{-1} (\hat{\varepsilon}_t' \hat{\varepsilon}_t)$$

Siendo  $\hat{\rho}$  y  $\hat{\varepsilon}_t$  son estimaciones MCO a partir de la regresión (11) con  $k$  retardos.

### 5.3 RESULTADO DE LOS CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS

En el cuadro 5.1 se recogen los resultados obtenidos a partir del contraste de DFA para las cuatro series consideradas en el trabajo. El contraste ha sido realizado considerando los tres modelos: sin constante, con constante y con constante y tendencia.

Cuadro 5.1. Contraste de Dickey – Fuller.

<i>Modelo</i>	<i>TD</i>	<i>Ln(PIB)</i>	<i>BRECHA-TD</i>	<i>BRECHA-PIB</i>	<i>Valores Críticos (5%)</i>
<i>VARIABLES EN NIVELES</i>					
<i>Modelo con constante y tendencia</i>	-2,42126	-0,769309	-4,17719	-3,21628	-3,46
<i>Modelo con constante</i>	-2,47623	-1,76899	-4,16976	-3,21438	-2,90
<i>Modelo sin constante ni tendencia</i>	-0,157253	1,86693	-4,19336	-3,22495	-1,94
<i>VARIABLES EN PRIMERAS DIFERENCIA</i>					
<i>Modelo con constante</i>	-3,47053	1,30008	-4,72261	-3,09528	-2,90
<i>Modelo sin constante ni tendencia</i>	-3,48292	-0,974752	-4,74528	-3,11527	-1,94

Del cuadro 5.1 se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- i) En el caso de las series del PIB y TD, todos los contrastes no rechazan la hipótesis nula de presencia de al menos una raíz unitaria alrededor una tendencia determinista. Contrastando la hipótesis nula de I(2) frente a la alternativa de I(1), claramente en el caso de la serie tasa de desempleo se rechaza la hipótesis nula de una segunda raíz unitaria al 5%, indicando que dicha variable es integrada de orden uno. Sin embargo, en el caso del PIB los resultados no son del todo concluyentes. Cuando se utiliza el modelo con constante, se observa un sobre rechazo de la hipótesis nula, pero no en favor de una alternativa estacionaria sino a favor de una raíz explosiva dado que el estimador de  $\hat{\rho}$  toma valores positivos. Esto se debe, probablemente, a la presencia de cambios estructurales en la series tal y como se ha comentado anteriormente. Si se realiza el contraste considerando tres periodos diferenciados, los resultados obtenidos del contraste de DFA rechazan la

hipótesis nula de una segunda raíz unitaria, a favor de considerar la serie integrada de orden uno<sup>9</sup>.

- ii) En el caso de las series de brecha de producción y desempleo (GAP-PIB y GAP\_TD) los contrastes de DFA rechazan la hipótesis nula de una raíz unitaria, indicando su estacionariedad.

Finalmente, hemos considerado las series del PIB y tasa de desempleo integradas de orden uno y por tanto sus primeras diferencias se pueden considerar estacionarias.

#### 5.4 ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Si las series objeto de análisis no son estacionarias, el siguiente paso consiste en analizar si dichas series están cointegradas. Es decir, contrastar si existe al menos alguna relación de equilibrio estacionaria entre las mismas. El concepto de cointegración fue introducido por primera vez por Granger (1981), pero donde se le da un tratamiento más formalizado es en Engle y Granger (1987). Según estos autores, los componentes de un vector  $Y_t$  de orden  $(p \times 1)$  se dice que están cointegrados de orden  $d$ ,  $b$ , y se denota por  $Y_t \sim CI(d, b)$ , si: i) todos los componentes de  $Y_t$  son  $I(d)$ ; y ii) existe un vector  $(\beta \neq 0)$  tal que  $u_t = \beta' Y_t \sim I(d-b)$ , siendo  $b > 0$  y  $u_t$  es la perturbación aleatoria que puede ser interpretada como el error o desviación respecto del estado de equilibrio en cada período  $t$ . La relación anterior se denomina relación de cointegración y al vector  $\beta$  se le llama el vector de cointegración.

Dado que la mayor parte de las series económicas son  $I(1)$ , lo más habitual ha consistido en tomar  $d=b=1$ , de forma que todos los elementos de  $Y_t$  son  $I(1)$  y  $u_t$  (los residuos de la combinación lineal entre dos o más variables) es  $I(0)$ , es decir, la combinación lineal entre las variables individualmente integradas de orden uno es estacionaria. En este contexto, la existencia de cointegración entre un conjunto de variables significa que existe una combinación lineal estacionaria, que puede interpretarse como una relación de equilibrio a largo plazo, en el sentido de que existen

---

<sup>9</sup> Soy consciente de que en la literatura existen numerosos contrastes de raíces unitarias que presentan mejor potencia que los de DFA realizados en este trabajo. Sin embargo, teniendo en cuenta la formación recibida a lo largo de la carrera considero que dichos contrastes quedan fuera del alcance de este trabajo. A todo esto hay que añadir que no se ha considerado los contrastes de DFA con cambio estructural debido a su complejidad.

fuerzas que impiden que la dinámica de los procesos les lleve a alejarse de forma permanente de dicha relación<sup>10</sup>. Es decir, las variables de la relación a largo plazo tienden a evolucionar conjuntamente en el tiempo y la diferencia entre ellas es estable (estacionaria).

Para contrastar si existe o no relación de cointegración entre las series del PIB y la TD se ha utilizado el procedimiento de Engle y Granger (1987). Dicho procedimiento se desarrolla en dos etapas: En primer lugar se estiman por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) las siguientes regresiones de cointegración<sup>11</sup>:

$$\begin{aligned} PIB_t &= \alpha_1 + \beta_1 TD_t + \mu_{1t} \\ TD_t &= \alpha_2 + \beta_2 PIB_t + \mu_{2t} \end{aligned}$$

A partir de las estimaciones MCO<sup>12</sup> se guardan los correspondientes residuos MCO ( $\hat{\mu}_{1t}$  y  $\hat{\mu}_{2t}$ )

En segundo lugar se contrasta el orden de integración de dichos residuos aplicando los contrastes de raíces unitarios comentados anteriormente (DFA). Si los residuos de dicha regresión son estacionarios, se dice que las series están cointegradas.

Los principales resultados de la aplicación del procedimiento de cointegración de Engle y Granger (1987) se presentan en el cuadro 5.2 y 5.3. En el cuadro 5.2, la regresión de cointegración se ha estimado considerando una constante como elemento determinista, mientras que el cuadro 5.3 en la regresión de cointegración se ha incluido una constante y una tendencia. Como se puede observar al 5% de nivel de significación, en ambos casos no es posible rechazar la hipótesis nula de cointegración. Es decir, no existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la tasa de paro y el Producto Interior bruto. Se ha estimado también la regresión inversa (PIB en función de la tasa de paro), pero por falta de espacio no se han incluido los resultados. La hipótesis nula de no

---

<sup>10</sup> Es decir, se asume que se produce una situación estable a la que vuelve el sistema tras sufrir una perturbación externa.

<sup>11</sup> En las regresiones de cointegración a parte de la constante se pueden incluir otros elementos deterministas como la tendencia, componente estacional y incluso variables ficticias que recogen cambio estructural.

<sup>12</sup> A pesar de que al estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) el vector de cointegración  $\beta$  es superconsistente, la no estacionariedad de las series hace que los t-ratios de los parámetros estimados sean sesgados e inconsistentes y, por tanto, no es posible realizar inferencia estadística sobre dichos parámetros utilizando los estadísticos tradicionales, ya que no se distribuyen según distribuciones estándar.

cointegración, en este caso también no ha sido rechazada al 5% de nivel de significación.

En conclusión, dado que las series del PIB y la tasa de desempleo son integradas de orden uno y no están cointegradas, podemos estimar la versión de la Ley de Okun en primeras diferencias.

Cuadro 5.2. Regresión de cointegración.

```

Etapa 1: regresión cointegrante
-----
Regresión cointegrante -
MCO, usando las observaciones 1980:1-2013:4 (T = 136)
Variable dependiente: TD_SA
-----
                Coeficiente   Desv. Típica   Estadístico t   Valor p
-----
const           0.352322       0.0646867      5.447           2.38e-07 ***
l_PIB          -0.0428454       0.0152692     -2.806           0.0058 ***

Media de la vble. dep.  0.171194       D.T. de la vble. dep.  0.050197
Suma de cuad. residuos 0.321292       D.T. de la regresión   0.048966
R-cuadrado       0.055497       R-cuadrado corregido   0.048449
Log-verosimilitud 218.2945       Criterio de Akaike     -432.5890
Criterio de Schwarz -426.7637      Crit. de Hannan-Quinn  -430.2218
rho              0.996035       Durbin-Watson          0.017280

Etapa 2: contrastando la existencia de una raíz unitaria en uhat
-----
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluyendo 5 retardos de (1-L)uhat
tamaño muestral 130
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.003
diferencias retardadas: F(5, 124) = 33.846 [0.0000]
valor estimado de (a - 1): -0.0198479
Estadístico de contraste: tau_c(2) = -2.2333
valor p asintótico 0.4065

Hay evidencia de una relación cointegrante si:
(a) La hipótesis de existencia de raíz unitaria no se rechaza para las var
(b) La hipótesis de existencia de raíz unitaria se rechaza para los residu
  
```

Cuadro 5.3. Regresión de cointegración con tendencia.

```

Etapa 1: regresión cointegrante
-----
Regresión cointegrante -
MCO, usando las observaciones 1980:1-2013:4 (T = 136)
Variable dependiente: TD_SA
-----
                Coeficiente   Desv. Típica   Estadístico t   Valor p
-----
const           3.54517         0.152991       23.17           1.55e-048 ***
l_PIB          -0.896597       0.0407244     -22.02           3.47e-046 ***
time           0.00607829     0.000285248    21.31           1.03e-044 ***

Media de la vble. dep.  0.171194       D.T. de la vble. dep.  0.050197
Suma de cuad. residuos 0.072787       D.T. de la regresión   0.023394
R-cuadrado       0.786022       R-cuadrado corregido   0.782805
Log-verosimilitud 319.2600       Criterio de Akaike     -632.5201
Criterio de Schwarz -623.7821      Crit. de Hannan-Quinn  -628.9692
rho              0.957250       Durbin-Watson          0.078102

Etapa 2: contrastando la existencia de una raíz unitaria en uhat
-----
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluyendo 5 retardos de (1-L)uhat
tamaño muestral 130
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.001
diferencias retardadas: F(5, 124) = 2.962 [0.0147]
valor estimado de (a - 1): -0.0457273
Estadístico de contraste: tau_ct(2) = -1.77444
valor p asintótico 0.8539
  
```

## 5.5 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN EN DIFERENCIAS.

### 5.5.1 Versión tradicional de la ley de Okun

Tal como viene recogido en el apartado 2 del presente trabajo se trata de estimar la siguiente ecuación básica de la ley de Okun:

$$\Delta TD_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta PIB_t + \varepsilon_t \text{ siendo } \beta_1 < 0$$

Si la perturbación aleatoria del modelo cumple las hipótesis básicas, comportándose como un ruido blanco, los estimadores MCO del modelo serían insesgados y consistentes. Los resultados de la estimación de la regresión anterior aparecen recogidos en el Cuadro 5.4.

Antes de interpretar los parámetros estimados, debemos primer someter el modelo a una batería de contraste con el objetivo de analizar si supera la etapa de chequeo. Se trata de comprobar 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)<sup>13</sup>. Este test es asintóticamente válido en presencia de variables dependientes retardadas, y suficientemente flexible como para considerar órdenes de correlación serial alternativos. En cuanto al contraste de normalidad, se ha utilizado el contraste LM de Jarque Bera. Finalmente, para comprobar la heterocedasticidad, tratándose de series temporales, se ha 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

---

<sup>13</sup> En primer lugar, se estima el modelo de regresión :  $\Delta TD_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta PIB_t + \varepsilon_t$  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:  $\hat{\varepsilon}_t = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta PIB_t + \alpha_0 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t-p} + \zeta_t$

La hipótesis nula es la ausencia de autocorrelación serial de orden (q):  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$ , mientras que la alternativa es que el proceso sigue un AR(q). Bajo la hipótesis nula de que  $\zeta_t$  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  $\chi^2$  con p grados de libertad.

estarían incorrelacionados, pero serían dependientes. Por tanto, los residuos al cuadrado presentarían autocorrelación.

Los resultados de dichos contrastes se recogen en la parte inferior del cuadro 5.4. Como se puede apreciar, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de primer y cuarto orden. No obstante, para todos los retardos, no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de efecto ARCH. El estadístico LM de Jarque Bera rechaza la hipótesis nula de normalidad<sup>14</sup> de los residuos dado que los valores obtenidos son mayores que el valor crítico al 5%. El modelo estimado, por tanto, presenta problemas de autocorrelación y de no normalidad de los residuos. En consecuencia, aunque los estimadores MCO siguen siendo insesgados, los contrastes de hipótesis sobre los parámetros no serían válidos. Las causas de los problemas pueden estar relacionados con: i) errores de especificación del modelo por omisión de variables relevantes; ii) presencia de observaciones atípicas en los datos de las variables, y iii) presencia de cambio estructural a lo largo de la muestra.

Cuadro 2.4 Estimación del modelo en diferencias.

<i>Estimación MCO: periodo 1980:1-2013:4<sup>a</sup></i>	
$\Delta TD_t = 0,31 - 0,442 \Delta PIB_t \quad R^2 = 0,31 \quad F_{AV} = 58,963$ (6,41)      (-7,68)	
<i>CHEQUEO DEL MODELO</i>	
$LMBG(1) = 15,30 \quad \chi^2(1) = 3,84$	$ARCH(1) = 0,95 \quad \chi^2(1) = 3,84$
$LMBG(4) = 11,01 \quad \chi^2(4) = 9,48$	$ARCH(4) = 1,42 \quad \chi^2(4) = 9,48$
<i>Contraste Jarque Bera = 37,04      <math>\chi^2(2) = 5,99</math></i>	

a. Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir,  $|t - ratio| > 1,96$  indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.

En efecto, un examen más detallado de los residuos muestra la posible presencia de cambios estructurales en su evolución a lo largo del periodo considerado. Tal como se ha indicado en el apartado de la descripción de las variables, las fechas de los cambios en la media de los residuos se localizan en dos períodos concretos y significativos en la historia económica reciente de España. Las fechas de cambios se sitúan en torno a los tres periodos comentados previamente: 1995/1996 y 2005/2006.

<sup>14</sup> La hipótesis nula del estadístico LM 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).

Es por ello que para confirmar la estabilidad estructural de los parámetros se ha realizado el contraste de Chow<sup>15</sup> de cambio estructural. Los resultados de este contraste aparecen recogidos en el siguiente Cuadro 5.5.

Cuadro 5.5. Contrastes de Chow.

	<i>Valor del estadístico</i>
<i>Un punto de ruptura=1995:4</i>	<i>F(2, 131) = 12.503 con valor p 0.0000</i>
<i>Un punto de ruptura=2005:4</i>	<i>F(2, 131) = 5.467 con valor p 0.0053</i>
<i>Dos puntos de ruptura T1=1995:4 y T2=2005:4</i>	<i>F(4, 131) = 21.27 con valor p 0.0053</i>

Como se puede observar en el cuadro anterior, para ambos puntos de rupturas consideradas los valores obtenidos del estadístico FChow son superiores a sus correspondientes valores críticos al 5%, indicando el rechazo de la hipótesis nula a favor de la alternativa de existencia de cambio estructural en los parámetros del modelo de Okun. Es decir, parece que el coeficiente de Okun no se mantiene estable a lo largo del periodo muestral considerado. De hecho, Knotek (2007) y Ball et al. (2012) advierten sobre posibles cambios en los parámetros a través del tiempo de diferentes especificaciones de la Ley de Okun para Estados Unidos.

Para tener en cuenta estos aspectos, se ha decidido estimar el modelo considerando tres subperiodos independientes: el primer periodo abarca desde 1983:1 hasta 1995:4, el segundo de 1996:1 hasta 2005:4, y el último desde 2006:1 hasta 2013:3.

Al igual que en el caso anterior, los tres modelos estimados han sido sometidos a los diferentes contrastes de validación con el objetivo de analizar se están correctamente especificados y que sus residuos se comportan como un ruido blanco.

---

<sup>15</sup> La hipótesis nula del contraste de Chow es la siguientes: Ho: no existe cambio estructural frente a la alternativa de la existencia de cambio estructural en todos los parámetros del modelo. Se trata de estimar el modelo tanto para la muestra completa y como para las dos submuestras y luego comparar las sumas residuales:

$$F_{Chow} = \frac{SR - (SR_{T_1} + SR_{T_2})}{SR_{T_1} + SR_{T_2}} \times \frac{(T - 2k)}{k} \sim F(k, T - 2k)$$

Siendo SR la suma de los cuadrados de los residuos para toda la muestra, SRT1 suma de los cuadrados de los residuos del modelo estimado utilizando las primeras T1 observaciones, SRT2 es la suma de los cuadrados de los residuos para el modelo estimado utilizando las últimas T2 observaciones (T=T1+T2) y k es el número de parámetros de posición del modelo.

En el cuadro 5.6 se recogen tanto los resultados de la estimación de los tres modelos, así como los diferentes contrastes de chequeo. A la vista de dichos resultados cabe destacar las siguientes conclusiones:

- Los modelos estimados para el primer y el tercer período no superan la etapa de chequeo ya que ambos presentan problemas de autocorrelación y de no normalidad. No obstante, en ambos modelos no se detecta problemas de heteroscedasticidad condicionada autoregresiva.
- El modelo estimado para el segundo periodo no presenta problemas de autocorrelación serial de orden 1 y 4. Sin embargo, al 5% de nivel de significación se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos.

Cuadro 5.6. Estimación de la Ley de Okun en diferencia para los tres períodos:

$\Delta U_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}\Delta PIB_t$	<i>Modelo 1</i> 1980:1 1995:4	<i>Modelo 2</i> 1996:1 2005:4	<i>Modelo 3</i> 2006:1 2013:4
	$\hat{\alpha} = 0,21 \quad \hat{\beta} = 0,296$	$\hat{\alpha} = 0,080 \quad \hat{\beta} = -0,465$	$\hat{\alpha} = 0,54 \quad \hat{\beta} = -0,81$
<i>Contraste de autocorrelación</i>	$LM(1)=9,53 (0,00)$ $LM(4)=24,59 (0,0)$	$LM(1)=0,227 (0,63)$ $LM(4)=2,133 (0,71)$	$LM(1)=7,05 (0,00)$ $LM(4)=14,22 (0,00)$
<i>Contraste ARCH</i>	$LM(1)=0,98 (0,88)$ $LM(4)=2,66 (0,61)$	$LM(1)=0,61 (0,80)$ $LM(4)=1,31 (0,81)$	$LM(1)=0,88 (0,43)$ $LM(4)=1,97 (0,73)$
<i>Contraste de normalidad</i>	$12,66 (0,00)$	$11,98 (0,00)$	$12,66 (0,00)$

A la vista de estos resultados, se ha decidido, en primer lugar, reespecificar los modelos con el objetivo de solucionar los problemas de autocorrelación. Una de las posibles soluciones al problema de autocorrelación cuando se trata con datos de series temporales es dinamizar el modelo, introduciendo retardos tanto de la variable endógena que de la explicativa.

### 5.5.2 Versión dinámica de la ley de Okun en diferencia

La versión dinámica de la ley de Okun en primeras diferencia viene expresada de la siguiente forma:

$$\Delta TD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p1} \alpha_i \Delta TD_{t-i} + \sum_{i=0}^{p2} \beta_i \Delta PIB_{t-i} + \varepsilon_t$$

Para determinar los órdenes de retardos (p1 y p2) necesarios a introducir en cada modelo se ha utilizado el criterio de AICM modificado. Los modelos finalmente estimados aparecen recogidos en el Cuadro A1 (Anexo 1). En el último panel del mismo cuadro se presentan los contrastes de normalidad, autocorrelación serial de Breusch-Godfrey y heteroscedasticidad condicionada autoregresiva con el propósito de analizar si los residuos obtenidos tienen las propiedades deseadas. Como puede deducirse de los resultados, los residuos del modelo para el primer periodo pasa satisfactoriamente dicho contrastes, indicando que el modelo dinámico con p1=2 y p2=1, está correctamente especificado. Sin embargo, en el caso de los modelos especificados para los periodos 2 y 3 no ha sido posible superar la hipótesis de normalidad de los residuos. En concreto, para el periodo 3 se ha especificado un modelo dinámico con p1=1 y p2=0, mientras para el periodo 2 no ha sido necesaria la dinamización del modelo (p1=p2=0).

Para conseguir una mejor especificación de estos dos modelos, se ha incluido en cada uno una variable ficticia para recoger observaciones outliers: D2001 que toma el valor 1 para la observación 2001:1 y cero para el resto de las observaciones y D2013 que toma el valor 1 para las 4 observaciones del 2013 y cero en caso contrario.

Cuadro 5.7. Estimación dinámica de la Ley de Okun en diferencia <sup>a</sup>

<p><i>Modelo 1: 1980:1-1995:4</i></p> $\Delta TD_t = 0,339 - 0,11 \Delta PIB_t - 0,181 \Delta PIB_{t-1} - 0,131 \Delta PIB_{t-2} + 0,461 \Delta TD_{t-1}$ <p style="text-align: center;"> <span style="margin-right: 40px;"><small>(3,78)</small></span> <span style="margin-right: 40px;"><small>(-2,10)</small></span> <span style="margin-right: 40px;"><small>(-3,41)</small></span> <span style="margin-right: 40px;"><small>(-2,65)</small></span> <span><small>(4,21)</small></span> </p> <p><math>R^2 = 0,67</math></p>
<p><i>Modelo 2: 1996:1-2005:4</i></p> $\Delta TD_t = 0,203 - 0,535 \Delta PIB_t - 2,189 D_{2001}$ <p style="text-align: center;"> <span style="margin-right: 40px;"><small>(1,871)</small></span> <span><small>(-3,081)</small></span> <span><small>(-6,66)</small></span> </p> <p><math>R^2 = 0,589</math></p>
<p><i>Modelo 3: 2006:1-2013:4</i></p> $\Delta TD_t = 0,553 - 0,655 \Delta PIB_t + 0,376 \Delta TD_{t-1} - 0,273 \Delta TD_{t-2} - 0,559 D_{2013}$ <p style="text-align: center;"> <span style="margin-right: 40px;"><small>(3,88)</small></span> <span style="margin-right: 40px;"><small>(-3,42)</small></span> <span style="margin-right: 40px;"><small>(1,89)</small></span> <span style="margin-right: 40px;"><small>(-1,79)</small></span> <span><small>(2,49)</small></span> </p> <p><math>R^2 = 0,722</math></p>

- a. Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir,  $|t\text{-ratio}| > 1,96$  indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.

Los modelos finalmente estimados superan todos los contrastes de chequeo. Como se puede en el Cuadro 5.7, todos los parámetros resultan individualmente

significativos al 5% de nivel de significación. La bondad de ajuste de los modelos estimados es bastante aceptable ya que los coeficientes de determinación son mayores que 0,5.

### 5.5.2.1 Conclusiones del modelo dinámico en diferencias

A continuación se han calculado los coeficientes de Okun tanto a corto como a largo plazo y cuyos resultados se recogen en el Cuadro 5.8.

Cuadro 5.8. Coeficiente de Okun a Corto y largo plazo calculado a partir del modelo en diferencia

	<i>Coeficiente de Okun a corto plazo</i>	<i>Coeficiente de Okun a largo plazo</i>
<i>1980:1-1995:4</i>	$\hat{\beta} = \sum_{i=0}^{p_1} \hat{\beta}_i \Rightarrow \hat{\beta} = 0.422$ $EO_{cp} = \hat{\beta}^{-1} = 2.37$	$\hat{\lambda} = \frac{\hat{\beta}}{(1 - \hat{\rho}_1)} = 0.915$ $EO_{lp} = \hat{\lambda}^{-1} = 1.092$
<i>1996:1-2005:4</i>	$\hat{\beta} = 0.535 \Rightarrow EO_{cp} = \hat{\beta}^{-1} = 1.869$	
<i>2006:1-2013:4</i>	$\hat{\beta} = 0.655 \Rightarrow EO_{cp} = \hat{\beta}^{-1} = 1.526$	$\hat{\lambda} = \frac{\hat{\beta}}{(1 - \hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2)} = 0.730$ $EO_{lp} = \hat{\lambda}^{-1} = 1.369$

$EO_{cp}$ : Coeficiente de Okun a corto plazo.  $EO_{lp}$  Coeficiente de Okun a largo plazo

A partir de los resultados presentados en el 5.8 cabe destacar las siguientes conclusiones:

- Los coeficientes de Okun calculados para los tres periodos son diferentes, lo que demuestra la inestabilidad de la relación a lo largo del periodo analizado.
- Para el primer periodo (83-1995), por cada punto porcentual de crecimiento trimestral, a corto plazo la tasa de crecimiento del desempleo disminuye en un promedio de 0,42%. A largo plazo la tasa de crecimiento del desempleo disminuye en 0,91% por cada punto porcentual de crecimiento económico. Si calculamos la tasa de crecimiento porcentual que mantiene inalterada la tasa de paro obtenemos un valor de 0,8% (se obtiene de la siguiente forma (

$-\hat{\alpha} / \sum_{i=1}^{p1} \hat{\beta}_i$ ). Es decir, debemos crecer a una tasa trimestral del 0,8%,

aproximadamente, para poder reducir la tasa de paro a sus niveles de pleno empleo. En cuanto al coeficiente de Okun, a corto plazo obtenemos un valor de 2,36, mientras que a largo plazo dicho coeficiente se sitúa en 1,1, aproximadamente. Es decir, la producción perdida por cada punto adicional de paro es de 2,37 a corto plazo y 1,1 a largo plazo.

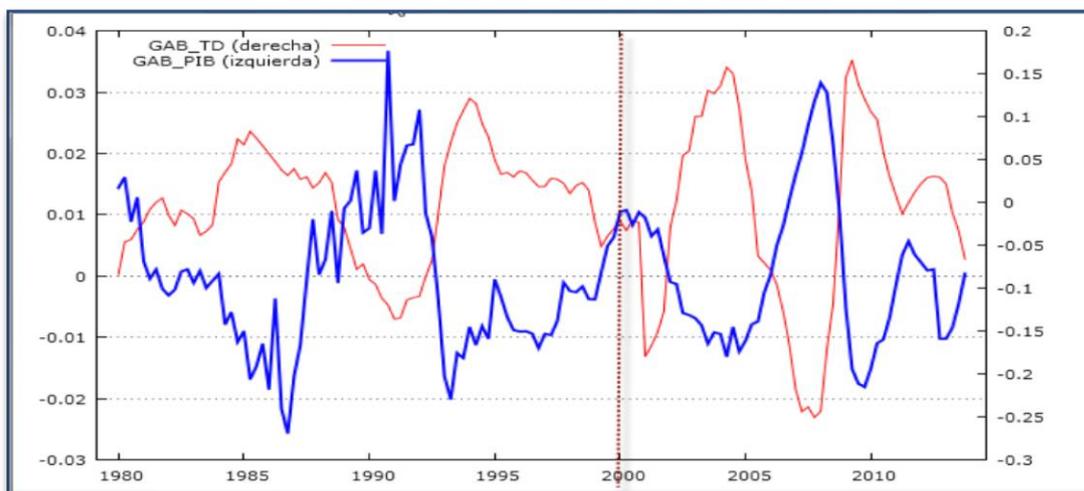
- Para el segundo periodo, la estimación de la pendiente del modelo indica que la sensibilidad de la tasa de paro ante el producto es más alta que en el primer periodo. Por cada 1% de crecimiento trimestral, la tasa de crecimiento del desempleo disminuye en 0,53%. Para este periodo el coeficiente de Okun se sitúa en torno a 1,869, indicando que el incremento en una unidad en la tasa de variación del desempleo, genera una pérdida de producción del 1,86 puntos porcentuales. Finalmente, si calculamos la tasa de crecimiento porcentual que mantiene inalterada la tasa de paro obtenemos un valor de 0,37%. Es decir, debemos crecer, al menos a una tasa trimestral del 0,37%, aproximadamente para poder reducir la tasa de paro.
- Finalmente, de las estimaciones obtenidas para el periodo 2006-2013, se derivan resultados importantes. En ausencia de crecimiento, el desempleo se elevaría en 0,65 puntos en cada trimestre hasta el 2012. Sin embargo, para el 2013 ocurre algo diferente ya que el coeficiente estimado que acompaña a la variable ficticia toma valor negativo. Esto podría estar indicando, que a lo largo de 2013, en ausencia de crecimiento el desempleo se mantiene constante. Por otro lado, encontramos que la tasa de crecimiento del producto necesaria para que la tasa de paro durante la crisis no se incrementa es del 0,85%. Asimismo, si comparamos los resultados obtenidos para este último periodo con respecto a los dos anteriores cabe destacar: i) a corto plazo, una mayor sensibilidad del paro al crecimiento económico; ii) un menor coeficiente de Okun a corto plazo. En concreto, por cada punto adicional en la tasa de variación del desempleo, el crecimiento disminuye en 1,53 frente a los 1,89 y 2,35 del segundo y primer periodo, respectivamente. pero de mayor proporción a largo plazo.

- En todo caso, Riera (2001) atribuye la diferencia entre los valores estimados a corto y largo plazo a la falta de flexibilidad de las empresas para modificar las plantillas, especialmente a corto plazo (“labor hoarding”). De hecho, Belmonte y Polo (2004) argumentan que si las empresas no ajustan sus plantillas a corto, el efecto sobre la producción de variaciones en la tasa de paro debería ser mayor a corto. Es justamente lo que queda reflejado en nuestros resultados.
- En términos generales, los resultados obtenidos hasta ahora no son muy diferente a los obtenidos en otros estudios sea a nivel nacional como internacional. Especialmente, son bastante similares a los obtenidos en el trabajo de Belmonte y Polo (2004). Martín (2002) analizó la relación existente entre las variaciones de la producción agregada y la tasa de paro (1977-2001) y de acuerdo con sus resultados, la tasa de crecimiento anual del PIB necesaria para que la tasa de paro no se incremente es 2,9%. Concluye que por cada punto porcentual que el PIB crece por encima de ese 2,9% se reduce en casi un punto porcentual la tasa de paro.

## 5.6 ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN: MODELO BRECHA

A continuación, se estima la versión brecha de la ley de Okun. En el gráfico 5.8 se observa la relación cíclica entre la brecha de producción y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural. La observación del gráfico 5.8 pone de manifiesto la relación negativa entre la brecha de la producción y la del empleo.

Gráfico 5.8. Brecha de la tasa del desempleo y del PIB.



A diferencia del caso anterior (series en diferencia), no parece existir diferentes patrones cíclicos a lo largo del periodo de estudio considerado. Lo que si se observa ciertas diferencia en la amplitud de los ciclos antes y después del año 2000. En la primera submuestra la duración de los ciclos es bastante más larga (7 años aproximadamente) que el segundo periodo (menos de 5 años). Estas observaciones invitan a plantear todo el análisis que se realiza a continuar, dividiendo la muestra en dos submuestras. Sin embargo, parece más correcto estimar, primero, el modelo para toda la muestra y luego comprobar si hay cambio estructural mediante el uso del contraste de Chow.

Recordar que al realizar los contrastes de raíces unitarias, hemos visto que ambas series son estacionarias con media nula. En consecuencia, se puede estimar el modelo por MCO utilizando las brechas mediante la siguiente ecuación:

$$\underbrace{TD_t - TD_t^P}_{GAP\_TD} = \beta \underbrace{(\ln(PIB_t) - \ln(PIB_t^P))}_{GAP\_PIB} \quad (14)$$

Si la perturbación aleatoria del modelo cumple las hipótesis básicas, comportándose como un ruido blanco, los estimadores MCO del modelo serían insesgados y consistentes, como en el modelo anterior. Los resultados de la estimación de la regresión anterior aparecen recogidos en el cuadro 5.9.

Primero vamos a chequear el modelo mediante una serie de contrastes para comprobar que los resultados obtenidos en el modelo cumplen las hipótesis de normalidad, homocedasticidad y ausencia de autocorrelación.

Como en el modelo anterior, para contrastar la existencia de autocorrelación de primer y cuarto orden, se ha utilizado el estadístico LM de Breusch-Godfrey (LM). En cuanto al contraste de normalidad, se ha utilizado el contraste LM de Jarque - Bera. Finalmente, para comprobar la heteroscedasticidad, tratándose de series temporales, se ha realizado los contrastes de ausencia de heterocedasticidad autorregresiva condicionada, efectos ARCH. Los resultados de estos contrastes están detallados en el cuadro 5.9.

Cuadro 5.9. Estimación del modelo en brechas (ver ecuación 14).

<i>Estimación MCO: periodo 1980:1-2013:4ª</i>	
$GAP\_TD_t = -0,9028GAP\_PIB_t \quad R^2 = 0,68 \quad F_{AV} = 296,6798$ (-17.22)	
a. Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, $ t-ratio  > 1,96$ indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro:	
<b>CHEQUEO DEL MODELO</b>	
$LMBG(1) = 88,4721 \quad \chi^2(1) = 3.84$	$ARCH(1) = 38,621 \quad \chi^2(1) = 3.84$
$LMBG(4) = 27,8984 \quad \chi^2(4) = 9.48$	$ARCH(4) = 41,2456 \quad \chi^2(4) = 9.48$
$Contraste Jarque Bera = 0,233324 \quad \chi^2(2) = 5.99$	

Como vemos en el cuadro 5.9, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de primer y cuarto orden. También se rechaza la hipótesis nula de ausencia de efecto ARCH. El estadístico LM de Jarque Bera acepta la hipótesis nula de normalidad de los residuos dado que los valores obtenidos son menores que el valor crítico al 5%. El modelo estimado, por tanto, presenta problemas de autocorrelación y de heterocedasticidad.

Tal y como hemos hecho en el apartado anterior, para confirmar la estabilidad estructural de los parámetros se ha realizado el contraste de Chow de cambio estructural. Para los posibles puntos de ruptura se han obtenido los siguientes resultados:

Cuadro 5.10. Contraste de Chow

	<i>Valor del estadístico</i>
<i>Un punto de ruptura=1995:4</i>	$F(2, 133) = 1,27$ con valor p 0,281
<i>Un punto de ruptura=2005:4</i>	$F(2, 133) = 0,90$ con valor p 0.407

Para ambos puntos de ruptura considerados, los valores obtenidos del estadístico FChow son inferiores a sus correspondientes valores críticos (3.79), indicando la aceptación de la hipótesis nula, es decir, determinando la inexistencia de un cambio estructural.

Como en este modelo en brechas no hay problema de cambio estructural, no se va a dividir el periodo de estudio en los diferentes subperiodos, como en el apartado anterior. Pero sí que se va a tratar de resolver el problema de autocorrelación dinamizando el modelo.

### 5.6.1 Versión dinámica de la ley de Okun en Brechas

La versión dinámica de la ley de Okun en brechas viene expresada de la siguiente forma<sup>16</sup>:

$$GAP\_TD_t = \sum_{i=0}^{p_2} \alpha_i GAP\_TD^*_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i GAP\_PIB^*_{t-i} + \varepsilon_t$$

Por las mismas razones que en la dinamización del modelo en diferencias, es necesario determinar los órdenes de los retardos. En el cuadro 5.11 aparecen recogidos los contrastes necesarios. En este caso sólo hay un periodo de estudio (no ha habido ruptura estructural) y determinamos, gracias a los contrastes realizados, que el modelo está correctamente especificado y que además, como en el modelo en diferencias se ha incluido la variable D2001.

En este modelo el coeficiente de determinación también es del 5%, por lo que todos los parámetros son individualmente significativos a este nivel.

Cuadro 5.11. Estimación dinámica de la Ley de Okun en brechas

<i>Estimación MCO: periodo 1983:1-2013:4<sup>a</sup></i>	
$GAP\_TD_t = -0.198GAP\_PIB_t + 0.137GAP\_PIB_{t-1}$ $+ 1.297GAP\_TD_{t-1} - 0.447GAP\_TD_{t-2} - 1.99 D2001$	
$R^2 = 0.94 \quad F_{AV} = 376.7747$	
<p>a. Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros, es decir, <math> t\text{-ratio}  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</p>	
<b>CHEQUEO DEL MODELO</b>	
$LMBG(1) = 0.052 \quad \chi^2(1) = 3.84$	$ARCH(1) = 3.38 \quad \chi^2(1) = 3.84$
$LMBG(4) = 1.344 \quad \chi^2(4) = 9.48$	$ARCH(4) = 6.17 \quad \chi^2(4) = 9.48$
$Contraste Jarque Bera = 5,2434 \quad \chi^2(2) = 5.99$	

Como vemos en el cuadro, se acepta la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de primer y cuarto orden. También se acepta la hipótesis nula de ausencia de

<sup>16</sup> Para simplificar se ha nombrado GAP\_TD a la brecha de la tasa de desempleo, es decir, a la diferencia entre el desempleo observado y el desempleo potencial:  $U_t - U_t^p$ . Lo mismo para la tasa de crecimiento del PIB.

efecto ARCH. El estadístico LM de Jarque Bera acepta la hipótesis nula de normalidad de los residuos dado que los valores obtenidos son menores que el valor crítico al 5%. El modelo estimado, por tanto, no presenta problemas de autocorrelación ni de heterocedasticidad.

### 5.6.1.1 Conclusiones del modelo dinámico en brechas

Cuadro 5.12. Coeficiente de Okun a Corto y largo plazo calculado a partir del modelo en brecha

	<i>Coeficiente de Okun a corto plazo</i>	<i>Coeficiente de Okun a largo plazo</i>
<i>1980:1-2013:4</i>	$\hat{\beta} = -0,198$ $EO_{cp} = \hat{\beta}^{-1} = -5.05$	$\hat{\lambda} = \frac{\hat{\beta}}{(1 - (\hat{\rho}_1 + \hat{\rho}_2))} = -1.32$ $EO_{lp} = \hat{\lambda}^{-1} = -0,75$

$EO_{cp}$ : Coeficiente de Okun a corto plazo.  $EO_{lp}$  Coeficiente de Okun a largo plazo

A partir de los resultados presentados en el cuadro 5.12 cabe destacar las siguientes conclusiones:

En el periodo de estudio, desde 1980 hasta 2013, por cada punto porcentual de desviación de la producción de sus niveles potenciales trimestral, se produce una desviación de la tasa de paro respecto a la tasa de pleno empleo del orden del 0,198% cada trimestre, a corto plazo y 1,32% a largo plazo. Es decir, el efecto acumulado de un aumento de un punto porcentual en la producción por encima de su tendencia llevaría a una disminución del desempleo por debajo de su componente estructural en un promedio de 0,198, a corto plazo. A largo plazo, en términos cuantitativos la reducción en el desempleo por un aumento de la producción respecto a su tendencia en un punto porcentual sería de aproximadamente un 1,32. El hecho de obtener un valor muy bajo, indica que en el caso de España hay que hacer un esfuerzo muy significativo en términos del PIB para lograr bajar la tasa de desempleo.

En cuanto al coeficiente de Okun calculado como la inversa de los valores estimados a corto y largo plazo, cabe destacar los siguientes resultados. 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 respecto de la tasa de paro de pleno empleo se produce una desviación de la producción de su nivel estructural de 5,05%, a corto plazo y 0,75, a largo plazo. Es decir,

manteniendo todos los factores constantes (*ceteris paribus*), si el desempleo se desvía de su nivel potencial en un punto, la brecha de producción de abre en 5,05 a corto plazo y en 0,75 a largo plazo, generando, en consecuencia, una pérdida de producción. Para comparar los resultados hay que considerar que Maza y Villaverde (2007) utilizan una formulación alternativa a la que se utiliza en este estudio; es decir,  $\ln(Y_t/Y_e) = \beta \cdot U_t - U_e + \varepsilon$ . Utilizado esta formulación hasta el año 2004, Maza y Villaverde (2007) obtenían para España un valor de -0.91. Si comparamos este valor con lo que se ha obtenido en este trabajo a partir del modelo estático, no se aprecia diferencias significativas. No obstante, se ha visto que dicho modelo presenta problemas de autocorrelación, por lo que ha sido necesario especificar un modelo dinámico.

## **6 CONCLUSIONES.**

En este trabajo hemos planteado la relación entre la tasa de crecimiento del PIB y la tasa de desempleo para España mediante la ley de Okun. Las implicaciones de esta ley para la política económica son necesarias para que los economistas anticipen el posible desarrollo del desempleo para un nivel de crecimiento económico dado, por lo que son especialmente importantes para calcular el pronóstico de los costes del desempleo.

En este aspecto, los resultados obtenidos en este trabajo en el corto plazo en este momento, reflejan un aumento del desempleo del 0.67% por cada punto porcentual de caída del PIB según el modelo de brechas, y según el modelo en diferencias y según el modelo en diferencias un 0.65%, por lo que hemos obtenido resultados bastante parecidos. También el coeficiente de Okun para ambos modelos es prácticamente igual, indicándonos que la producción perdida por cada punto porcentual de paro se sitúa alrededor del 1.5%.

Con estos datos, para el corto plazo vemos que en España la creación de empleo en este momento es un reto difícil. Con crecimientos del PIB del 0.4% en el primer trimestre de 2014, bajar la tasa de paro del 25% no será algo inmediato.

## 7 BIBLIOGRAFÍA.

- BALL, L. LEIGH, D. Y LOUNGANI, P. (2012). *Okun Law: Fit at 50?*. In 13<sup>th</sup> Jacques Polak Annual Research Conference. International Monetary Fund, Novembre. Washington, D.C.
- 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.
- BEAULIEU, J.J. Y MIRON, J.A. (1993). Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data. *Journal of Econometrics*, 55:305-328
- BELMONTE, A. y POLO, C. (2004): "Formulaciones de la ley de Okun y resultados para España" disponible en: [http://dea.uib.es/digitalAssets/123/123249\\_polo.pdf](http://dea.uib.es/digitalAssets/123/123249_polo.pdf)
- Blanchard, O. (2000): "Macroeconomía" (2da. ed), Pearson Educación, S. A., Madrid, España.
- BLANCHARD, O. Y SUMMERS, L. (1986): "Hysteresis and the European Unemployment Problem", Working Paper No. 1950, National Bureau of Economic Research.
- BLANCHARD, O.J. Y QUAH, D. (1989). *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*. *American Economic Review*, 79:655-673.
- BOX, G.E.P. Y JENKINS, G.M. (1970). *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Ed. Holden-Day; San Fransisco.
- DICKEY, D. Y W. A. FULLER, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49 ( 4): 1057-1072
- DICKEY, D.A. Y FULLER, W. A. (1979). *Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root*. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- ENGLE, R. Y GRANGER, C.W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- ENGLE, R.F. (1982). *Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*. *Econometrica*, Vol. 50, No. 4. (Jul., 1982), pp. 987-1007.
- EUROSTAT: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>
- FMI (2010): "Unemployment dynamics during recessions and recoveries: Okun's law and beyond" *World Economic Outlook: Rebalancing growth*. Fondo Monetario Internacional, abril de 2010, pp. 69-107.
- FREEMAN, D. (2000): "A regional test of Okun's Law" *International Advances in Economic Research* núm. 6, págs. 557-570.
- GHYSELS, E. Y PERRON, P. (1993). *The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root*. *Journal of Econometrics*, 55: 57-98.
- GODFREY, L.G. (1978). *Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables*. *Econometrica*, Vol. 46, No. 6., pp. 1293-1301.

- GONZÁLEZ MÍNGUEZ, J. y VACA. C. (2007): “*La flexiguridad como modelo para los mercados de trabajo Europeos*”. Boletín Económico del Banco de España, noviembre de 2007, en: <http://www.bde.es/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/InformesBoletinesRevistas/BoletinEconomico/07/Nov/Fich/art5.pdf>
- GORDON, R. J., 1984, “*Unemployment and Potential Output in the 1980s.*” *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, págs. 537-586.
- GRANGER, C.W. Y NEWBOLD, P. (1974). *Spurious Regressions in Econometrics*. *Journal of Econometrics*, 26:1045-1066.
- GRANT, A.P. (2002). “*Time-Varying estimates of the Natural Rate of Unemployment a revisitacion of Okun’s Law*”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 42, spring, pp. 95 -113
- HAMILTON, G. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- HENDRY, D. F. (1986). *Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48:201-212.
- HODRICK, R. Y E. C. PRESCOTT, 1997, “*Post-war US Business Cycle: an Empirical Investigation*”, *Journal of Money, Credit and Banking*, págs.1-16.
- INE: <http://www.ine.es/>
- JARQUE, C. Y A. BERA (1980) “*Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity*,”
- KNOTEK, E. S. (2007). “*How Useful is Okun's Law?*” *Federal Reserve Bank of Kansas City. Fourth Quarter*, 92(4):73-104
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P. Y SHIN, Y. (1992). *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of Unit Root*. *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- LAL, I, SULAIMAN, M. JALIL, A. ADNAN, H. (2010). *Test of Okun Law in Some Asian Countries: Co-integration Approach*. *European Journal of Scientific Research*, Vol 40 N°1, pp. 73-80.
- 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.
- LIQUITAYA, J. D., Y LIZARAZU, E. (2003). “*La Ley de Okun en la Economía Mexicana*”, *Revista Denarius* núm. 9, Departamento de Economía, UAM-I., México, D. F.
- LORÍA, E. Y RAMOS, M. (2007). *La Ley de Okun: Una lectura para México, 1970-2004*. *Estudios Económicos*, 22(1), pp. 19-55.
- MACKINNON, J.G. (1991). *Critical values of co-integration test, en long-run economic relationships* (Eds R.F. Engle y C.W.J. Granger), Oxford University Press, 267-276.
- MARTÍN ROMÁN, A. (2002): “*Ley de Okun, paro registrado y paro EPA*” *Boletín Económico de ICE*, núm.. 2728, págs. 11-16.
- MARTIN ROMAN, A. y PORRAS, M.S. (2012): *La Ley de Okun en Espana ¿Por qué existen diferencias regionales?*, Asociación Española de Ciencia Regional , Congreso de Bilbao, comunicación, Bilbao.
- NELSON, C.R. Y PLOSSER, C.I. (1982). *Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series*. *Journal of Monetary Economics*, 10:139-162.
- NGUYEN, D.T., Y MAHINDA, A. (2001): “*The Relationship Between Output Growth and Unemployment: A reexamination of Okun’s Law in Australia*”, Working Paper, Department of Economics, University of Adelaida, Australia.

- OKUN, A. (1962): "*Potential GNP: Its Measurement and Significance*" Proceedings of the Business and Economic Statistics, American Statistical Association, U.S.A.
- OLEKALNS, N. (1994). *Testing for Unit Roots in Seasonally Adjusted Data*. Economics Letters, 45: 273-279.
- 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.
- PERRON, P. (1989). *The Crash, The Oil Shock and the Unit Root Hypothesis*. Econometrica, 57:1361-1402.
- PHILLIPS, P. (1987). *Time Series Regression with a Unit Root*. Econometrica, 55:277-301.
- PHILLIPS, P. Y PERRON, P. (1988). *Testing for a Unit Root in Time Series*. Biometrika, 75:335-346.
- RIERA, M. C., 2001, "La llei d'Okun. Una aplicació per Espanya." Revista Econòmica de Catalunya, nº. 43, págs. 27-36.
- SCHNABEL, G., 2002, "Output trends and Okun's Law", Bank for International Settlements, BIS Working Papers, nº. 111.
- Serial Independence of Regression Residuals," Economics Letters, 6, 255–259.
- SÖGNER, L. y STIASSNY, A. (2002): "An analysis on the structural stability of Okun's law: a cross-country study" Applied Economics. Vol. 34, núm. 14, págs. 1775-1787.
- SURIÑACH, J.; ARTIS, M.; LÓPEZ, E. Y SANSÓ, A. (1995). *Análisis Económico Regional*. Nociones Básicas de la Teoría de la Cointegración. Antoni Bosch Editor. Barcelona.
- VILLAVERDE, J. y MAZA, A. (2007): "Okun's law in the Spanish regions" Economics Bulletin, Vol. 18, núm. 5. pp. 1-11.
- VIRÉN, M., 2001, "The Okun Curve is Non-linear." Economics Letters, vol. 70, págs. 253-257.
- WEBER, C. E., 1995, "Cyclical Output, Cyclical Unemployment and Okun's Coefficient: A New Approach", Journal of Applied Econometrics, vol. 10, págs. 433-445.

## 8 ANEXO 1

Cuadro A1. Estimación dinámica de la Ley de Okun en diferencia <sup>a</sup>:

<i>Modelo 1: 1980:1-1995:4</i>		
$\Delta TD_t = 0,339 - 0,11 \Delta PIB_t - 0,181 \Delta PIB_{t-1} - 0,131 \Delta PIB_{t-2} + 0,461 \Delta TD_{t-1}$ (3,78) (-2,10) (-3,41) (-2,65) (4,21)		
$R^2 = 0,67$		
<i>Autocorrelación<sup>b</sup></i>	<i>Heteroscedasticidad<sup>c</sup></i>	<i>Normalidad<sup>d</sup></i>
$LM_{BG}(1)=0,074$	$LMARCH(1)=0,312$	$LMJB=2,419$
$LM_{BG}(4)=0,793$	$LMARCH(4)=1,032$	
<i>Modelo 2: 1996:1-2005:4</i>		
$\Delta TD_t = 0,243 - 0,487 \Delta PIB_t$ (1,393) (-2,431)		
$R^2 = 0,506$		
<i>Autocorrelación</i>	<i>Heteroscedasticidad</i>	<i>Normalidad</i>
$LMBG(1)=0,227$	$LMARCH(1)=0,61$	$LMJB=11,98$
$LMBG(4)=2,133$	$LMARCH(4)=1,31$	
<i>Modelo 3: 2006:1-2013:4</i>		
$\Delta TD_t = 0,512 - 0,626 \Delta PIB_t + 0,401 \Delta TD_{t-1} - 0,294 \Delta TD_{t-2}$ (3,41) (-3,81) (1,33) (-1,75)		
$R^2 = 0,618$		
<i>Autocorrelación</i>	<i>Heteroscedasticidad</i>	<i>Normalidad</i>
$LMBG(1)=0,641$	$LMARCH(1)=0,075$	$LMJB=12,862$
$LMBG(4)=0,721$	$LMARCH(4)=0,406$	

- Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir,  $|t\text{-ratio}| > 1,96$  indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.
- LM de Breusch Godfrey  $LM_{BG}(1) \sim \chi^2(1) = 3,84$ ;  $LM_{BG}(4) \sim \chi^2(4) = 9,48$
- LM de ARCH:  $LM_{ARCH}(1) \sim \chi^2(1) = 3,84$ ;  $LM_{ARCH}(4) \sim \chi^2(4) = 9,48$
- Contaste Jarque Bera:  $LM_{JB} \sim \chi^2(2) = 5,99$