

I.S.S.N.: 2254-1748

La Ley Okun para las regiones españolas: Distintas aproximaciones econométricas

Documentos de trabajo

Juan Antonio Ballesteros Gallardo
Fernando Núñez Hernández
Carlos Usabiaga Ibáñez

**LA LEY DE OKUN PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS:
DISTINTAS APROXIMACIONES ECONOMÉTRICAS**

Juan Antonio Ballesteros Gallardo

Universidad de Sevilla

Fernando Núñez Hernández

Universidad de Sevilla

Carlos Usabiaga Ibáñez

Universidad Pablo de Olavide

Agradecimientos: Agradecemos los comentarios recibidos de profesores del Departamento de Organización Industrial y Gestión de Empresas de la Universidad de Sevilla, y en especial de Pablo Álvarez de Toledo. También agradecemos el interés del Instituto de Estadística de Andalucía (IEA) por este trabajo, en especial de José E. Molina y Elena Manzanera. Fernando Núñez y Carlos Usabiaga agradecen asimismo la financiación de los siguientes Proyectos: PAI (TEP-216, SEJ-246, SEJ-513); Junta de Andalucía (Excelencia SEJ-4546); Ministerio de Ciencia e Innovación (ECO2009-13357); y Centro de Estudios Andaluces (PRY010/10). Las limitaciones que persistan son de nuestra entera responsabilidad.

ÍNDICE

- 1. INTRODUCCIÓN. p. 4**
- 2. DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES ESTUDIADAS. p. 5**
- 3. LA LEY DE OKUN. p. 9**
 - 3.1. Fundamento teórico. p. 9**
 - 3.2. Revisión bibliográfica. p. 13**
- 4. ANÁLISIS DE DATOS. p. 26**
 - 4.1. España. p. 26**
 - 4.1.1. *Producto Interior Bruto. Tendencia natural y ciclo de actividad.* p. 26
 - 4.1.2. *Tasa de desempleo.* p. 30
 - 4.1.3. *Otras variables de interés. Inflación, tipo de interés nominal y gasto público.* p. 32
 - 4.2. Comunidades Autónomas. p. 38**
 - 4.2.1. *Producto Interior Bruto.* p. 38
 - 4.2.2. *Tasa de desempleo.* p. 40
 - 4.2.3. *Otras variables de interés. Inflación, tipo de interés nominal y gasto público.* p. 43
- 5. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA. p. 45**
 - 5.1. Análisis de series temporales. Regresión lineal y series autorregresivas. p. 46**
 - 5.2. Datos de panel. p. 48**
 - 5.3. Modelo de ecuaciones aparentemente no relacionadas. p. 49**
- 6. ANÁLISIS ECONOMÉTRICO. ESTIMACIONES DE LA LEY DE OKUN. p. 52**
 - 6.1. Análisis de series temporales. Regresión lineal y series autorregresivas. p. 53**
 - 6.2. Análisis mediante panel de datos. p. 62**
 - 6.3. Análisis mediante regresiones aparentemente no relacionadas. p. 72**
 - 6.4. Evolución temporal del coeficiente de Okun. p. 79**
- 7. CONCLUSIONES. p. 85**
- 8. BIBLIOGRAFÍA. p. 88**

1. INTRODUCCIÓN.

Desde que el economista norteamericano Arthur Okun (1962) estableció la existencia de una relación entre el nivel de desempleo y la producción en los Estados Unidos, se han realizado numerosos estudios basados en dicha relación en una gran amplitud de países y regiones, debido a la trascendencia económica que supone el poder cuantificar la reacción del desempleo frente a cambios en la producción.

Sin embargo, con el paso del tiempo se han ido incluyendo un mayor número de variables explicativas, que han aumentado la complejidad de la relación inicial. Asimismo, la existencia de registros históricos lo suficientemente precisos de los valores de una infinidad de variables económicas y, sobre todo, la aparición de diferentes métodos econométricos durante las últimas décadas basados en el análisis de series temporales, que incluyen también componentes estructurales, han permitido aumentar de forma considerable la capacidad de análisis de la información.

A pesar de lo anterior, son pocos los estudios que sobre la ley de Okun se han realizado en España considerando conjuntamente la parte temporal y estructural de los datos. En nuestro caso, estamos interesados principalmente en la parte estructural de los datos, entendida ésta como cada una de las Comunidades Autónomas que conforman el territorio nacional.

De esta forma, el presente trabajo realiza un estudio que intenta establecer la relación existente entre el nivel de desempleo cíclico y diferentes variables económicas, entre ellas la producción, usando diferentes metodologías econométricas (series temporales, datos de panel y modelos de ecuaciones aparentemente no relacionadas), partiendo de los datos de las

economías regionales de España, puesto que pensamos que es interesante estudiar esta relación macroeconómica tan importante desde un punto de vista regional.

2. DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES ESTUDIADAS.

El objetivo del presente trabajo es determinar la relación existente entre el ciclo de desempleo y diferentes variables macroeconómicas; por tanto, el primer paso a seguir será elegir las variables económicas que pueden ser de relevancia para caracterizar este ciclo. A continuación se detallan y definen las variables que se han escogido en el presente estudio para realizar el análisis¹.

- **Nivel de desempleo:** Es la proporción de personas que se encuentran en situación de desempleo respecto a la población activa de una determinada región, entendida ésta como el conjunto de personas que dentro del mercado laboral se encuentran trabajando o en condiciones de poder hacerlo. Aunque existen numerosas formas de evaluar el desempleo, en este trabajo lo calcularemos como porcentaje respecto a la población activa (tasa de desempleo). A lo largo del trabajo se hablará también del desempleo estructural, referido éste a la tendencia que muestra la serie temporal de la tasa de desempleo, y desempleo cíclico, entendido como la diferencia entre la tasa de desempleo total y la estructural. Si bien estos conceptos se desarrollarán con mayor profundidad más adelante, en el apartado de “fundamentos teóricos”, adelantaremos aquí que el desempleo estructural es un nivel de desempleo de larga duración, condicionado por sucesos con importantes repercusiones laborales, mientras que el desempleo cíclico está ligado más a

¹ Mientras no se mencione lo contrario, se supondrá que se refieren a variables regionales.

condiciones coyunturales del mercado laboral. Los datos utilizados en este trabajo referentes al desempleo fueron obtenidos de la Encuesta de Población Activa (EPA) mediante la base de datos del Instituto Nacional de Estadística (INE)².

- **Producto Interior Bruto (PIB):** Se refiere al valor monetario del conjunto de bienes y servicios generados por la región considerada en un período de tiempo determinado. Para el análisis de los datos, en la mayoría de los estudios económicos se eligen períodos de tiempo bien trimestrales, o bien anuales, como es el caso en el presente trabajo. Es de destacar también que la evolución del PIB de una región es una de las principales variables que se utilizan para evaluar si una economía se encuentra en expansión o recesión, dependiendo de si su PIB aumenta o disminuye, y del ritmo al que lo hace. Al igual que en el caso del desempleo, la serie temporal del PIB regional se dividirá en su componente estructural (tendencia a largo plazo) y componente cíclica (oscilaciones temporales de la serie en torno a su nivel tendencial). En este trabajo se utilizarán los valores del PIB anuales (tanto en el ámbito nacional como regional) que proporciona el Instituto Nacional de Estadística (INE) a precios constantes basados en el año 1995³.

- **Gasto Público:** Se refiere al gasto monetario total realizado por todas las Administraciones Públicas de una determinada región dentro de un periodo determinado. El control sobre el Gasto Público es una pieza clave de la política económica, ya que es uno de los principales mecanismos que posee el Gobierno para regular la actividad económica. De esta forma, cuando el

² Véase www.ine.es

³ Puede consultarse el apartado sobre cuentas económicas regionales en el enlace: www.ine.es/inebmenu/mnu_cuentas.htm

Gobierno decide aumentar el Gasto Público, se impulsa la actividad económica; aunque en contrapartida esta situación conlleva también una presión inflacionista. Por el contrario, el Gobierno también podría enfriar el Gasto Público en materia de inversión con el fin de equilibrar la economía. En este trabajo se utilizarán los datos sobre Gasto Público regional que proporciona la Secretaría de Estado de Hacienda y Presupuestos en su página web.⁴

- **Tipo de interés** (aplicado por el mercado hipotecario): Es el índice que indica el porcentaje sobre la deuda nominal que habría que pagar tras pedir un crédito o préstamo a las entidades que conforman el sistema financiero (bancos y cajas de ahorro principalmente). Cuando en la economía existe un tipo de interés alto, se dificulta a las empresas el acceso a los créditos y, por tanto, disminuyen las inversiones y se ralentiza la economía. Por el contrario, un tipo de interés bajo fomenta el acceso a los créditos, favoreciendo las inversiones empresariales e inmobiliarias y la activación de la economía. Consecuentemente, parece que el tipo de interés aplicado podría ser una variable económica que se encuentra relacionada con la situación económica existente. Este tipo de interés viene marcado, de forma indirecta, por el Banco Central Europeo (BCE). En este estudio se utilizarán los datos que ofrece el INE en su página web sobre tipo de interés legal del mercado hipotecario y del mercado financiero.

- **Índice de Precios al Consumo (IPC)**: Es un parámetro económico que mide el incremento del coste de la vida (cesta de la compra entendida en un sentido amplio), a través del cambio en los precios que experimentan los bienes de consumo que afectan a la población, siendo también el principal indicador de

⁴ Véase la base de datos: <http://serviciosweb.meh.es/apps/CCAApresupuestos/>

referencia para cuantificar la inflación existente en un período de tiempo. Normalmente, en las economías desarrolladas el IPC suele crecer ligeramente y de forma moderada, hecho que contrasta con los altos valores del IPC que presentan las economías inestables. Por otro lado, dentro de la teoría macroeconómica, el IPC también se encuentra ligado al mercado laboral mediante la denominada “curva de Phillips”⁵ (Phillips, 1958). Es de destacar que la evolución del IPC afecta también al grado de depreciación que sufre la moneda, y por tanto a la ganancia o pérdida de la capacidad adquisitiva. Por último indicaremos que los datos que se han utilizado en este trabajo provienen de la base de datos que ofrece el INE en su página web⁶.

- Nivel de formación de la población empleada: Es un indicador del grado de cualificación de los trabajadores en activo, bajo el supuesto de que la mayor parte de la población empleada ocupan puestos de trabajos adecuados a su nivel de formación. Esta variable influye de forma importante en la calidad y estabilidad de los puestos de trabajos generados ya que, como se indica en Maza y Villaverde (2007b), una de las causas del fuerte crecimiento de la tasa de desempleo es la existencia de puestos de baja cualificación, y la poca creación de puestos cualificados.

Por último, debemos indicar que el rango de las series utilizadas para las diferentes variables comienza en 1980 (inclusive) y termina en 2009. Hay que señalar que para algunas de las variables se tienen series más cortas, como por ejemplo el nivel de formación (desde 2001) y el tipo de interés (desde

⁵ La curva de Phillips establece la relación entre los precios y el desempleo. Esta relación puede tomar muchas especificaciones diferentes y estimarse bajo diversas metodologías. Véase Gómez y Usabiaga (2001) para el caso español.

⁶ Véase la pestaña de IPC dentro de www.ine.es

1991), ya que no se pudieron encontrar datos fiables de mayor antigüedad. Pensamos que el hecho de que existan series con diferente longitud de tiempo no supone, en principio, un serio problema para el estudio realizado, ya que las series más cortas cubren un período de aproximadamente una década, lo suficientemente amplio como para poder obtener conclusiones de interés. Finalmente, debemos destacar que la componente estructural de las series se ha calculado aplicando el filtro de Hodrick-Prescott⁷ (filtro HP), con un parámetro de valor 100, calculándose la componente cíclica como la diferencia entre el valor real de la variable y el valor obtenido por el filtro HP.

3. LA LEY DE OKUN.

3.1. Fundamento teórico.

La ley de Okun fue propuesta a principios de los años sesenta por el economista norteamericano Arthur Okun (Okun, 1962), quien observó una relación fuertemente lineal entre las variaciones de la producción y del desempleo de Estados Unidos a partir de los datos recogidos durante los años 50. Aplicar el término de “ley” a esta relación empírica puede dar lugar a confusiones sobre su validez y aplicabilidad, puesto que no define una relación teórica estricta entre variables, estando su formulación basada principalmente en estimaciones estadísticas entre datos, como suele suceder para la mayoría de las relaciones socioeconómicas (como por ejemplo la curva de Phillips). A esta relación de Okun se le ha aplicado el nombre de “ley” debido a que es una relación empírica que se cumple con regularidad aceptable para la mayoría de

⁷ La teoría sobre el filtro HP queda fuera del objetivo de este trabajo. Para más información, puede consultarse Del Río (1999).

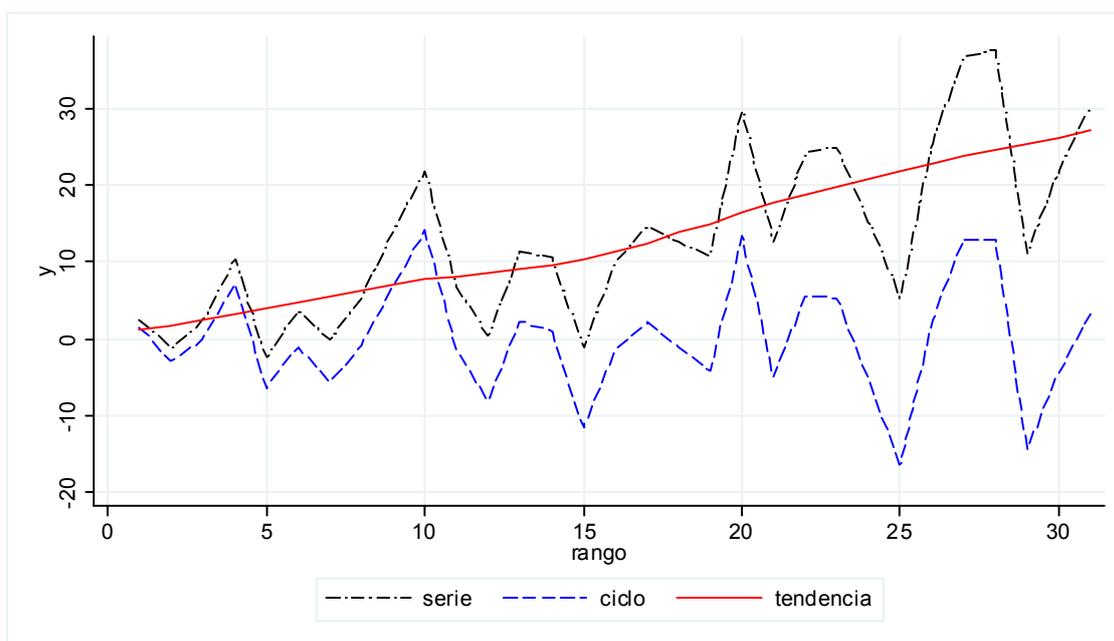
las economías desarrolladas, variando únicamente el valor de los coeficientes. Conceptualmente, la ley de Okun establece que una economía en expansión, con una población activa relativamente estable, debe aumentar el volumen de recursos humanos empleados para aumentar su nivel de producción y reduce por tanto su nivel de paro. Análogamente, una economía en recesión disminuirá el número de empleados, aumentando en consecuencia su nivel de desempleo.

Desde su primera formulación hasta nuestros días han surgido numerosas versiones sobre la ley de Okun, siendo la principal diferencia entre ellas la forma de calcular las variaciones del desempleo y la producción. La ley de Okun utilizada en este trabajo describe la relación existente entre la brecha del desempleo y la brecha de la producción, definida esta brecha como la diferencia entre los componentes reales y estructurales para ambas variables. En este trabajo nos referimos al nivel estructural de una variable como la tendencia a largo plazo de la variable en cuestión, estando ésta determinada principalmente por factores con repercusiones económicas importantes (como pueden ser, por ejemplo, la modificación de leyes laborales y económicas, o la introducción en el mercado de trabajo de nuevas tecnologías con alto valor añadido). En cambio, la componente cíclica de una variable explica las variaciones que pueda sufrir ésta a corto plazo, estando condicionada principalmente por sucesos socioeconómicos con efectos temporales (como, por ejemplo, la crisis coyuntural de algunos sectores productivos). La evolución en el tiempo de esta componente tiene especial relevancia, porque permite definir y caracterizar los diferentes ciclos de la serie. Matemáticamente, la

descomposición de una variable económica, en su parte estructural y cíclica, puede escribirse como sigue:

$$Cr = Ce + Cc \quad (3.1)$$

Siendo Cr el nivel real de la magnitud, Ce la componente estructural y Cc la componente cíclica. La gráfica 3.1 representa la evolución de una serie⁸, junto con su parte estructural (tendencia) y cíclica.



Gráfica 3.1. Descomposición de una serie en componente estructural y cíclica

La estimación lineal que se ha implementado en este trabajo para expresar la relación entre ciclo de desempleo y ciclo de producción (en logaritmos) es la siguiente⁹:

⁸ La serie generada es $y=x+40 \cdot (0.5-\text{rand})$, donde "rand" representa un número aleatorio entre 0 y 1, para cada valor entero de x . La componente tendencial fue extraída con un filtro HP (100), comprobándose que la componente cíclica efectivamente oscila en torno al 0, como lo demuestra su media ($4.81 \cdot 10^{-9}$).

⁹ Si bien es cierto que existen muchas otras especificaciones de la ley de Okun.

$$U_r - U_e = \beta \cdot \ln(Y_r/Y_e) + \varepsilon \quad (3.2)$$

Siendo U la proporción de población desempleada respecto a la población activa, medida en porcentaje; Y la producción bruta, expresada en unidades monetarias; β la pendiente de la recta de ajuste, también denominada como coeficiente de Okun y ε el término error. Los subíndices “r” y “e” denotan el valor de la variable real observada y estructural respectivamente.

En una economía determinada, con un nivel de productividad estable, como suele ocurrir a corto plazo, donde la transferencia tecnológica no produce cambios significativos, cabría esperar que si variamos el nivel de recursos (en este caso humanos) un determinado valor porcentual, la producción variaría en la misma proporción, y por lo tanto el valor de β estaría muy cercano a la unidad. También hay que hacer notar que el efecto “inscripción” y “desánimo” de las personas desempleadas afectan al valor de β . Así, algunas personas desempleadas, en épocas de recesión, desanimadas por la situación laboral, dejarían de buscar empleo activamente, considerándose en este caso que no forman parte de la población desempleada, sino de la inactiva, ya que no buscan empleo activamente. Lo contrario sucede en las épocas de expansión con el efecto inscripción, donde personas que se encontraban en situación de inactividad, es decir, que no buscaban empleo activamente, comienzan a buscar empleo de forma activa ante las mejores expectativas laborales, pasando a formar parte de la población desempleada. Consecuentemente, si un porcentaje de dichas personas acaban finalmente ocupando puestos de trabajo, el nivel de desempleo no caerá al mismo ritmo al que lo hace el aumento en el nivel de empleo (Usabiaga, 2010).

Por otro lado, como los ciclos de producción y desempleo están estrechamente ligados, teniendo para la mayoría de las economías estables longitudes de ciclo similares, ello implica que las componentes cíclicas de ambas variables tenderán a ser nulas en instantes de tiempos prácticamente iguales. En teoría, deberían serlo al mismo tiempo, de ahí que se introduzca en la ecuación 3.2 el término de error ε para absorber las desviaciones entre la teoría y la realidad; aunque, como se ha comentado, ambas variables suelen estar muy relacionadas, esperándose que el valor de ε esté cercano al cero. Gráficamente, lo anterior apunta a que la recta obtenida de la regresión lineal de la nube de puntos que relaciona los ciclos de producción y desempleo debe tener como pendiente el valor β y cruzar prácticamente por el origen de coordenadas.

3.2. Revisión bibliográfica.

El primer trabajo donde se establece una relación entre el Producto Interior Bruto (PIB) y el nivel de desempleo de una economía fue escrito en 1962 por el economista norteamericano Arthur Okun, en su artículo “Potencial GNP: Its Measurement and Significance” (**Okun, 1962**). En él, estudia conjuntamente los valores del PIB y del desempleo para la economía de los Estados Unidos desde el segundo trimestre del año 1947 hasta el último trimestre de 1960.

Realizando una regresión lineal sobre los valores de la tasa de desempleo y del crecimiento de la producción entre dos trimestres consecutivos, Okun obtuvo la siguiente ecuación para datos trimestrales:

$$u_t - u_{t-1} = 0.30 - 0.30 g_t^Y \quad 10 \quad (3.3)$$

Las conclusiones que se obtienen a partir de esta ecuación son las siguientes:

- a) Si no existiese crecimiento en la economía de los Estados Unidos, la tasa de desempleo aumentaría un 0.3% cada trimestre.
- b) El PIB debería aumentar un 1% trimestralmente para mantener constante la tasa de desempleo.
- c) Por cada 1% de aumento trimestral en el nivel de desempleo se produce una pérdida en la producción de Estados Unidos de aproximadamente 3.33%.

Esta última conclusión es quizás la más importante, y en su día tuvo una gran repercusión, tanto en la política como en la economía norteamericana, porque atribuía al crecimiento de la producción una influencia mayor en el desempleo de la que entonces se tenía como generalmente aceptada.

No obstante, Okun también quiso cuantificar cuál es la importancia del desempleo en relación con las condiciones de producción potencial¹¹. La dificultad que encontró Okun es que, en principio, no existía un método o forma para cuantificar cuál es el nivel de desempleo que coexiste con las condiciones de producción potencial. Para salvar esta dificultad, Okun asumió la hipótesis de que la tasa de desempleo debía situarse en torno al nivel del 4% anual para tales condiciones, como habitualmente se tenía asumido por los economistas

¹⁰ u_t es el nivel de desempleo y g_t^Y es la variación de la producción expresada en porcentaje. La correlación obtenida fue de $R=0.79$.

¹¹ Okun 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 encontraba en torno al 4%.

norteamericanos de la década de los años 50 y 60. Bajo este supuesto, realizó nuevamente una regresión lineal entre la tasa de desempleo y la brecha de la producción para la economía de los Estados Unidos en el periodo original, obteniendo la siguiente relación para datos trimestrales¹²:

$$U = 3.72 - 0.36 \text{ GAP} \quad (3.4)$$

La consecuencia más importante de esta última relación es que prevé que por cada 2.8% de variación en la producción respecto a las condiciones potenciales de producción, el nivel de desempleo variará un 1% respecto a las mismas condiciones¹³.

Como puede observarse, para las dos especificaciones propuestas, los valores de los coeficientes son muy similares, estando comprendidos entre un 0.30 y 0.40, lo que hizo pensar a Okun en sintetizar las relaciones en una única ecuación de la siguiente forma¹⁴:

$$Y_t^p = Y_t [1 + 0.032 (U_t - 4)] \quad (3.5)$$

O alternativamente:

$$U_t - 4 = \frac{1}{0.032} \left(\frac{Y_t^p}{Y_t} - 1 \right) \quad (3.6)$$

¹² U = Nivel de desempleo ; GAP = Brecha de producción respecto a la producción potencial. Coeficiente de correlación para la regresión (R) = 0.93.

¹³ Obsérvese que la tasa de desempleo en condiciones potenciales es justamente 3.72; es decir, cuando la brecha de producción es nula, muy cercana a la suposición inicial de Okun de un 4%.

¹⁴ Y = producción; U = Nivel de desempleo; el superíndice "p" designa la producción potencial.

Este tipo de ecuaciones, por su importancia e implicaciones en la economía de cualquier región, han sido ampliamente utilizadas en estudios macroeconómicos durante las últimas décadas, si bien han sufrido numerosas modificaciones y adaptaciones. No obstante, a las ecuaciones que relacionan los niveles de producción y de desempleo en una economía se le denominan “leyes de Okun” en honor de Arthur Okun, quien fue el primero que las difundió académicamente.

Sin embargo, tras este trabajo pionero, surgieron rápidamente diversas cuestiones, como por ejemplo si la relación encontrada se mantiene constante en el tiempo, o si es posible incluir en dicha ecuación otras variables que pudiesen explicar de un modo más exacto las variaciones en la tasa de desempleo al margen de la producción.

En este sentido, y siguiendo con la economía de los Estados Unidos, destaca el trabajo realizado por **Gordon (1984)**, donde se consideraron nuevas variables económicas. Concretamente, Gordon hizo uso de los valores de la población activa y de la empleada, de la jornada media laboral, de la producción y el empleo no agrícola y la población en edad de trabajar para estimar la producción de los Estados Unidos desde 1951 hasta 1979. En cuanto a la metodología, utilizó una ecuación autorregresiva para contrastar el efecto del desempleo en la producción a largo y corto plazo. Para el período estudiado, Gordon estimó que el peso del desempleo en la producción estaba en torno al 2.03%, inferior al estimado por Okun en su tercera ecuación, donde dicho valor debía encontrarse dentro del intervalo [2.50, 2.86]. Por otro lado, Gordon observó la influencia del desempleo a largo y corto plazo, concluyendo

que el peso del desempleo a largo plazo es casi dos veces mayor (0.492 frente a 0.232).

Freeman (2000), por su parte, realiza un trabajo donde estima los valores del coeficiente de Okun para diversas regiones de los Estados Unidos¹⁵, utilizando datos regionales desde 1977 hasta 1997, e implementando para el conjunto nacional¹⁶ y para cada región la siguiente ecuación¹⁷ de forma independiente:

$$Y_t - Y_t^p = \beta \cdot (u_t - u_t^p) \quad (3.7)$$

Por otro lado, considera que la brecha de producción y desempleo pueden ser calculadas como la diferencia entre la serie en cuestión y su tendencia, basándose en los estudios realizados por Stock y Watson (1998). Para el cálculo de la tendencia utiliza los filtros de Baxter y King (1995) y una tendencia cuadrática, con el fin de poder realizar un contraste entre los resultados obtenidos usando ambos filtros.

En los resultados que se presentan en este trabajo se observa que las estimaciones regionales del coeficiente de Okun difieren sustancialmente dependiendo de si se utiliza el filtro de Baxter y King o la tendencia cuadrática. No obstante, cuando se realiza un regresión “pooled” con todas las regiones y se estima el coeficiente de Okun global con ambos filtros, éste no difiere

¹⁵ Las regiones analizadas son Nueva Inglaterra, Medio Este, Grandes Lagos, Llanuras, Sureste, Suroeste, Montañas Rocosas y Lejano Oeste.

¹⁶ Para el conjunto nacional utiliza series de datos desde 1959 hasta 1998, estimando el coeficiente de Okun mediante una regresión “pooled”.

¹⁷ Y= producción ; u = Nivel de desempleo medido en porcentaje ; el superíndice “p” designa el valor de la variable en condiciones de producción potencial.

significativamente del obtenido utilizando exclusivamente datos nacionales. Freeman, además, analizó la estabilidad del coeficiente de Okun de la economía norteamericana utilizando datos nacionales anuales y trimestrales. Para ello, descompuso la serie nacional original desde 1959 a 1997 en dos tramos, el primero hasta 1977, y el segundo desde 1978 a 1997, comparando los resultados de estas series con el resultado que se obtendría considerando la serie completa. La conclusión que obtuvo fue que el valor del coeficiente de Okun para el conjunto nacional se mantenía en torno a -2.0 independientemente del método utilizado¹⁸, sin variaciones aparentemente significativas, valor éste en concordancia con el obtenido por Gordon (1984). Este resultado, sin embargo, contrasta con las conclusiones obtenidas en otros estudios, donde se concluye que el coeficiente de Okun no es constante en el tiempo¹⁹, hecho que podría explicarse por la descomposición tan simple que Freeman realiza de la serie completa, donde toma tan sólo dos sub-series con periodos de 20 años, siendo complicado captar las variaciones que pueda sufrir el coeficiente de Okun.

Otra de las aportaciones importantes que se derivan del estudio de Freeman es la importancia del método utilizado para obtener la tendencia de la serie, ya que los valores del coeficiente de Okun estimados para cada región difieren sustancialmente en función del método utilizado (en este caso, el filtro de Baxter y King (1995) y la tendencia cuadrática).

¹⁸ Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

- Con el filtro de Baxter y King: 1959-1977: -1.96; 1978-1997:- 2.02; 1959-1997: -1.99.
- Con la tendencia cuadrática: 1959-1977: -1.82; 1978-1997:- 2.03; 1959-1997: -1.91.

¹⁹ Véase, por ejemplo, el estudio sobre la evolución del coeficiente de Okun de Knotek (2007), donde se utilizan regresiones móviles anuales de 13 años de amplitud.

Knoteck (2007) realizó un estudio para comprobar la validez de las leyes de Okun en la predicción de la evolución de la economía. Para empezar, Knoteck estudia la estabilidad en el tiempo de los parámetros que definen las ecuaciones propuestas por Okun, realizando sucesivas regresiones mediante el método de ventanas de tiempo móviles²⁰ sobre la especificación (3.7), también llamada especificación de “las diferencias” de la ley de Okun. La conclusión que obtiene es que dichos valores no se mantienen constantes a lo largo del periodo de estudio, lo que viene a significar que la recta de Okun no mantiene constante; ni su pendiente, ni su intersección con el eje de ordenadas. Esta implicación establece por tanto que la ley de Okun debe entenderse como una relación aproximada entre variables. En el trabajo, no obstante, se concluye que los errores de predicción a un trimestre (o a un año, si se trabaja con datos anuales) suelen ser bastante aceptables si se utilizan las relaciones de Okun obtenidas a partir de la última ventana de tiempo. Por otro lado, se establece que las especificaciones dinámicas de la ley de Okun son más exactas que las originales, y, por tanto, pueden ser utilizadas para predecir periodos mayores.

Un aspecto a destacar de este estudio es el análisis que se hace del comportamiento de los coeficientes de la ley de Okun tanto en periodos de crisis como en los de expansión para la economía norteamericana, obteniendo como conclusión que dichos parámetros se comportan de forma diferente dependiendo si el periodo es de expansión o de contracción económica. A este

²⁰ Knoteck utiliza una ventana de tiempo de 52 trimestres y un avance de un trimestre entre dos regresiones sucesivas.

hecho, se le ha llamado en la literatura macroeconómica como “asimetría de la ley de Okun”²¹.

Fuera del ámbito de los Estados Unidos se han realizado a lo largo de los últimos años numerosos estudios sobre la ley de Okun. En Asia cabe destacar el estudio realizado por **Lal et al. (2010)**, que analiza la validez de la especificación de “gaps” de la ley de Okun ofrecida por la ecuación (3.7), para Pakistán, Bangladesh, India, Sri Lanka y China, en el periodo comprendido entre 1980 y 2006, mediante el método de ajuste de mínimos cuadrados. La conclusión principal que obtienen estos autores para este conjunto de países es que los coeficientes de Okun estimados no son significativos (exceptuando el caso de Bangladesh), por lo que parece que la especificación de “gaps” de la ley de Okun no es aplicable a países con cambios importantes en sus niveles de producción y empleo²².

Pasando a los estudios realizados sobre la materia dentro de la Unión Europea, destaca el trabajo de **Sögner y Stiasny (2002)**, que estima los coeficientes de Okun para 12 países de la Unión Europea, Estados Unidos, Japón y Canadá, utilizando una modificación de la especificación de “gaps” de la ley de Okun, donde introducen además el primer retardo del nivel de

²¹ Para más información sobre la “asimetría” de la ley de Okun, con datos españoles, véase por ejemplo Pérez *et al.* (2003).

²² Okun (1962) advertía también que en el nivel de desempleo y producción influyen otras variables no recogidas en la ley, como la capacidad tecnológica o el aumento de horas de trabajo por trabajador. En economías estables estas variables omitidas suelen tener poco efecto en la ley de Okun, mientras que para las economías emergentes, donde se producen grandes cambios tecnológicos u otros cambios, suelen tener un efecto considerable, haciendo que las leyes de Okun dejen de ser válidas.

producción²³. El objetivo principal de Sögner y Stiasny es observar el efecto que producen las variaciones del crecimiento de la producción contemporánea y retardada en la tasa de desempleo. Los resultados obtenidos muestran que existe una gran dispersión en los valores de los coeficientes de Okun para los países estudiados. Concretamente, Japón y Austria tienen los coeficientes más bajos (-0.12 y -0.15), mientras que en el extremo opuesto se encuentran Finlandia y Holanda (-0.61 y -0.82), presentando estos dos últimos países la mayor dependencia entre la tasa de desempleo y las variaciones de la producción. Como causa de la disparidad entre estos valores, los autores mencionan las diferencias en las políticas de empleo que rigen en cada uno de los países.

Por otro lado, en este trabajo se estudia también la estabilidad de los coeficientes de Okun para los países de la muestra mediante un modelo de ventanas, observándose que Austria, Bélgica, Canadá, Italia y Estados Unidos presentan prácticamente una estabilidad total de este coeficiente. Este resultado contrasta con los obtenidos por Knotek (2007), donde se expone que el coeficiente de Okun para la economía de Estados Unidos no se ha mantenido constante a lo largo de los años. Para el resto de los países se obtiene que el coeficiente de Okun tiende a decrecer en el tiempo, siendo esta característica especialmente acusada en países como el Reino Unido, Holanda y Francia. Aunque en este trabajo comentado no se analiza la economía española, en el presente trabajo se tendrá la oportunidad de observar si las

²³ La ecuación implementada es $\Delta u_t = a_0 + a_1 \cdot \Delta Y_t + a_2 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$, donde el último término representa el error de la estimación.

conclusiones obtenidas para el conjunto de países estudiados son también extensibles para el caso español.

En ese estudio se obtiene también una conclusión de interés para las economías nacionales: los países cuyas tasas de desempleo reaccionan menos a las variaciones de la producción, poseen las mejores políticas para favorecer la estabilidad del empleo. En términos generales, la mayoría de los países que presentan estas características, como Japón, Austria o la República Checa, poseen buenos convenios laborales, que favorecen la permanencia del trabajador dentro de la población ocupada, pero que dificultan el flujo de trabajadores desde la población parada a la ocupada. Es decir, en períodos de crisis se expulsan menos trabajadores, a costa de incorporar menos en épocas de expansión, lo cual hace pensar que en estos países los cambios en la producción suelen relacionarse más a cambios en la dedicación que a las variaciones en el nivel de empleo. El modelo laboral de estos países contrasta con el modelo español, que se caracteriza por tener un elevado coeficiente de Okun, debido a la alta proporción de contratos temporales, que vinculan fuertemente la contratación y el despido al ciclo de producción.

Para datos de España, **Belmonte y Polo (2004)** implementan varios modelos sobre la ley de Okun, a partir de datos procedentes del Instituto Nacional de Estadística (INE). Concretamente, utilizan las dos series de datos que ofrece el INE, la primera desde 1976:3-1998:4 en base 1986 y la segunda desde 1980:1-2001:4 en base 1995²⁴. Por su relación con el estudio que se realiza en este trabajo, comentaremos el modelo de “gaps”. Belmonte y Polo

²⁴ Para más información sobre la metodología que emplea el INE, consúltese www.ine.es, sección sociedad-metodología.

sitúan el coeficiente de Okun para la economía española en -0.98 en base 1986 y -0.74 en base 1995²⁵. Por otro lado, los valores estimados no pueden ser comparados con los obtenidos por Sögner y Stiasny, ya que las especificaciones por las que se estima el coeficiente de Okun son diferentes en ambos estudios.

Doménech y Gómez (2005) investigan la dependencia entre el nivel de desempleo, el PIB, el IPC y la inversión para la economía española. La conclusión principal que obtienen en su estudio es que cuando el nivel de desempleo se encuentra por debajo de su nivel estructural o de equilibrio, se suele producir un aumento en la inflación (noción NAIRU). Por otro lado, se concluye que la información de la inflación para explicar el ciclo económico de la economía española es menor que la información que pueden aportar la tasa de desempleo y la inversión. Este aspecto también se contrastará a lo largo del presente trabajo, cuando se compruebe el nivel de información de un conjunto de variables económicas para explicar el ciclo económico nacional y regional.

Maza y Villaverde (2007a) realizan un estudio regional de la economía española, estimando los coeficientes de Okun para todas las Comunidades Autónomas en el periodo comprendido entre 1984 y 2007, utilizando datos sobre población activa y Producto Interior Bruto publicados por el INE, mediante la técnica de panel de datos. Por otro lado, la especificación utilizada para estimar los coeficientes de Okun de cada una de las regiones y del conjunto nacional es similar a la comentada para Belmonte y Polo, relacionándose la brecha de desempleo con la brecha de producción, pero en

²⁵ La ecuación implementada es $u_t - u_t^p = \beta \cdot (\ln Y_t - \ln Y_t^p)$, obteniéndose la componente potencial mediante el filtro de Hodrick-Prescott, de forma similar al presente trabajo.

este caso se calcula la tendencia de la serie de dos formas diferentes, la primera mediante el filtro HP y la segunda con una tendencia cuadrática, con el fin de comparar los resultados obtenidos entre sí. En su trabajo, obtienen varias conclusiones de interés:

a) El modelo utilizado funciona bien para todas las Comunidades Autónomas, a excepción de Extremadura y La Rioja.

b) Los coeficientes estimados para cada Comunidad Autónoma mediante el filtro HP no difieren significativamente de los obtenidos mediante la tendencia cuadrática.

c) Se observa que los coeficientes de Okun de las Comunidades Autónomas difieren significativamente entre sí, estando los valores extremos comprendidos entre el de Castilla-La Mancha (-1.41) y Asturias (-0.45). Como posible causa para la disparidad de resultados, los autores mencionan las diferencias de productividad y temporalidad entre unas regiones y otras²⁶.

d) El valor global obtenido para el panel de datos compuesto por cada una de las regiones no difiere en exceso de los valores que se obtienen del estudio a nivel nacional, hecho también apuntado por Freeman (2000) para la economía norteamericana. De esta forma, para el filtro HP, se obtiene un valor de -0.74 para el panel completo y de -0.91 para España en su conjunto, y para la tendencia cuadrática, de -0.80 y -0.96 respectivamente. Asimismo, se observa que los valores para el panel completo son ligeramente inferiores a los obtenidos para el país, y similares a los apuntados en Belmonte y Polo (2004).

Usabiaga (2010) realiza también un estudio para las economías regionales de España, calculando a partir de la recta de Okun de cada una de

²⁶ Véase Maza y Villaverde (2007a, 2007b).

las Comunidades Autónomas obtenida mediante una regresión por mínimos cuadrados, la variación del PIB anual que haría que su número de ocupados, tasa de desempleo y número de desempleados no varíen. Centrándonos en los valores de la tasa de desempleo, este autor concluye que Asturias (1.24%) y el País Vasco (1.53%) son las dos Comunidades que tendrían que crecer menos para mantener sus tasas de paro, mientras que Madrid (3.06%) y Murcia (3.07%) son las que deberían aumentar en mayor medida su producción para alcanzar este objetivo. En el ámbito nacional, España debería crecer un 2.68% para mantener su tasa de desempleo, cifra cercana a la de Andalucía, Cataluña y la Comunidad Valenciana.

Andrés et al. (2009) analizan la evolución del mercado laboral español durante las dos últimas décadas, poniendo de manifiesto que España ha pasado de ser uno de los países de la Unión Europea en los que más ha crecido el empleo, a ser uno de los que más ha sufrido los efectos de la crisis de los últimos años, llegando a tasas de desempleo cercanas al 20%. Por otro lado, exponen que la relación entre desempleo y producción ha pasado a ser más fuerte, acompañada de una alta volatilidad del empleo. Este hecho se traduce en que la relación de Okun tiende a ser más pronunciada, con lo que la economía española elimina con gran rapidez el desempleo en épocas de expansión económica, mientras que en épocas de crecimiento débil y de recesión el desempleo aumentará fuertemente.

Al igual que en Maza y Villaverde (2007a), se menciona como causa de este cambio la elevada tasa de temporalidad durante las últimas décadas, que facilitan el despido por parte de las empresas en caso de baja producción, así como el aumento del empleo en sectores de baja productividad, como la

construcción, que se contraen también más en períodos de recesión económica. Finalmente, estos autores exponen una serie de medidas encaminadas a mejorar la situación laboral actual, entre las que se pueden destacar la reforma del sistema de prestación por desempleo, la mejora de los convenios colectivos laborales, la regulación de la jornada laboral (horas extras) y la promoción del empleo en sectores con alta productividad del trabajo²⁷.

En el presente trabajo comprobaremos la evolución de la relación de Okun para el conjunto nacional y para cada una de las Comunidades Autónomas, mediante los métodos de ventanas de tiempo móviles, pudiendo comparar nuestros resultados con los obtenidos previamente por otros autores.

4. ANÁLISIS DE DATOS.

A lo largo de este apartado se describirán las características más importantes que presentan las diferentes variables económicas que utilizamos en este trabajo. Se comienza con un análisis del comportamiento de estas variables para el conjunto del país, mientras que la segunda parte de este apartado está dedicada a las particularidades de estas variables a nivel regional.

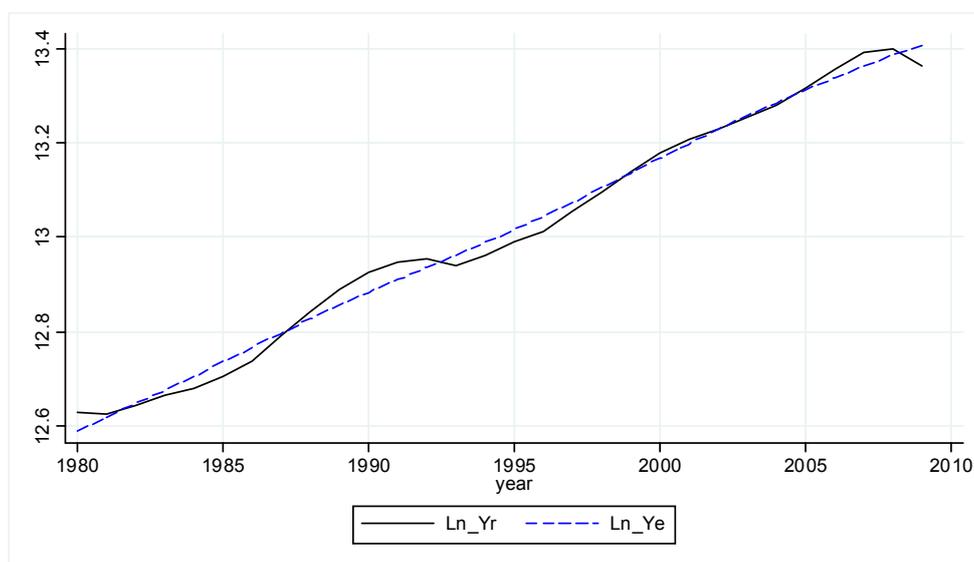
4.1. España.

4.1.1. Producto Interior Bruto. Tendencia natural y ciclo de actividad.

La gráfica 4.1 muestra la evolución del logaritmo natural del Producto Interior Bruto de España (medido en millones de euros y a precios constantes

²⁷ Similares causas y conclusiones pueden encontrarse en estudios previos, como por ejemplo en Bande *et al.* (2008).

del año 1995) entre el año 1980 y 2009, junto con su tendencia, representada por la línea discontinua. Puede observarse que la componente estructural del PIB (Y_e), calculada mediante el filtro HP, evoluciona prácticamente de forma lineal durante las tres últimas décadas, ajustándose este comportamiento al funcionamiento económico habitual de las economías desarrolladas, donde el PIB tiende a crecer de forma exponencial²⁸.

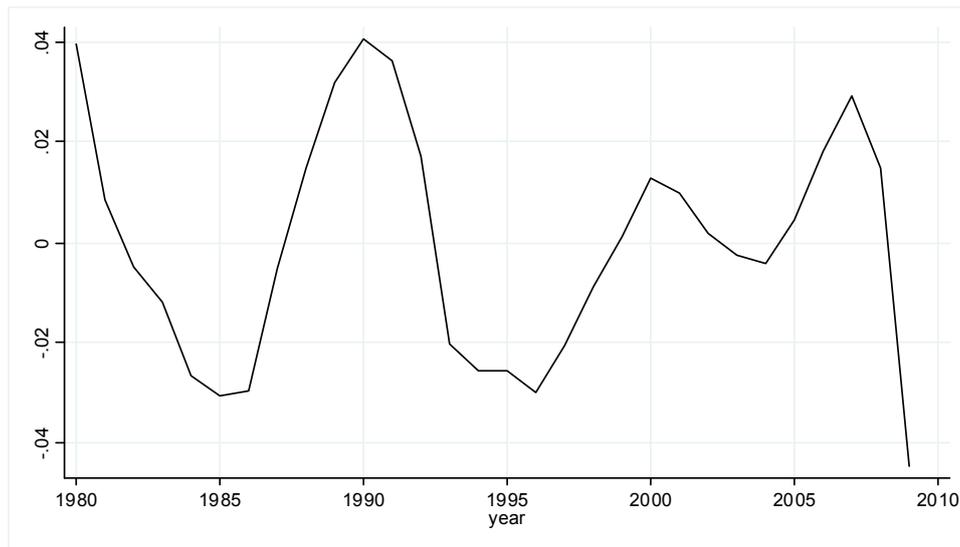


Gráfica 4.1. Evolución logarítmica del PIB real (Yr) y el PIB estructural (Ye)

Por otro lado, puede apreciarse también que existen periodos en los que el PIB real se encuentra por encima y otros en los que se encuentra por debajo de su valor estructural. Este hecho puede resultar clave para distinguir las diferentes etapas de la economía española, ya que cuando el valor real del PIB es superior al nivel que indica su tendencia se dice que la economía experimenta un proceso de expansión; por el contrario, cuando el valor del PIB

²⁸ Este modelo predice que el PIB crece según la siguiente relación: $Y_t = Y_0 \cdot \exp(g \cdot t)$, siendo "g" la tasa de crecimiento. Si se toman logaritmos naturales a ambos lados, se obtiene que $\ln(Y_t) = \ln(Y_0) + g \cdot t$, que gráficamente se corresponde con una recta de pendiente "g".

está por debajo del nivel tendencial, se dice entonces que la economía se encuentra en contracción o recesión. La gráfica 4.2 muestra la componente cíclica del PIB (diferencia entre el PIB real y estructural), que permitirá diferenciar y caracterizar las diferentes etapas de la economía española durante los 30 últimos años.



Gráfica 4.2. Evolución de la componente cíclica del PIB (Yc)

Según la evolución de la componente cíclica se distinguen las etapas que se detallan a continuación:

1980-1986: Período de importante recesión económica provocada por la crisis del petróleo y las crisis sectoriales.

1986-1990: Período de recuperación y expansión económica motivada por la reconversión de algunos sectores industriales, la incorporación de nuevos métodos de producción, la apertura de España al comercio europeo tras su entrada en la Unión Europea y la preparación de obras públicas para 1992.

1990-1996: Nuevo período de recesión originada por la crisis del petróleo a raíz de la Guerra del Golfo y los ajustes contractivos de Maastricht.

1996-2000: Periodo de crecimiento debido a la burbuja inmobiliaria que estaba empezándose a generar, fomentada por la existencia de unos tipos de interés bajos, que favorecían el consumo y la inversión, y al precio de las materias primas (especialmente el del petróleo), que se mantenían en valores relativamente bajos y estables.

2000-2004: La economía española sufre una ligera recesión, causada por la inestabilidad de los mercados internacionales como consecuencia de la crisis asiática de finales de los años 90, la caída bursátil de las empresas tecnológicas y la desconfianza financiera y económica global que se produjo después de los atentados del 11-S y la guerra de Afganistán. No obstante, y a pesar de este panorama internacional, la economía española apenas se vió afectada, en gran medida gracias a la situación expansiva del mercado inmobiliario y turístico.

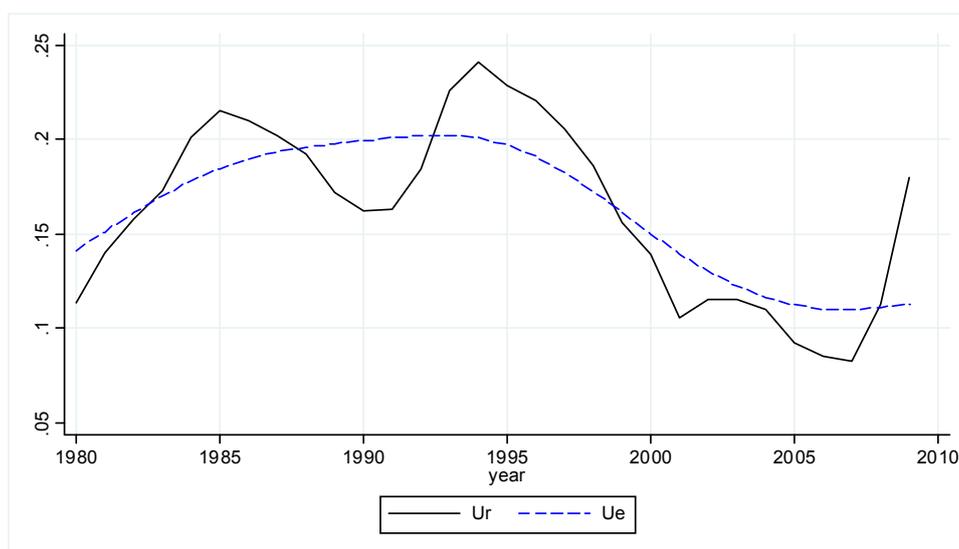
2004-2007: Periodo de crecimiento importante motivado por la recuperación de la confianza de los mercados internacionales y el “boom” inmobiliario y de demanda que se había estado generando durante los años anteriores, basados en el endeudamiento.

2007-2009: Periodo de crisis mundial vinculada a la inestabilidad del sistema financiero, provocando una fuerte desconfianza en los inversores y una caída generalizada de las bolsas mundiales. En España, este fenómeno se ve aún más agravado por el desplome de la construcción y el elevado endeudamiento acumulado, que unidos al elevado volumen de inmigración

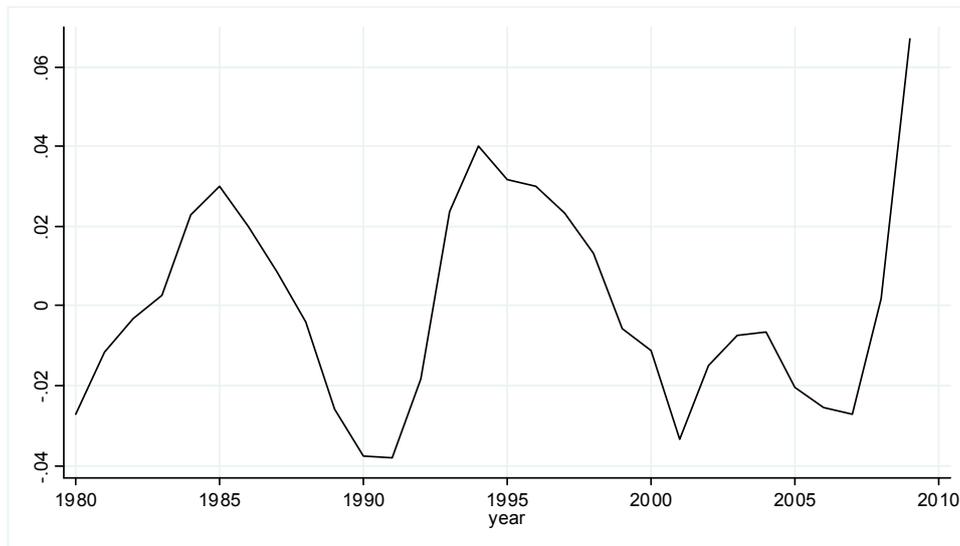
acumulado, provocan que la tasa de paro española se dispare en los últimos años.

4.1.2. Tasa de desempleo.

La gráfica 4.3 muestra la evolución del desempleo real y estructural español desde 1980. En ella puede apreciarse que durante toda la década de los 80 el nivel de desempleo tuvo una tendencia creciente a largo plazo, pasando de ser aproximadamente un 15% a principios de esta década, hasta llegar a un 20% a finales de la misma; valor que se mantendría constante hasta mitad de la década de los 90. A partir de este punto, la tendencia del desempleo es decreciente, hasta situarse sobre el 12% en el año 2007, donde se produce un nuevo punto de inflexión, experimentándose un ligero ascenso tendencial durante estos últimos años, siendo mucho más acusado el crecimiento que sufre el desempleo real, que alcanza valores cercanos al 20%, cifras muy elevadas desde la perspectiva internacional.



Gráfica 4.3. Evolución de la tasa de desempleo real (Ur) y estructural (Ue)



Gráfica 4.4. Evolución de la tasa de desempleo cíclica (Uc)

Al igual que sucedía en el caso del Producto Interior Bruto, pueden distinguirse los periodos de años en los que el desempleo real se encuentra por encima de su nivel tendencial y los años en los que se sitúa por debajo de este nivel. La gráfica 4.4 muestra la desviación de la tasa de desempleo respecto a su componente estructural, observándose que las oscilaciones que se producen no superan los 4 puntos porcentuales, a excepción del pico sufrido en los últimos años, donde dicho valor supera los 6 puntos porcentuales.

Se puede comprobar también la relación inversa existente entre esta última gráfica y la gráfica 4.2, donde se representaba el Producto Interior Bruto cíclico español. Como cabe esperar, en los periodos de expansión económica, donde el nivel del PIB es superior a su nivel tendencial, la tasa cíclica de desempleo muestra valores más bajos; por el contrario, en los periodos de recesión económica, es donde se producen los mayores valores de la tasa cíclica de paro. Además, puede notarse que el efecto del PIB en el desempleo es significativamente importante, ya que cuanto mayores son los cambios en

los valores del PIB, mayores son los cambios que se producen en la tasa cíclica de paro.

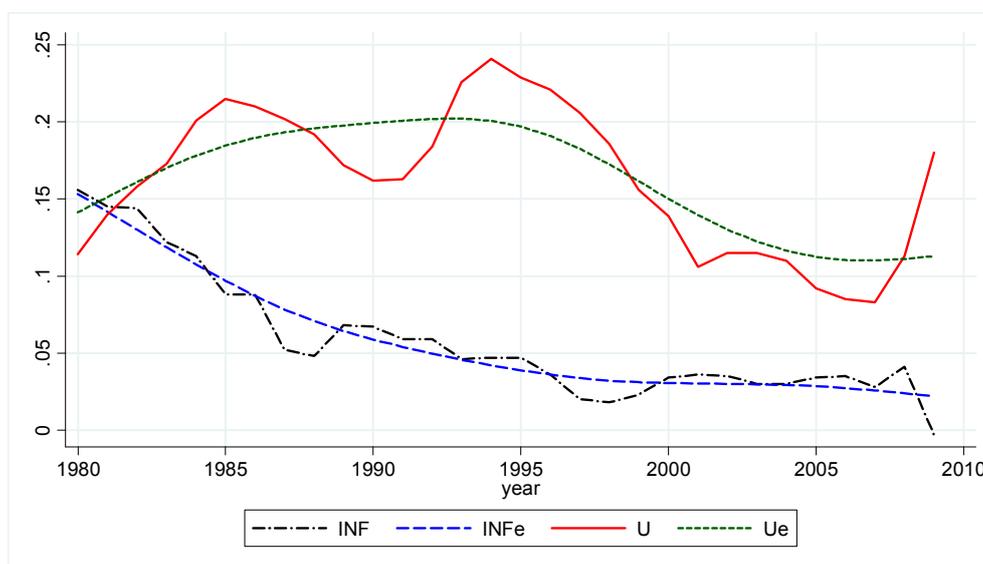
4.1.3. Otras variables de interés. Inflación, tipo de interés nominal y gasto público.

Además del PIB y del desempleo, existen otras variables macroeconómicas con especial importancia en la evolución de una economía. El Índice de Precios al Consumo (IPC) es un buen referente para estudiar la variación en el coste de la vida, a través del cambio que sufren los precios de consumo de los bienes y servicios considerados como básicos; además, el IPC es un referente para determinar la indicación de los salarios, las pensiones, etc.

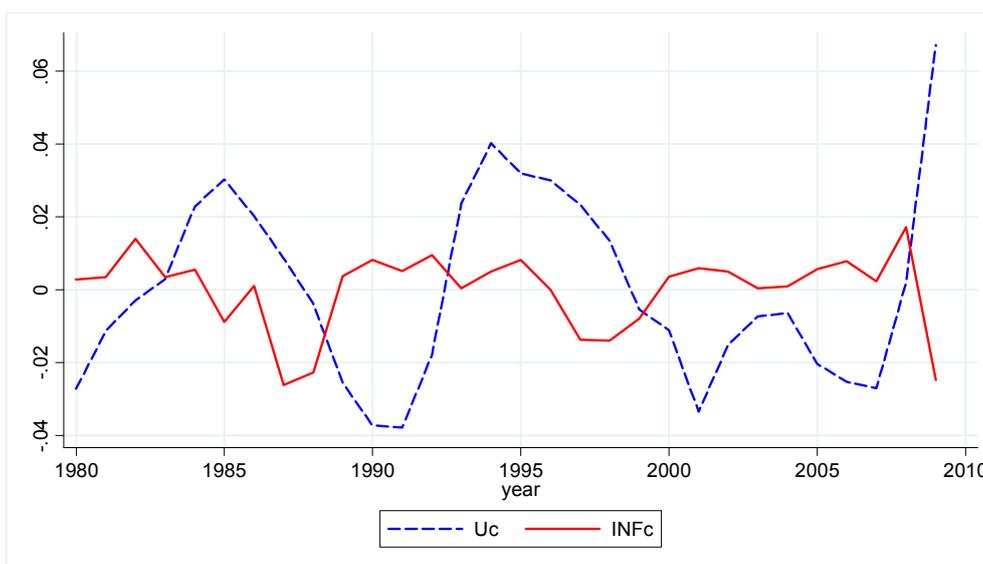
En España, el IPC comienza a principios de la década de los 80 con un valor que supera el 15% anual, valor arrastrado ya desde la década de los 70, como consecuencia de la primera crisis del petróleo, donde el incremento del precio del barril (que quintuplicó su valor en apenas 1 año)²⁹ disparó los costes de producción y, por tanto, los precios del mercado. Posteriormente, decrece continuamente (no sin algunos altibajos) hasta el valor actual en torno al 2,7%. La justificación de esta evolución puede explicarse por la existencia de un gran esfuerzo gubernamental por estabilizar la economía nacional tras su ingreso en la Unión Europea (UE), disminuyendo la inflación hasta acercarse a la del resto de los países centrales de la UE. A pesar de ello, la inflación española se

²⁹ Véase Sánchez (2009).

caracteriza por presentar un ligero diferencial adverso respecto a los países centrales de la UE³⁰.



Gráfica 4.5. Tasas de Inflación y Desempleo. Componentes reales y estructurales.



Gráfica 4.6. Tasas de Inflación y Desempleo. Componentes cíclicos.

La gráfica 4.5 representa las componentes reales y tendenciales de la tasa de desempleo y del IPC. Aunque en principio parece no existir una relación inmediata entre desempleo e inflación, al representar sus

³⁰ Véase Caraballo y Usabiaga (2009).

componentes cíclicas en la gráfica 4.6 parece observarse una ligera relación negativa entre ambas variables³¹; reaccionando el IPC con cierto retardo frente a las fluctuaciones de la tasa de desempleo. Ello se debe a que el IPC refleja la evolución de la demanda, y, por lo tanto, refleja en parte la evolución de la tasa de desempleo, tal y como establece la curva de Phillips. Este hecho puede apreciarse con claridad en el comportamiento de ambas variables durante los últimos tres años, donde la tasa de desempleo ha experimentado un fuerte aumento, y el IPC por el contrario ha disminuido de forma importante, llegando incluso hasta situaciones de deflación puntuales.

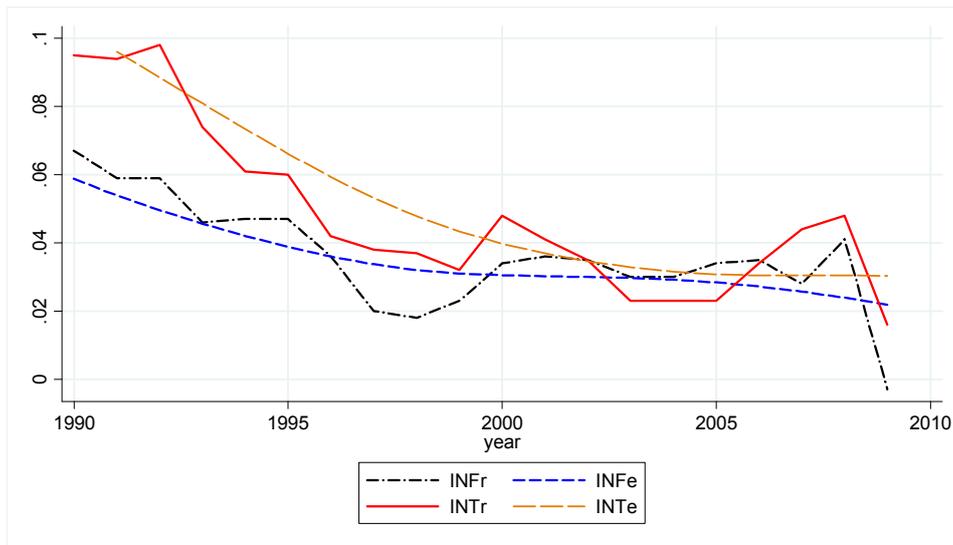
El tipo de interés nominal mide el coste de las inversiones o deudas económicas, existiendo generalmente una dependencia importante entre esta variable y la inflación. Así, por ejemplo, en períodos donde los precios experimentan cambios al alza (tendencia inflacionista positiva), es de esperar que el tipo de interés nominal aplicado en el sistema financiero aumente, para compensar la depreciación que sufre la moneda. Por su parte, la relación entre tipo de interés real e inflación viene determinada por la “regla de Taylor”³². La interrelación entre IPC y tipo de interés nominal puede observarse con mayor facilidad en la gráfica 4.7, donde se observa el paralelismo entre ambas variables, tanto en su evolución real como tendencial o estructural.

Por otro lado, debemos recordar que el control sobre el tipo de interés aplicado por el mercado financiero es otra variable fundamental que se posee para regular la actividad económica, porque permite aumentar o disminuir las inversiones realizadas. De esta forma, según la regla de Taylor, se aplican

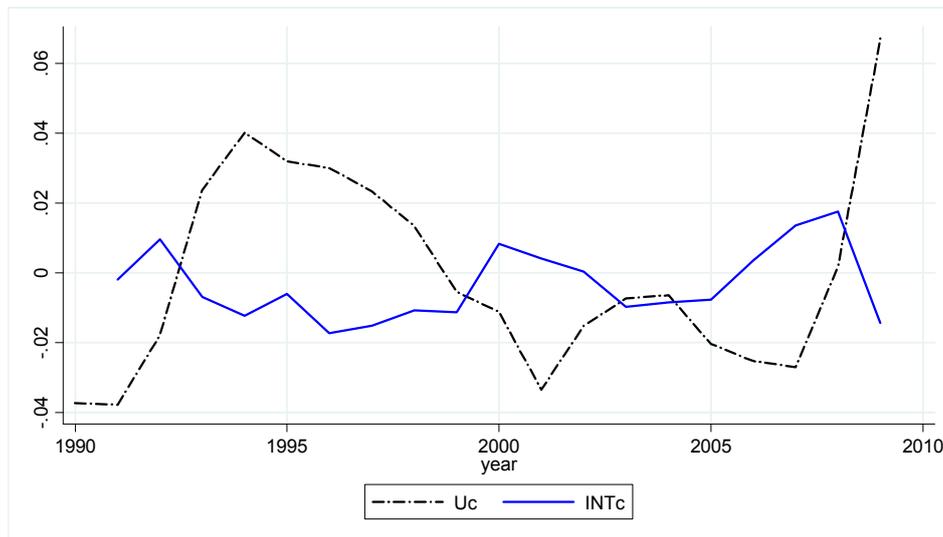
³¹ Este hecho se pone también de manifiesto en el trabajo de Doménech y Gómez (2005).

³² Véase por ejemplo Blanchard *et al.* (2012, cap. 25).

tipos de interés bajos cuando la producción cae y el desempleo aumenta, para estimular la inversión y la actividad económico-financiera, y se aumentan en épocas de expansión, con el fin de disminuir la tendencia alcista de los precios, como puede observarse en la gráfica 4.8.

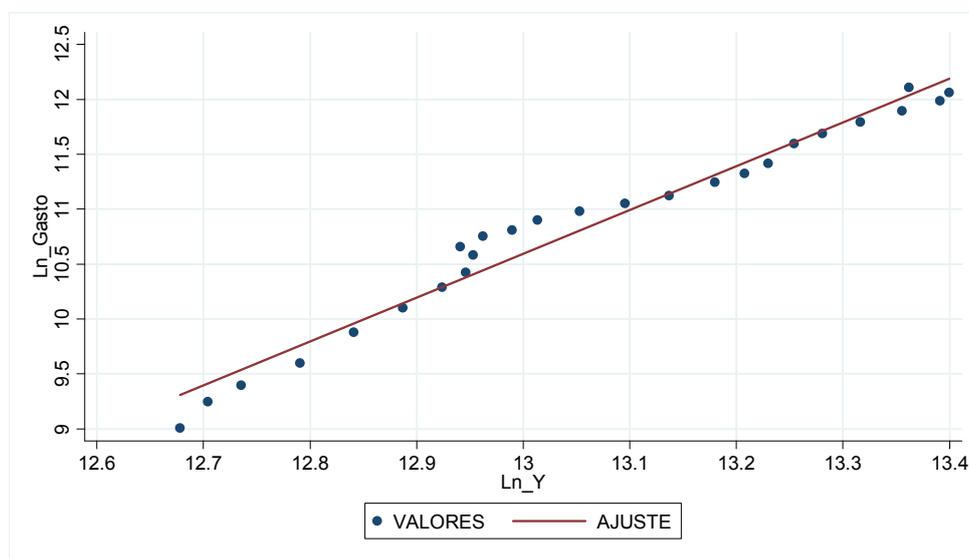


Gráfica 4.7. Inflación y Tipo de Interés Nominal.



Gráfica 4.8. Tipo de Interés Nominal y Tasa de Desempleo. Componentes Cíclicas.

Finalmente, el gasto que realizan las Administraciones Públicas en cada año dependerá de la situación económica del país, del dinero que ingresen, de los gastos sociales y, evidentemente, de las decisiones políticas puntuales que se tomen. Sin embargo, de todas estas variables, es la producción del país la variable que condiciona en mayor medida el Gasto Público realizado por las Administraciones. Esta situación puede observarse en la gráfica 4.9, donde se aprecia una relación lineal clara entre ambas variables, cuando se toman logaritmos naturales de sus valores reales medidos en millones de euros.



Gráfica 4.9. Gasto público nacional frente al PIB.

La relación lineal estimada entre ambas variables es la que se indica a continuación³³:

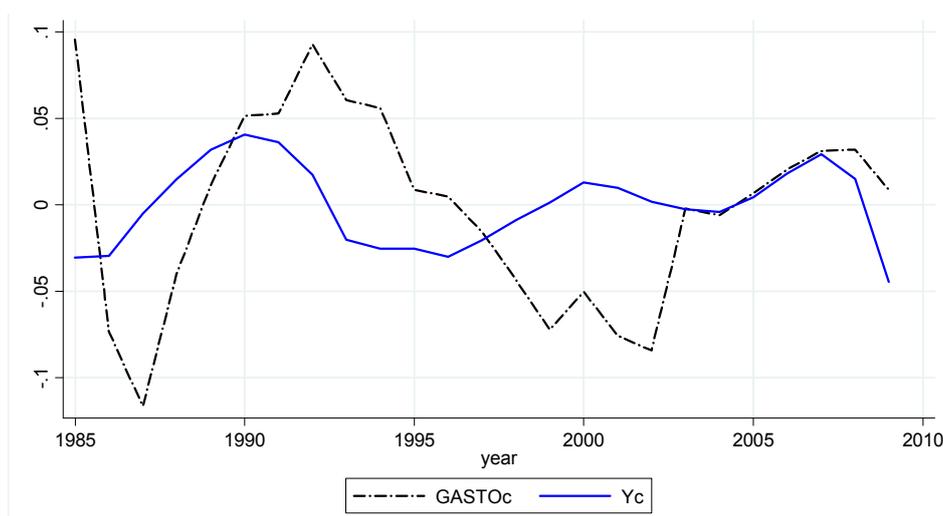
$$\text{LnGasto} = 3.9877 \cdot \text{LnY} - 41.2478 \quad R^2 = 0.9678 \quad (4.1)$$

(-26.85)
(-21.26)

³³ Entre paréntesis se muestra el valor del estadístico t.

De esa expresión se desprenden dos importantes conclusiones. La primera es la fuerte relación lineal que existe entre ambas variables (como lo indica un valor cercano a la unidad del coeficiente de determinación y la elevada significatividad de los dos términos estimados); y la segunda es que la proporción de recursos monetarios que destina el Gobierno a Gastos Públicos ha crecido por encima del crecimiento que experimenta el PIB, puesto que el valor de la pendiente de la recta de ajuste es superior a la unidad.

Por último, en la gráfica 4.10 se representan las componentes cíclicas de ambas variables a lo largo del tiempo, y se observa el importante papel que juegan las decisiones políticas en el Gasto Público nacional. De esta forma, se observa algún signo de ciclo económico electoral y una bajada del gasto nacional durante los años de gobierno del Partido Popular (1996-2004). Finalmente, hay que apuntar el recorte presupuestario del Gobierno durante los últimos años como consecuencia de la consolidación fiscal y la crisis.



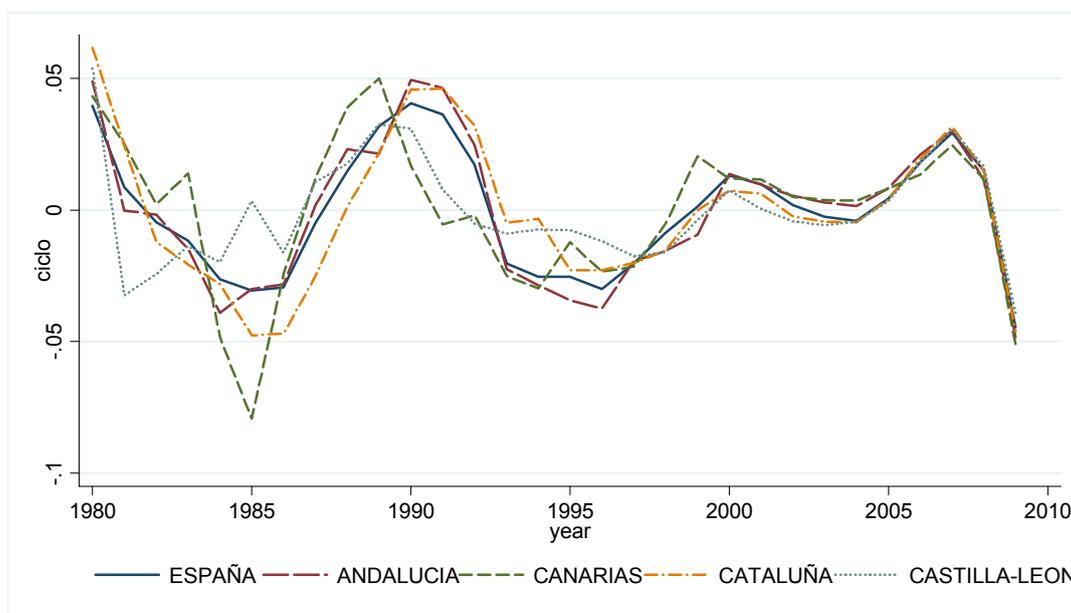
Gráfica 4.10. Gasto público y PIB. Componentes cíclicas.

4.2. Comunidades Autónomas.

En este apartado se comentarán las principales características de las variables utilizadas en este trabajo desde un punto de vista regional, explicándose las similitudes y diferencias más importantes entre las Comunidades Autónomas (CCAA) y, en su caso, si existe algún tipo de relación con los datos a nivel nacional. Sin excesiva pérdida de generalidad en los comentarios realizados, utilizaremos las Comunidades de Andalucía, Canarias, Cataluña y Castilla-León como representativas del conjunto, ya que además de tener estructuras económicas basadas en sectores diferentes, pertenecen a distintas zonas geográficas.

4.2.1. Producto Interior Bruto.

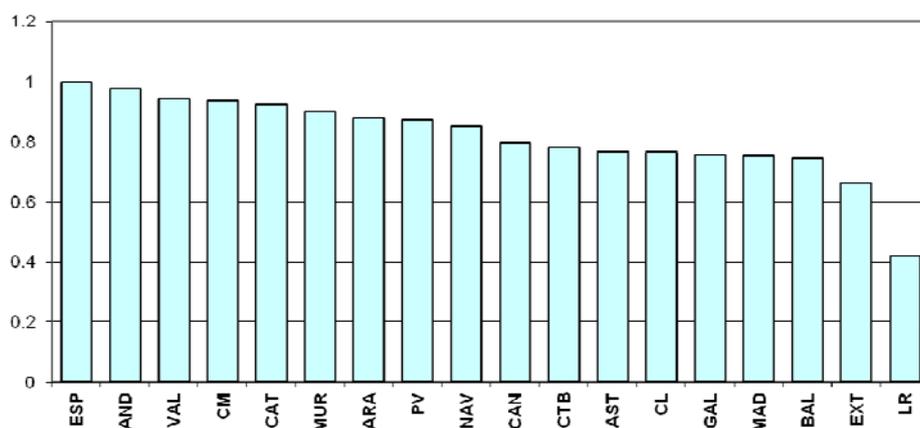
La gráfica 4.11 muestra la evolución de la componente cíclica del PIB de las Comunidades Autónomas arriba indicadas, representándose además, como referencia, la gráfica del ciclo de actividad español.



Gráfica 4.11. Producción cíclica de las Comunidades Autónomas.

Como puede observarse en la gráfica anterior, desde el año 1980 se está produciendo un proceso de homogeneización en el comportamiento del PIB cíclico regional y una convergencia entre los ciclos de actividad regional y nacional, lo que parece indicar que las estructuras productivas también deben estar homogeneizándose.

Por otro lado, se ha observado un alto grado de relación lineal³⁴ entre las variaciones cíclicas de España y sus Comunidades, que salvo para las CCAA de Extremadura y la Rioja se encuentra por encima del 0.7, lo que demuestra la similitud existente entre todas las regiones.



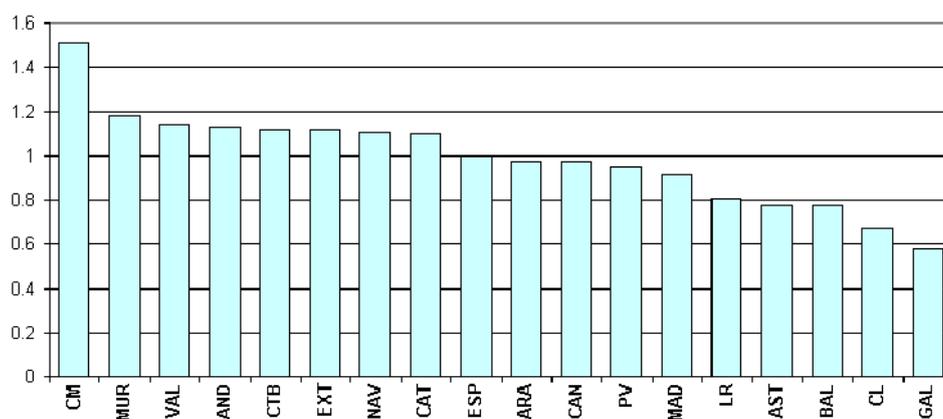
Gráfica 4.12. Coeficiente de determinación entre el PIB cíclico de las CCAA y de España.

Esto queda patente en la gráfica 4.12, donde se ha representado, ordenado de mayor a menor, el coeficiente de determinación existente entre el PIB cíclico de cada Comunidad y el de España. De esta forma, puede apreciarse que las Comunidades de Andalucía, Valencia y Madrid son las que presentan mayor similitud con el comportamiento del conjunto nacional,

³⁴ El coeficiente de determinación se ha obtenido realizando una regresión lineal simple entre los valores del PIB cíclico de cada Comunidad y el de España.

mientras que en el extremo opuesto se sitúan las Comunidades de Baleares, Extremadura y, especialmente, La Rioja.

Finalmente, se ha analizado el grado de relación existente entre el PIB cíclico de las CCAA y el de España desde 1980 hasta 2009, obteniéndose que Madrid, Murcia y Valencia son las regiones que más han respondido a los efectos temporales que se han producido en la economía española, mientras que Baleares, Castilla-La Mancha y Galicia son las que experimentan un efecto menor³⁵.



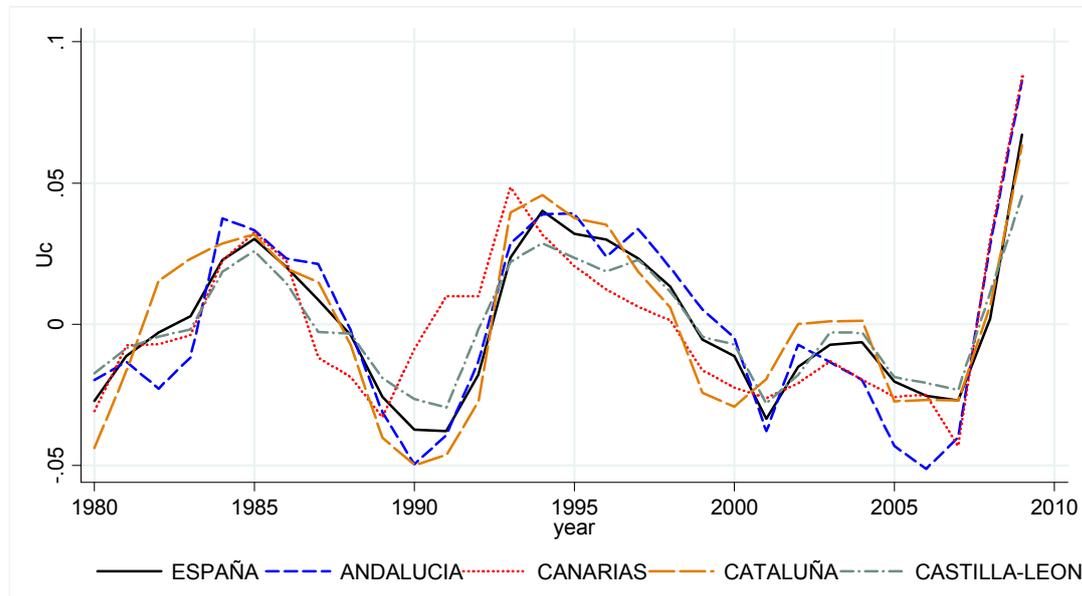
Gráfica 4.13. Crecimiento del PIB de las Comunidades en relación con España.

4.2.2. Tasa de desempleo.

Al igual que en el caso de la componente cíclica de la producción, las tasas de desempleo cíclicas regionales presentan también gran similitud entre ellas, aunque las peculiaridades de cada una de las economías hacen que la evolución presente ciertas diferencias puntuales debidas, por ejemplo, al diferente peso que determinados sectores tienen a nivel regional (agricultura en

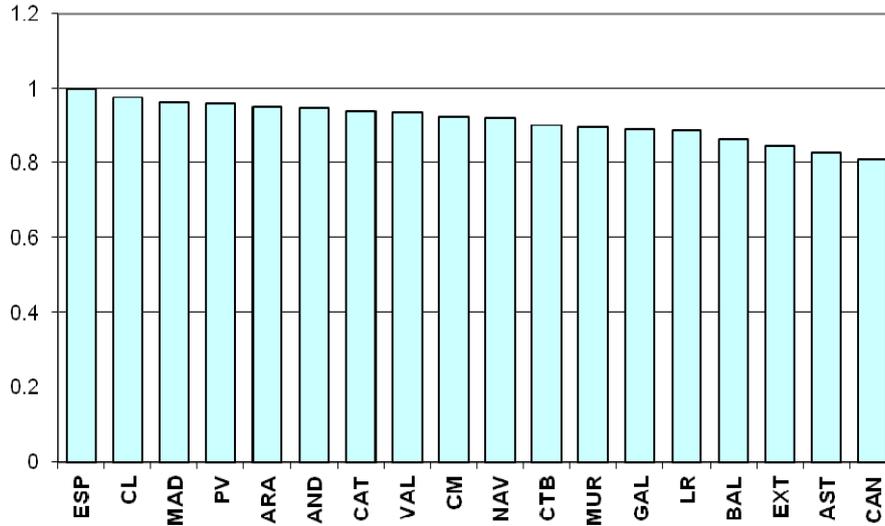
³⁵ En la gráfica se ha representado el valor de la pendiente de la recta de ajuste entre los ciclos de actividad de cada Comunidad y de España. Por otro lado, como ya se comentó en la gráfica 4.11, cuanto más actual sea el período de estudio, menores serán las diferencias que se observan entre las regiones.

Andalucía, turismo en Canarias y Baleares, industria en Cataluña y País Vasco, etc.).

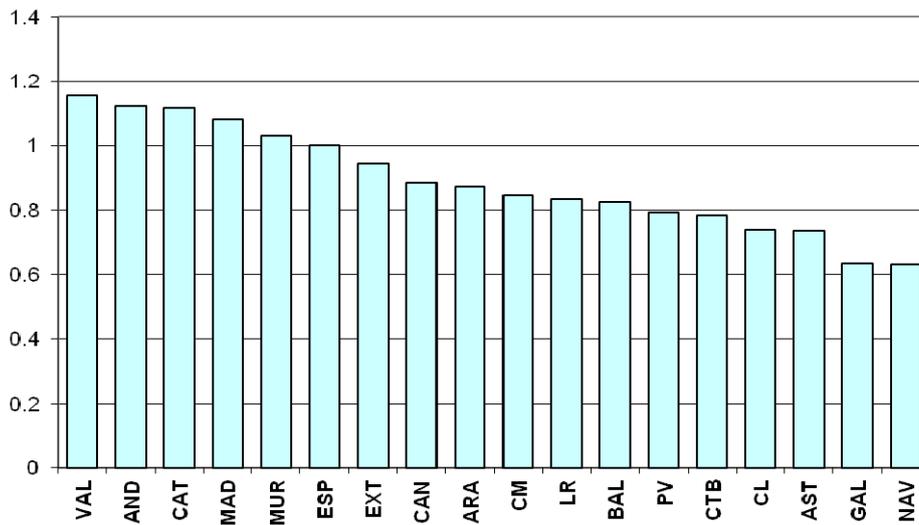


Gráfica 4.14. Desempleo cíclico de las CCAA.

En la gráfica 4.15 se representan los valores del coeficiente de determinación lineal del desempleo cíclico de cada Comunidad y el de España. Los resultados de esta gráfica muestran la importante relación que existe entre los efectos a nivel regional y nacional, ya que los valores del coeficiente de correlación superan para todas las Comunidades el 0.8. Castilla-León, Madrid y País Vasco son las Comunidades que presentan una mayor relación con la evolución del desempleo nacional, mientras que Extremadura, Asturias y Canarias son las Comunidades cuyo desempleo cíclico presenta una mayor dispersión respecto a los datos nacionales.



Gráfica 4.15. Coeficiente de correlación entre el desempleo cíclico de las Comunidades y España.



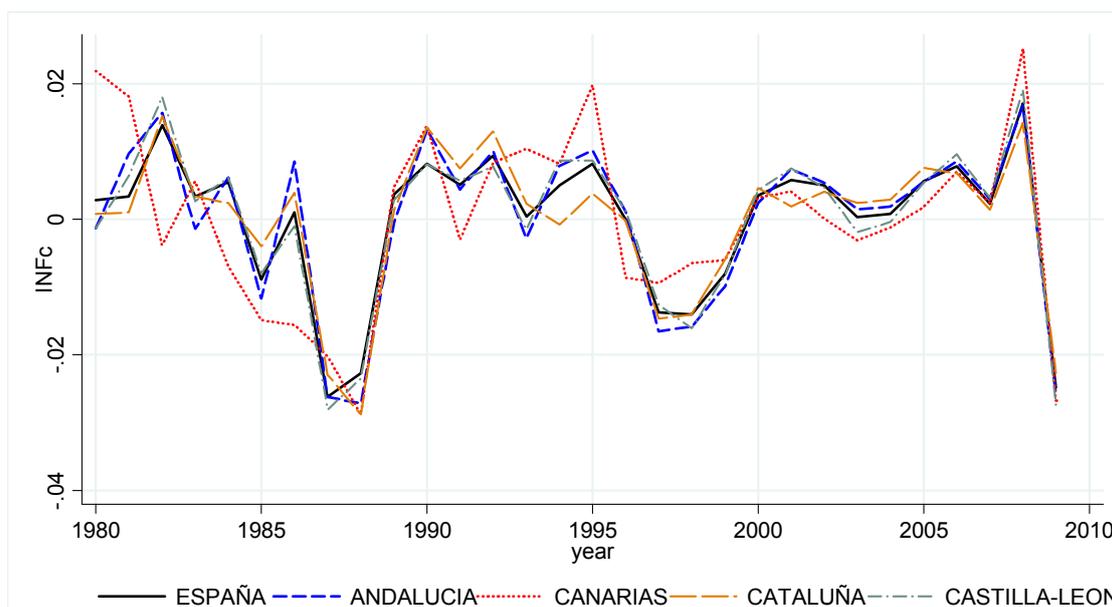
Gráfica 4.16. Pendiente de la recta de ajuste entre el desempleo cíclico de las Comunidades y España.

Analizando los valores de la pendiente de la regresión lineal entre las Comunidades Autónomas y España se concluye que las Comunidades en las que el paro experimenta desviaciones por encima de la media nacional son, por este orden, Valencia, Andalucía, Cataluña, Madrid y Murcia; mientras que en el

extremo opuesto se encuentran las Comunidades de Asturias, Galicia y Navarra.

4.2.3. Otras variables de interés. Inflación, tipo de interés nominal y gasto público.

El control de la inflación es una pieza clave en la política del Gobierno y el Banco Central, y debido a que las leyes encaminadas a su control (precios regulados, IVA, normas laborales, etc.) tienen aplicación en todo el territorio nacional, en principio la evolución del IPC debería ser muy parecida entre las diferentes Comunidades Autónomas, y cercana a la experimentada por el conjunto de España.

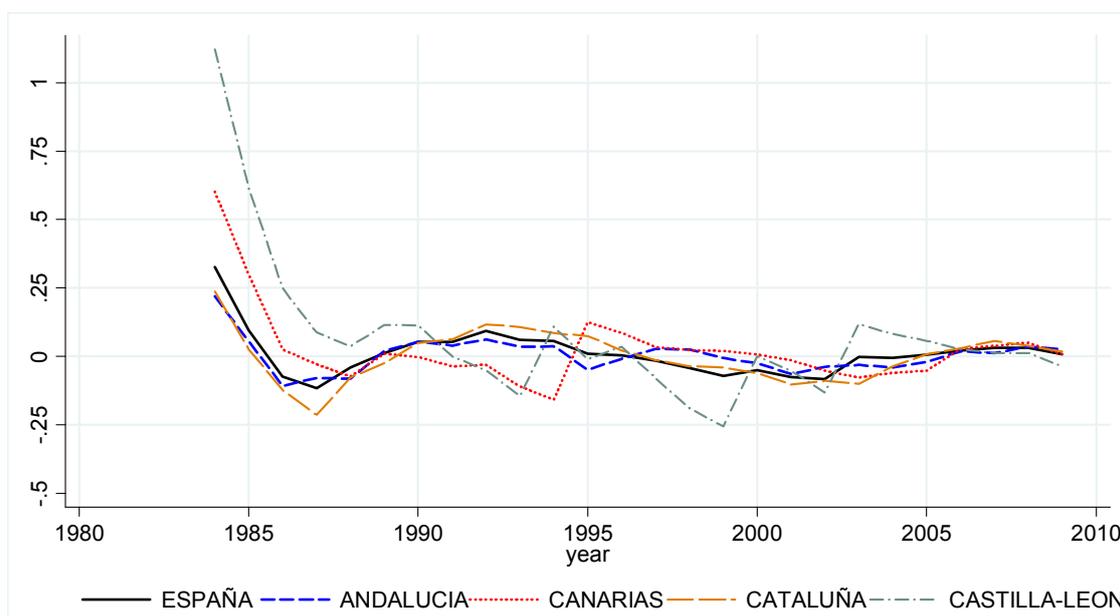


Gráfica 4.17. Inflación cíclica de las CCAA.

Al igual que en las gráficas de la producción y el desempleo cíclico, aquí se aprecia también que el IPC se ha ido homogeneizando a lo largo del tiempo, sobre todo a partir del año 1995, a raíz de la ley de autonomía del Banco de

España (1994) y el avance hacia la Unión Europea Monetaria (1998). Por otro lado, destaca que en los períodos de prosperidad económica el IPC en Canarias es ligeramente superior al de resto de las Comunidades, como consecuencia posiblemente del importante peso del sector servicios y turístico en su economía, que tiende a aumentar algo más los precios de los productos.

El tipo de interés está regulado, vía tipo de intervención, por el Banco Central Europeo, cuyas decisiones tienen consecuencias en el mercado financiero nacional, provocando que el tipo de interés aplicado por las entidades financieras sea prácticamente idéntico en todas las regiones, por lo que la gráfica que se obtendría para todas las Comunidades sería similar a la obtenida para España³⁶.



Gráfica 4.18. Gasto público cíclico de las CCAA.

³⁶ De hecho, en la base de datos del INE, no se ofrecen resultados regionales para esta variable, sino únicamente resultados nacionales.

Respecto al gasto que realizan las Administraciones de cada una de las Comunidades, se aprecia en todas ellas una gran desviación positiva respecto a la componente estructural hacia mediados de la década de los 80, causado fundamentalmente por el incremento realizado en ayudas sociales durante ese período. Por otro lado, durante los últimos años, la crisis y la consolidación fiscal han obligado a las Administraciones a estabilizar sus presupuestos en torno a su nivel de equilibrio, como lo demuestra que la componente cíclica del Gasto Público de todas las regiones tienda al valor cero; es decir, a su valor estructural.

En el ámbito regional, mientras que las Comunidades de Andalucía y Cataluña tienden a ajustarse a la evolución de los presupuestos nacionales, sin grandes diferencias, en las Comunidades de Canarias y Castilla-León se observan diferencias apreciables respecto al comportamiento nacional, además de producirse cambios significativos en un corto período de tiempo, como lo demuestran los picos acusados de sus gráficas. La explicación a este hecho hay que buscarla en las diferentes políticas seguidas por el Gobierno de la Comunidad y el Estado.

5. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA.

Generalmente, el objetivo de cualquier estudio econométrico es la búsqueda de relaciones matemáticas que permitan explicar el comportamiento de una variable económica a partir de la observación en el tiempo de otras variables diferentes, denominadas variables explicativas.

A lo largo de los siguientes apartados se expondrá la teoría general básica de los diferentes métodos que se han aplicado en este estudio, con el

fin de servir como base teórica para la interpretación de los resultados que después se expondrán. Para una mayor profundización en los conocimientos teóricos que aquí se exponen, pueden consultarse las referencias bibliográficas que se citan en el texto.

5.1. Análisis de series temporales. Regresión lineal y series autorregresivas.

La forma más sencilla de establecer una relación entre una o varias variables es suponer que entre ellas existe una relación polinómica lineal, que puede expresarse de la siguiente forma:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_{kt} X_{kt} + u_t \quad t = 1, \dots, n \quad (5.1)$$

En la ecuación anterior existen k variables explicativas (regresores), que permiten predecir el valor de la variable explicada o endógena Y en el instante t a partir de los valores de los regresores. Evidentemente, y como suele pasar en la mayoría de las relaciones sociales y económicas obtenidas de forma empírica, el valor de la predicción difícilmente será exacto; es por ello que, para establecer una relación de igualdad, es necesario introducir el término de error, definido por u_t .

El objetivo de este método es encontrar los valores de los parámetros β_i que mejor se ajusten a los datos Y_t , o lo que es lo mismo, que minimicen los errores dados por u_t . Aunque existen muchos métodos para la estimación de los parámetros, la forma más común es el método de mínimos cuadrados, que

minimiza la suma de los cuadrados de los errores de predicción. Matemáticamente, puede escribirse como:

$$\beta_i \rightarrow \text{Min} \sum_t u^2_t \quad (5.2)$$

El coeficiente de determinación R^2 mide la proporción de la variación total de Y explicada por la combinación lineal de los regresores, y se utiliza para medir la precisión con la que las estimaciones de los parámetros β_i junto con los regresores se ajustan a los valores de la variable explicada Y_t . El valor del coeficiente de determinación puede tomar valores entre 0 y 1, ambos inclusive. Cuanto más cercano a la unidad se encuentre el coeficiente de determinación, mayor será la precisión y el poder de estimación de la ecuación obtenida, y menor será el término de error; en cambio, un valor cercano a cero, indicaría un ajuste pobre de la ecuación lineal obtenida a los datos empíricos de Y .

Desde su aparición, a principios de los años 70, el análisis de series autorregresivas univariantes se ha convertido también en una importante herramienta de análisis para los estudios econométricos. La idea central de esta metodología consiste en captar el patrón de la evolución en el tiempo que muestra la serie a partir de las observaciones realizadas sobre ella en instantes anteriores. En este sentido, el modelo de análisis autorregresivo univariante de series temporales puede formularse de la siguiente forma:

$$Y_t = F(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-n}) + u_t \quad (5.3)$$

Obsérvese que los modelos basados en el análisis de series autorregresivas de este tipo son, por lo general, más fáciles de estimar, ya que en ellos no intervienen otras variables explicativas, sino exclusivamente la variable objeto de estudio. Sin embargo, al realizar esta simplificación, se pierde la posibilidad de conocer cómo las demás variables explicativas se relacionan con la variable endógena y, por tanto, la posibilidad de usar un modelo predictivo más útil y completo.

En el análisis de series autorregresivas se define el coeficiente de correlación de orden k como:

$$\rho_k = \frac{COV(Y_t, Y_{t-k})}{VAR(Y_t)} \quad (5.4)$$

A la serie formada por todos los coeficientes de correlaciones posibles se le denomina función de autocorrelación, y a su representación gráfica correlograma, a partir del cual se pueden obtener importantes conclusiones sobre las propiedades de la serie.

5.2. Datos de panel.

A lo largo de los apartados anteriores se ha realizado un estudio temporal de las variables económicas de nuestro interés, bien sea para España en su conjunto o alguna de sus Comunidades Autónomas. Es por ello que la validez de las relaciones encontradas se reduce exclusivamente a las regiones objeto del estudio, debiéndose contrastar la hipótesis en cada una de las regiones, para poder realizar la generalización de resultados. En otras

palabras, el estudio descriptivo hasta ahora realizado no permite captar la heterogeneidad de los datos y resultados de las diferentes regiones.

La técnica de datos de panel permite realizar un estudio más completo de los datos, ya que es capaz de captar en un único análisis el aspecto temporal e individual (también llamado transversal) de los datos manejados. En este sentido, los datos de panel consiguen aumentar la eficiencia de las estimaciones realizadas, puesto que aumentan el número de datos muestrales que se utilizan en el análisis, cuantificando de una forma más exacta que aquellos estudios realizados mediante exclusivamente un análisis temporal o transversal los efectos de las variables explicativas.

El modelo general que sigue la metodología de datos de panel se basa en la regresión descrita en la siguiente ecuación matricial:

$$Y = X_{it} \beta + u_{it} \quad (5.5)$$

Siendo:

i (1,...,N) los datos de carácter transversal (regiones, en nuestro caso).

t (1,...,T) cada año del periodo temporal utilizado.

X_{it} es la matriz que incluye la i -ésima observación de todas las variables explicativas en el instante t .

β es la matriz que incluye los parámetros a estimar durante la regresión.

u_{it} es la matriz que incluye los términos de error de la estimación.

A partir de este modelo general, y asumiendo ciertas restricciones y consideraciones sobre algunos de los parámetros, es posible definir las diferentes variantes de los modelos basados en la técnica de datos de panel.

El modelo más sencillo es aquel que considera que las observaciones de los distintos individuos a lo largo del tiempo no están correlacionadas entre sí, y que el término de error se distribuye entre los individuos y en el tiempo de forma idéntica, independiente y normalmente; es decir, se observa homocedasticidad. Este modelo recibe el nombre de “regresiones pooled” y, bajo este supuesto, la estimación de resultados se corresponde a un modelo lineal de ajuste por mínimos cuadrados de las observaciones.

Sin embargo, se puede considerar que los errores pueden descomponerse en un término de error fijo para cada individuo (α_i) más otro que se distribuye de forma aleatoria entre individuos y en el tiempo (η_{it}); es decir:

$$u_{it} = \alpha_i + \eta_{it} \quad (5.6)$$

La diferente forma de considerar el comportamiento del término de error fijo individual nos permite distinguir entre dos nuevos modelos, el de efectos fijos y efectos aleatorios.

Aunque existen muchas explicaciones sobre las diferencias entre ambos modelos³⁷, una interesante es la que apuntan Johnston y Dinardo (2001)³⁸: “la diferencia más importante entre ambos modelos no reside en el hecho de si el efecto es fijo o no, sino en si el efecto se correlaciona o no con las variables explicativas”. Así pues, en el caso de que dichos efectos se encuentren correlacionados con los regresores, las estimaciones realizadas mediante el modelo de efectos fijos serán más apropiadas, mientras que en caso contrario lo será el de efectos aleatorios.

³⁷ Véase Mayorga y Muñoz (2000) y Kennedy (2008, cap. 18).

³⁸ Para más información, consúltese el capítulo 12.

Además de esta diferenciación, existen también otros criterios estadísticos que, dependiendo de la estructura de los datos, permiten evaluar qué modelo sería el más correcto de aplicar. Así, por ejemplo, puede citarse el contraste de Wu-Hausman³⁹ o el análisis de las varianzas tras una estimación.⁴⁰

5.3. Modelo de ecuaciones aparentemente no relacionadas.

Este modelo econométrico, también conocido como modelo SUR (“Seemingly Unrelated Regression”), fue formulado por Arnold Zellner en el año 1962 (Zellner, 1962), con el fin de obtener un método que permitiese incluir la dependencia espacial contemporánea entre los términos de error en los sistemas de regresiones lineales. En general, y sin entrar en mayor profundidad teórica, se puede decir que este modelo consiste en una regresión lineal donde cada ecuación puede tener sus propias restricciones y variables explicativas, pero donde se incluyen otras relaciones de dependencia entre los residuos procedentes de las ecuaciones, con el fin de captar la correlación serial que existe entre ellos.

El modelo general de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas puede escribirse de la siguiente forma:

$$Y = X_{it} \beta + u_{it} \quad E[u_{it}] = 0 \quad E[u_{it} u_{jt}] = \sigma_{it} \quad (5.7)$$

Siendo:

i (1,...,N) los datos de carácter transversal (regiones).

t (1,...,T) cada año del periodo temporal utilizado.

³⁹ Para más información, véase Johnston y Dinardo (2001, pp. 462-463).

⁴⁰ Véase Baum (2006, pp. 227-229) y Kennedy (2008, pp. 292-293).

6. ANÁLISIS ECONOMÉTRICO. ESTIMACIONES DE LA LEY DE OKUN.

En los siguientes apartados se muestran y comentan los principales resultados obtenidos cuando se relaciona el ciclo de desempleo con los ciclos de las distintas variables económicas, mediante las diferentes técnicas econométricas presentadas, haciendo especial hincapié en la relación entre nivel de desempleo y de producción.

6.1. Análisis de series temporales. Regresión lineal y series autorregresivas.

A continuación se presentan los resultados obtenidos para la estimación de los parámetros de la relación 3.2, realizando una regresión lineal simple de forma independiente para cada una de las Comunidades Autónomas. Además, se presenta junto al valor obtenido para la pendiente de la recta de ajuste, el nivel de significación del estadístico t, así como el coeficiente de determinación (R^2) para cada una de las regresiones realizadas. Puede comprobarse que los valores de los parámetros estimados son significativos para la mayoría de las Comunidades Autónomas, y se observa por lo general un buen ajuste entre los valores reales y la recta estimada. Además, destaca que la estimación para el conjunto nacional presenta los valores mayores del coeficiente de Okun, del estadístico t y del coeficiente de determinación.

Región	Coefficiente Okun (β)	Error estándar	t ⁴¹	R ²
AND	-1.0167	0.1354	-7.51	0.6683
ARA	-0.6391	0.1248	-5.12	0.4837
AST	-0.4388	0.1650	-2.66	0.2017(**)
BAL	-0.4773	0.1715	-2.78	0.2167(**)
CAN	-0.7779	0.1166	-6.67	0.6140
CAT	-0.9321	0.1127	-8.28	0.7098
CL	-0.5709	0.1464	-3.90	0.3521
CM	-0.4115	0.0900	-4.57	0.4275
CTB	-0.4826	0.0880	-5.42	0.5123
ESP	-1.0241	0.0822	-12.46	0.8472
EXT	-0.173	0.1358	-1.27(*)	0.0548(**)
GAL	-0.6591	0.1508	-4.37	0.4056
LR	-0.0985	0.1018	-0.97(*)	0.0324(**)
MAD	-0.7744	0.1389	-5.22	0.4930
MUR	-0.6946	0.1304	-5.33	0.5035
NAV	-0.4795	0.0647	-7.41	0.6625
PV	-0.7389	0.0782	-9.45	0.7614
VAL	-0.9316	0.1205	-7.73	0.6809

Tabla 6.1 Estimación de la recta de Okun según $Ur - Ue = \beta \cdot \ln(Yr/Ye) + \varepsilon$

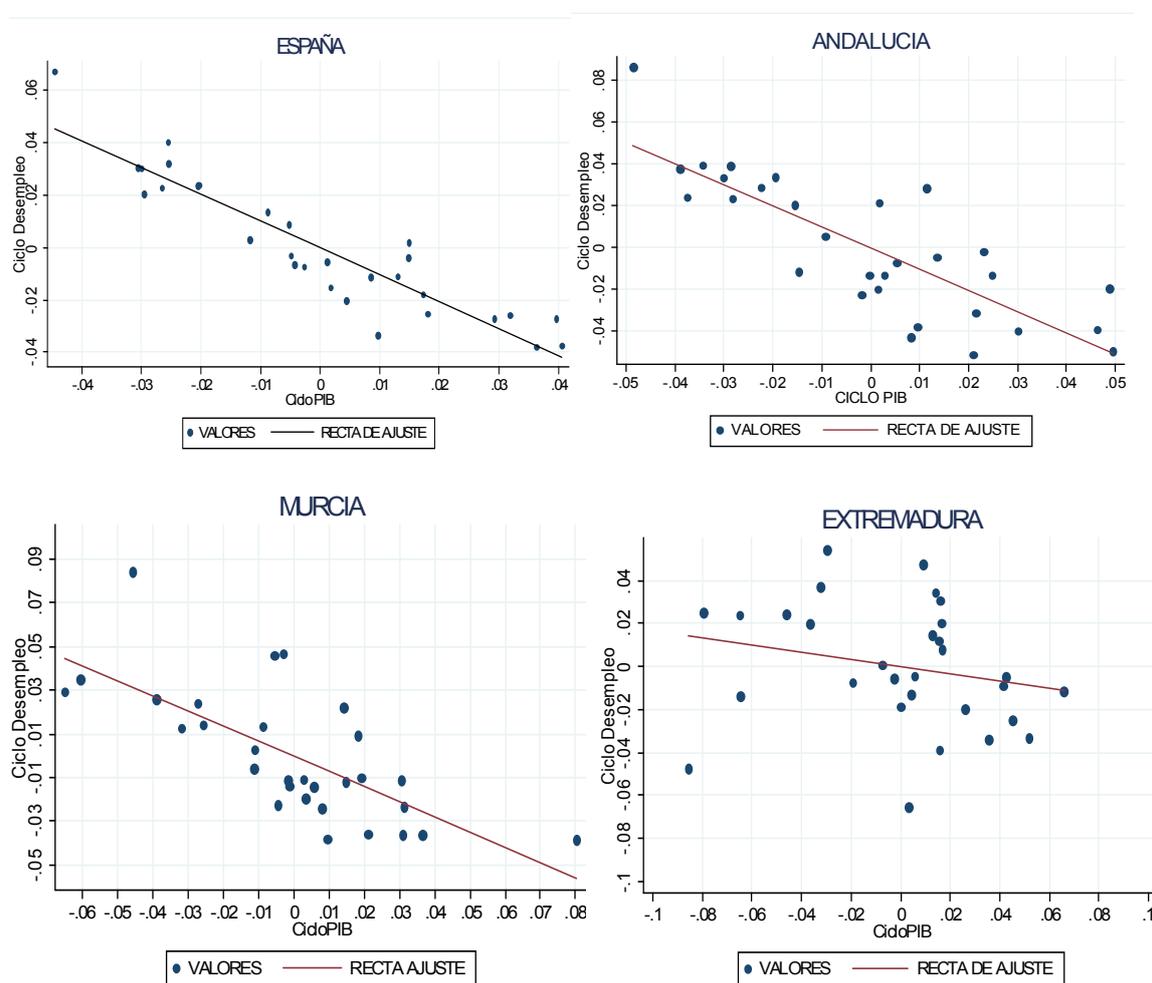
Los valores que recoge la tabla 6.1 son cercanos a los que Maza y Villaverde (2007a) presentan en su estudio⁴², aunque éstos realizaron las estimaciones mediante métodos de panel y con una serie de datos que terminaba en el año 2004. En comparación con este trabajo, destaca la coincidencia de las regiones con coeficientes que resultan ser no significativos (Extremadura y La Rioja). Por su parte, los valores calculados contrastan con

⁴¹ (*) indica los valores del estadístico t que corresponden a un parámetro estimado no significativo con un nivel de confianza del 95%, y (**) un ajuste pobre de la nube de puntos a la recta estimada.

⁴² Para comparar los resultados hay que considerar que Maza y Villaverde (2007a) utilizan una formulación alternativa a la que se utiliza en este estudio; es decir, $\ln(Yr/Ye) = \beta \cdot Ur - Ue + \varepsilon$. Si se hubiese utilizado esta formulación hasta el año 2004, se obtendría para España un valor de -0.90, para Andalucía de -0.82 y para Cataluña de -0.78, frente a los de Maza y Villaverde (2007a) de -0.91, -0.83 y -0.76 respectivamente.

los obtenidos por Belmonte y Polo (2004), quienes utilizan la misma especificación que en el presente trabajo, pero con una serie de datos que llega hasta el año 2001, obteniendo para la economía española un coeficiente de -0.74 ⁴³.

A modo de ejemplo, se representan a continuación la nube de puntos junto con las rectas de regresión para España y algunas Comunidades Autónomas representativas, donde puede observarse el diferente ajuste para cada caso.

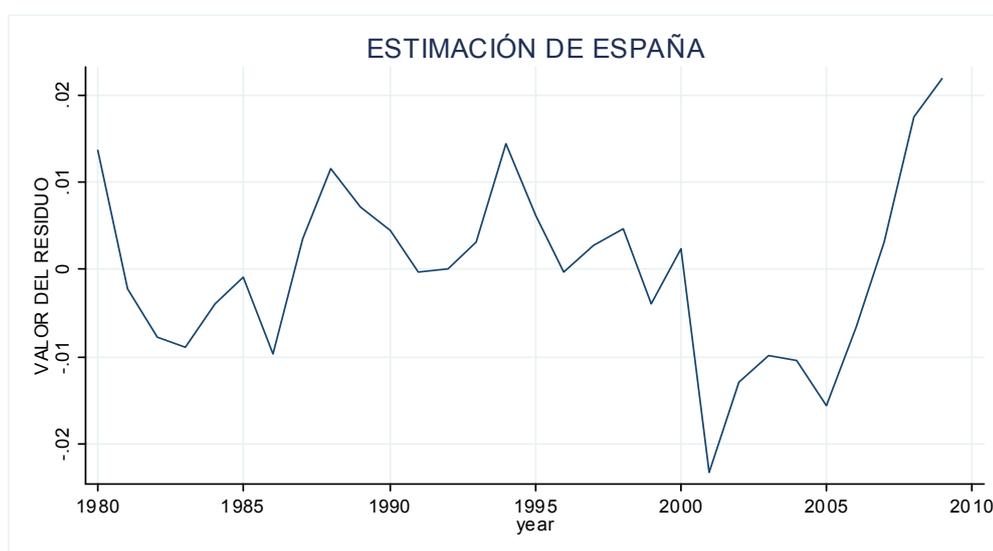


Gráfica 6.1. Rectas de Okun estimadas para la relación $U_r - U_e = \beta \cdot \ln(Y_r/Y_e) + \varepsilon$

⁴³ En el presente estudio, si se utilizase la serie de datos desde 1980 hasta 2001, el resultado para España sería de -0.94 .

Para contrastar la validez de las estimaciones realizadas, se analizarán brevemente las propiedades del residuo ε obtenido tras calcular las diferencias entre los valores reales y los apuntados según la recta de ajuste. Sin pérdida de generalidad, nos centraremos en el caso de España.

En primer lugar, se representa gráficamente la evolución en el tiempo del residuo que, como puede comprobarse, no parece tener a simple vista un patrón definido, aunque a partir del año 2005 destaca la similitud con la gráfica del ciclo del desempleo, donde se produce una acusada tendencia creciente.



Gráfica 6.2. Residuos de la regresión estimada para España

La tabla 6.2 muestra algunas de las propiedades más relevantes que presenta la serie de datos que conforma el residuo.

Valor Medio	$6.05 \cdot 10^{-11}$	Cov (U_{C_t}, ε_t)	0.3909
Desviación Estándar	0.0101	Cov (Y_{C_t}, ε_t)	-0.0000
Test Breusch-Pagan ⁴⁴	(Prob > ξ) = 0.64	Cov ($\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$)	0.6240
Test Bartlett ⁴⁵	Prob > B = 0.001		

Tabla 6.2. Propiedades del residuo según $U_r - U_e = \beta \cdot \ln(Y_r/Y_e) + \varepsilon$

⁴⁴ Test de heterocedasticidad en la serie. H0 = Residuos homocedásticos.

⁴⁵ Test de ruido blanco. H0 = La serie no es un ruido blanco.

A raíz del análisis del residuo se concluye que la serie es heterocedástica, existiendo una importante correlación serial con su primer retardo y con la variable endógena (ciclo del desempleo), pero no con la exógena (ciclo de la producción). Sin entrar en más detalles teóricos, las conclusiones obtenidas de la serie indican que quizás la relación entre el desempleo cíclico y la producción cíclica no es exactamente lineal, o que por ejemplo se pueden estar omitiendo variables relevantes que pueden añadir información para explicar la evolución del ciclo del desempleo⁴⁶.

A continuación se estudiará un **modelo autorregresivo** de la serie del desempleo incluyendo sus dos primeros retardos, según la siguiente ecuación⁴⁷:

$$Uc_t = \beta_1 \cdot Uc_{t-1} + \beta_2 \cdot Uc_{t-2} + \beta_3 + \varepsilon \quad (6.1)$$

Los valores que se obtienen para cada una de las regiones se presentan en la tabla 6.3. Puede observarse que los coeficientes de los retardos son significativos en prácticamente todas las regiones, mientras que el término independiente β_3 resulta no significativo en todas ellas, con un valor cercano a cero⁴⁸. Asimismo, destaca que el valor estimado del primer retardo es positivo en todas las Comunidades, mientras que para el segundo son todos negativos, con un valor absoluto inferior al primero.

⁴⁶ Para más información sobre los resultados de los tests, puede consultarse Gujarati (2004).

⁴⁷ Si se realiza el correlograma del ciclo de desempleo, se observa que la correlación entre ciclos decae de forma sinusoidal, mientras que la parcial contiene algún pico, indicando esto que se trata de un modelo AR(2). Véase Gujarati (2004, p. 844).

⁴⁸ En teoría β_3 debe ser cero, ya que las medias de Uc_t y sus retardos son prácticamente cero.

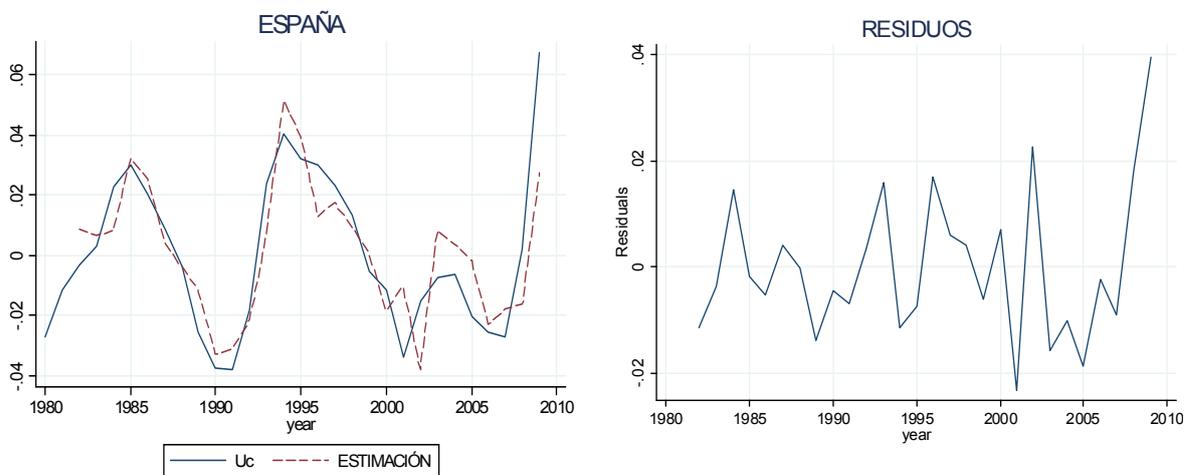
REGIÓN	β_1	β_2	β_3	R^2
AND t =	1.243 6.82	-0.705 -3.81	0.001 0.31(*)	0.6565
ARA t =	1.141 0.192 (*)	-0.542 0.186(*)	0.001 0.003(*)	0.6056
AST t =	0.537 2.48	-0.238 -1.12(*)	0.001 0.22(*)	0.1974(*)
BAL t =	1.037 5.37	-0.654 -3.40	0.001 0.30(*)	0.5357
CAN t =	1.081 5.05	-0.550 -2.54	0.001 0.32(*)	0.5073
CAT t =	1.289 7.60	-0.733 -4.50	0.001 0.39(*)	0.7054
CL t =	1.232 6.84	-0.686 -3.83	0.001 0.34(*)	0.6598
CM t =	1.102 5.26	-0.548 -2.61	0.001 0.19(*)	0.5345
CTB t =	1.051 5.27	-0.551 -2.81	0.001 0.28(*)	0.5328
ESP t =	1.459 7.65	-0.868 -4.66	0.001 0.47(*)	0.7128
EXT t =	0.384 1.80 (*)	0.003 0.01(*)	0.001 0.24(*)	0.1302(*)
GAL t =	0.915 4.67	-0.554 -2.85	0.001 0.36(*)	0.4664
LR t =	0.7936 3.79	-0.295 -1.44(*)	0.002 0.47(*)	0.3830(*)
MAD t =	1.318 7.01	-0.648 -3.48	0.001 0.43(*)	0.7038
MUR t =	1.197 5.82	-0.625 -3.02	0.001 0.37(*)	0.5860
NAV t =	1.078 5.97	-0.5997 -3.37	0.001 0.38(*)	0.5908
PV t =	1.191 6.15	-0.617 -3.36	-0.001 0.39(*)	0.6146
VAL t =	1.403 7.32	-0.816 -4.38	0.001 0.37(*)	0.6901

Tabla 6.3. Estimación de parámetros según $Uc_t = \beta_1 \cdot Uc_{t-1} + \beta_2 \cdot Uc_{t-2} + \beta_3 + \varepsilon$

Obviamente, los coeficientes deben tener distinto signo, ya que de lo contrario se obtendría una función continuamente creciente (si los signos son positivos) o decreciente (si son negativos), pero no una función estacionaria. El

hecho de que el primer retardo sea positivo con mayor valor absoluto indica que la tasa de desempleo cíclica de la economía española mantiene de forma acusada la tendencia del nivel obtenido para el año anterior, mientras que el valor del segundo retardo actúa como desacelerador de esta tendencia.

Por otro lado, la ecuación propuesta consigue explicar, en el mejor de los casos, el 70% de la variación del ciclo de desempleo, con valores similares a los obtenidos para el modelo anterior. La gráfica 6.3 muestra el ajuste de la estimación realizada a la evolución del ciclo del desempleo español, junto con el valor de los residuos. Puede comprobarse que el comportamiento de los residuos parece no seguir un patrón definido, apuntando más bien a un proceso aleatorio. De nuevo, se observa una variación hacia el final de la muestra.



Gráfica 6.3. Estimación y residuos del modelo autorregresivo para España

Valor Medio	$3.85 \cdot 10^{-11}$	$Cov(Uc_t, \varepsilon_t)$	0.5395
Desviación Estándar	0.0140	$Cov(Uc_{t-1}, \varepsilon_t)$	-0.0150
Test Breusch-Pagan	$(Prob > \xi) = 0.52$	$Cov(Uc_{t-2}, \varepsilon_t)$	-0.0402
Test Bartlett	$Prob > B = 0.9952$	$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1})$	-0.0478

Tabla 6.4. Propiedades del residuo según $Uc_t = \beta_1 \cdot Uc_{t-1} + \beta_2 \cdot Uc_{t-2} + \beta_3 + \varepsilon$

La tabla 6.4 resume algunas de las propiedades más importantes del residuo. Observando los resultados parece que el problema se encuentra bien formulado, ya que el valor medio del residuo es nulo y, además, no se encuentra correlación con las variables explicativas, ni autocorrelación. El test de Bartlett confirma que el comportamiento del residuo cumple con las propiedades de un ruido blanco, mientras que el test de Breusch-Pagan indica que la estimación es heteroscedástica.

Para terminar el análisis de las series de datos, se intentará buscar un **modelo multivariante**, que independientemente de que incluya retardos o no de algunas de las variables del problema, cumpla de la mejor forma posible las condiciones de aceptabilidad; esto es, grado de ajuste de la estimación a los datos reales, significatividad de los parámetros obtenidos y propiedades del residuo, entre otros.

Sin mencionar todos los modelos estudiados por motivos de espacio, indicaremos que la mejor relación encontrada es la que incluye como variables explicativas el ciclo de la producción y su primer retardo, el ciclo de la inflación y el primer retardo del desempleo cíclico. Analíticamente, lo anterior puede expresarse de la siguiente forma:

$$Uc_t = \beta_1 \cdot Uc_{t-1} + \beta_2 \cdot Yc_t + \beta_3 \cdot Yc_{t-1} + \beta_4 \cdot IFc_t + \varepsilon \quad (6.2)$$

Los valores estimados de los coeficientes de la relación anterior para cada una de las regiones y España se detallan en la tabla 6.5. Varias son las conclusiones que se derivan de los resultados obtenidos. Realizando una simple inspección de los signos de los diferentes coeficientes (sin tener en

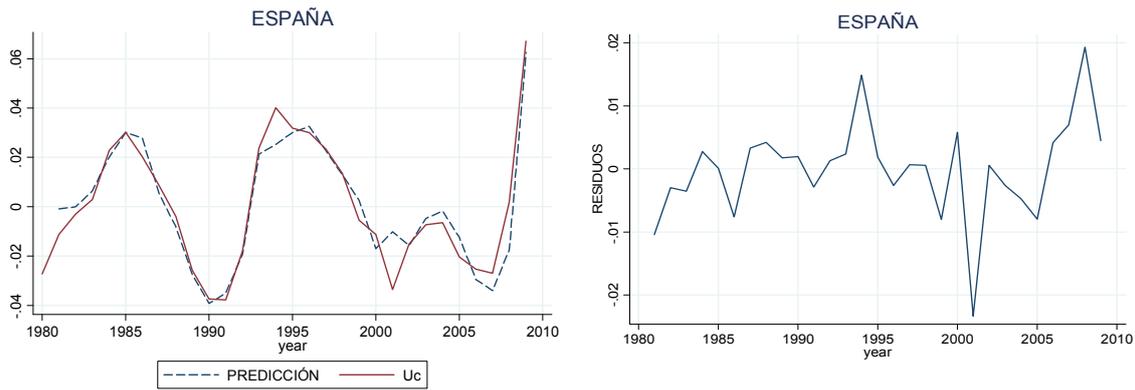
consideración el nivel de significatividad) se observa que tanto β_1 como β_3 son, con alguna excepción, positivos, mientras que β_2 y β_4 son negativos.

REGIÓN	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2
AND	0.252 1.16(*)	-1.041 -5.82	0.338 1.6(*)	-0.564 -1.79(*)	0.772
ARA	0.685 3.95	-0.504 -3.53	0.508 3.55	-0.946 -0.35(*)	0.695
AST	0.156 0.840(*)	-0.309 -1.76(*)	0.066 0.35(*)	-0.889 -2.66	0.437
BAL	0.570 2.88	-0.392 -2.03(*)	0.431 2.33	-0.222 -0.64(*)	0.467
CAN	0.612 2.73	-0.716 -4.97	0.426 2.40	0.244 0.93(*)	0.703
CAT	0.627 3.97	-0.995 -7.20	-0.843 5.73	-0.155 -0.66(*)	0.867
CL	0.592 3.26	-0.456 -3.14	0.059 0.39(*)	-0.070 -0.30(*)	0.611
CM	0.523 2.65	-0.500 -4.32	0.402 3.62	-0.431 -1.76(*)	0.674
CTB	0.407 2.23	-0.404 -3.98	0.152 1.09(*)	-0.429 -1.43(*)	0.637
ESP	0.545 3.12	-1.034 -10.84	0.606 3.46	-0.270 -1.68(*)	0.910
EXT	0.249 1.05(*)	-0.039 -0.21(*)	-0.138 -0.84(*)	-0.385 -0.76(*)	0.200
GAL	0.455 2.21	-0.514 -2.81	0.370 1.91(*)	-0.125 -0.52(*)	0.518
LR	0.633 2.9	0.020 0.16(*)	0.193 1.94(*)	-0.205 -0.68(*)	0.478
MAD	0.636 4.20	-0.572 -5.44	0.033 0.22(*)	-0.112 -0.39(*)	0.816
MUR	0.608 2.61	-0.622 -3.36	0.567 3.40	-0.122 -0.43(*)	0.673
NAV	0.176 0.84(*)	-0.366 -4.78	-0.094 -0.81(*)	-0.141 -0.70(*)	0.737
PV	0.273 1.52(*)	-0.723 -7.82	-0.197 1.41(*)	0.186 1.02(*)	0.832
VAL	0.348 1.66(*)	-1.11 -6.56	0.831 5.18	-0.393 -1.57(*)	0.850

Tabla 6.5. Estimación de parámetros $Uc_t = \beta_1 \cdot Uc_{t-1} + \beta_2 \cdot Yc_t + \beta_3 \cdot Yc_{t-1} + \beta_4 \cdot IFc_t + \varepsilon$

El parámetro β_1 indica que existe una relación positiva entre el nivel de desempleo cíclico que se produce en un año y el que se produjo en el año anterior, pero de forma amortiguada, puesto que su valor es menor a la unidad. El signo negativo de β_2 muestra que un incremento en la producción cíclica, disminuirá el nivel de desempleo; además, a excepción de Andalucía, España y Valencia, la proporción entre crecimiento productivo y desempleo eliminado es menor a la unidad. Para concluir, β_4 permite captar la relación negativa entre desempleo e inflación (tal y como establece la curva de Phillips), aunque sus valores son estadísticamente no significativos, como también ocurre para β_3 en la mayoría de los casos. Respecto a la capacidad explicativa de la inflación en el ciclo de desempleo, el presente trabajo coincide con los resultados obtenidos por Doménech y Gómez (2005), quienes concluyen que “el contenido informativo de la inflación para caracterizar el ciclo económico es menor que el que proporcionan la tasa de desempleo y la inversión, de manera que el output gap obtenido al incluir la curva de Phillips en el modelo inicial resulta similar al estimado cuando se omite la inflación en el modelo”.

Por último, analizaremos la predicción del modelo implementado. La gráfica 6.4 muestra la estimación y el residuo para España, mientras que la tabla 6.6 resume las propiedades más relevantes de este último.



Gráfica 6.4. Estimación y residuos del modelo autorregresivo para España.

Valor Medio	$2.41 \cdot 10^{-11}$	$\text{Cov}(U_{C_{t-1}}, \varepsilon_t)$	0.0000
Desviación Estándar	0.0077	$\text{Cov}(Y_{C_t}, \varepsilon_t)$	-0.0000
Test Breusch-Pagan	$(\text{Prob} > \xi) = 0.4163$	$\text{Cov}(Y_{C_{t-1}}, \varepsilon_t)$	-0.0000
Test Bartlett	$\text{Prob} > B = 0.7508$	$\text{Cov}(IF_{C_{t-1}}, \varepsilon_t)$	-0.0000
$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1})$	0.0782	$\text{Cov}(U_{C_{t-1}}, Y_{C_{t-1}})$	-0.9150

Tabla 6.6. Propiedades del residuo según $U_{C_t} = \beta_1 \cdot U_{C_{t-1}} + \beta_2 \cdot Y_{C_t} + \beta_3 \cdot Y_{C_{t-1}} + \beta_4 \cdot IF_{C_t} + \varepsilon$

Puede apreciarse que la estimación realizada con este modelo se ajusta mejor a los datos reales que en el caso del modelo anterior. Los tests realizados indican que el residuo no muestra correlación con las variables explicativas, ni autocorrelación; además, el test de Bartlett muestra que posee prácticamente las propiedades de un ruido blanco. Quizás el único inconveniente de este modelo es el resultado del test de Breusch-Pagan, que indica la existencia de heterocedasticidad, y la elevada correlación existente entre las variables explicativas.

6.2. Análisis mediante panel de datos.

Hasta ahora se han realizado las estimaciones considerando sólo la dimensión temporal de los datos de cada una de las regiones. La técnica de panel de datos presenta la ventaja de incluir también en el modelo la dimensión transversal, permitiendo captar la variabilidad en los datos debida a las

características propias de cada región. Así pues, mientras que en las estimaciones de los modelos anteriores se utilizaban exclusivamente los datos de cada región para calcular sus propios parámetros, en los modelos basados en el panel de datos se utiliza también la información procedente de otras regiones.

Comenzaremos realizando una estimación “pooled” del ciclo de desempleo respecto a sus componentes temporales y estructurales, creando para ello una variable “dummy” por cada año y Comunidad Autónoma (a excepción de España) de la siguiente forma:

$$U_{it} = \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n + \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_m + u_{it} \quad i=1,\dots,n \quad t = 1,\dots,m \quad (6.3)$$

donde el subíndice “i” representa la dimensión estructural y “t” la temporal⁴⁹.

Las estimaciones de cada uno de los parámetros se presentan en la tabla 6.7. Puede observarse que ambas componentes son significativas en todos sus términos, pero en el caso de la parte estructural los valores de todos los parámetros son prácticamente idénticos (diferencias inferiores a $2 \cdot 10^{-4}$). Este hecho apunta una importante característica de la economía española: que la evolución del ciclo de desempleo no depende tanto de las unidades regionales como de la evolución de otras variables macroeconómicas y las decisiones políticas, económicas o sociales que influyen de forma global en el territorio español.

⁴⁹ Para más información teórica véase la metodología econométrica del apartado 5.

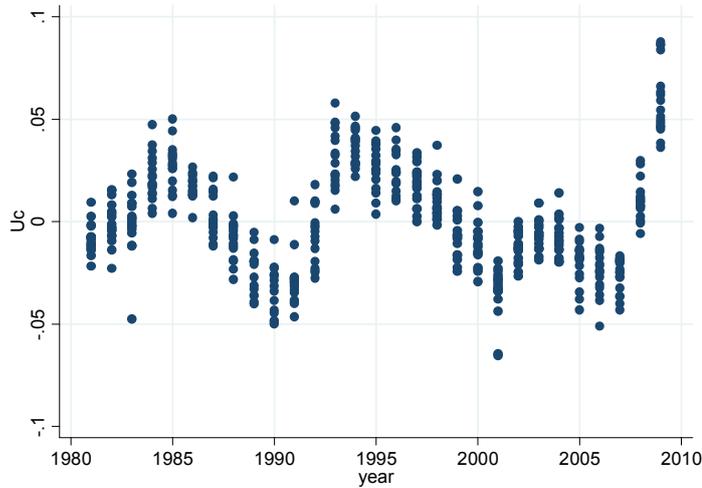
COMPONENTE TEMPORAL			COMPONENTE ESTRUCTURAL		
λ	valor	t	β	valor	t
1	-0.0839527	-21.61	1	0.0594277	17.47
2	-0.067834	-17.46	2	0.0595323	17.50
3	-0.0602346	-15.50	3	0.0593775	17.45
4	-0.0594727	-15.31	4	0.0594463	17.47
5	-0.0378002	-9.73	5	0.0595156	17.49
6	-0.0325864	-8.39	6	0.0595452	17.50
7	-0.0424772	-10.93	7	0.0595009	17.49
8	-0.0558003	-14.36	8	0.0594933	17.49
9	-0.0674643	-17.36	9	0.0594531	17.48
10	-0.084826	-21.83	10	0.0595052	17.49
11	-0.0931626	-23.98	11	0.0595191	17.50
12	-0.0885562	-22.79	12	0.0595026	17.49
13	-0.0655758	-16.88	13	0.0595214	17.50
14	-0.0287943	-7.41	14	0.0594895	17.49
15	-0.0234885	-6.05	15	0.0595304	17.50
16	-0.0329469	-8.48	16	0.059497	17.49
17	-0.035053	-9.02	17	0.059488	17.49
18	-0.0419554	-10.80			
19	-0.0492811	-12.68			
20	-0.0662457	-17.05			
21	-0.0701072	-18.04			
22	-0.0939388	-24.18			
23	-0.0718843	-18.50			
24	-0.0657435	-16.92			
25	-0.0673687	-17.34			
26	-0.0796105	-20.49			
27	-0.0831222	-21.39			
28	-0.085827	-22.09			
29	-0.0492928	-12.69			

Coefficiente de determinación $R^2=0.8180$.

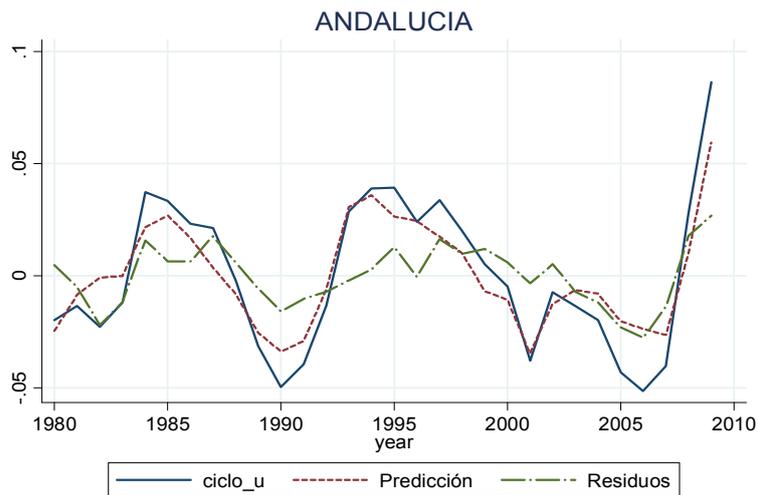
Tabla 6.7. Estimación “pooled” con “dummies” estructurales y temporales.

Lo anterior puede observarse con mayor claridad en la gráfica 6.5, donde se representan las tasas de desempleo cíclico que se han producido en cada Comunidad Autónoma a lo largo de los últimos 30 años. Puede apreciarse como la tasa de desempleo cíclico se mueve dentro de una banda de anchura bastante constante, teniendo esta banda además una evolución cíclica en el tiempo similar al desempleo cíclico que se observa en cada región. Por lo tanto,

la componente temporal tendrá mayor capacidad explicativa sobre el desempleo cíclico que la componente estructural.



Gráfica 6.5. Evolución conjunta del desempleo cíclico en el tiempo.



Gráfica 6.6. Estimación y residuos del modelo “pooled” para Andalucía.

A modo de ejemplo, la gráfica 6.6 representa la estimación obtenida para el caso del desempleo cíclico de Andalucía junto con el error de la estimación. Se aprecia que la predicción se ajusta con una exactitud aceptable a los datos reales; sin embargo, la evolución del residuo muestra períodos de tiempo donde alterna valores positivos consecutivos con negativos consecutivos. En general, esta propiedad del residuo no es la deseada, porque podría ser un

indicio de que alguna variable cíclica está omitiéndose en el modelo⁵⁰. Esta conclusión parece tener sentido si se tiene en cuenta que en la formulación anterior no se introdujo ninguna variable macroeconómica como regresor. La siguiente regresión contempla las diferentes variables que se han considerado en este estudio⁵¹:

$$U_{c_{it}} = \beta_1 \cdot Y_{c_{it}} + \beta_2 \cdot INF_{c_{it}} + \beta_3 \cdot I_{it} + \beta_4 \cdot GP_{c_{it}} + \beta_5 \cdot FS_{it} + \beta_6 + \varepsilon \quad (6.4)$$

El inconveniente principal que presenta la relación 6.4 es la limitación que impone sobre la longitud de las series de datos, ya que la estimación quedará limitada al intervalo de tiempo de la serie más corta. En este sentido, las series más restrictivas se corresponden con el interés nominal (I), con datos disponibles a partir del año 1990, y el porcentaje de ocupados con formación superior (FS), con datos a partir del 2001. Nótese por tanto que esta última variable será la más restrictiva, limitando el periodo de estimación a la última década, captando por tanto apenas un ciclo del desempleo; por ello, las estimaciones en las que se incluya esta variable, en principio, tenderán a ser poco significativas, debido a la escasez de datos. Por este motivo, en la tabla 6.8 se presentan dos grupos de estimaciones, dependiendo de si se incluye o no la variable de formación superior. El objetivo principal de haber realizado la

⁵⁰ Para más información sobre la caracterización del residuo a partir de las rachas de signos, véase Gujarati (2004, p. 465) (Runs o Geary test).

⁵¹ INF = Tasa Inflación; I = Tipo de Interés ; GP = Gasto Público ; FS = % ocupados con formación superior ("c" denota si la variable es una componente cíclica). Para el tipo de interés y los ocupados con formación superior se han considerado los valores reales, ya que su componente cíclica no aporta información relevante.

regresión con esta variable es intentar explicar si existe alguna relación entre el nivel formativo y el nivel de desempleo.

	SIN INCLUIR FS				INCLUYENDO FS			
	Sin constante		Con constante		Sin constante		Con constante	
	valor	t	valor	t	valor	t	valor	t
β_1 (Yc)	-0.6021	-14.20	-0.6433	-14.75	-1.2975	-9.34	-1.3971	-9.51
β_2 (INFc)	-0.5939	-4.89	-0.6859	-5.58	-0.4025	-1.76 (*)	-0.3735	-1.64 (*)
β_3 (I)	0.0011	4.15	0.0025	5.01	0.0092	4.05	0.0096	4.25
β_4 (GPc)	-0.0241	-3.38	-0.0162	-2.19	-0.0264	-2.32	-0.0253	-2.24
β_5 (FS)	<i>n/a</i>	<i>n/a</i>	<i>n/a</i>	<i>n/a</i>	-0.0305	-3.77	0.0793	1.38 (*)
β_6	<i>n/a</i>	<i>n/a</i>	-0.0091	-3.30	<i>n/a</i>	<i>n/a</i>	-0.1027	-1.93 (*)
R^2	0.5021	<i>n/a</i>	0.5121	<i>n/a</i>	0.6536	<i>n/a</i>	0.6430	<i>n/a</i>

(*) Valores no significativos con un 95% de confianza.

Tabla 6.8. Estimación “pooled” incluyendo variables macroeconómicas.

Por otro lado, en cada grupo se han realizado dos regresiones, una incluyendo la constante (β_6) y otra sin incluirla, con el fin de captar qué influencia se generaría en el nivel de desempleo en el caso de que el valor de todos los regresores fuesen nulos.

Varias son las conclusiones que se desprenden de la tabla anterior, entre las cuales destacamos las siguientes:

- Entre todas las variables que se han utilizado, el ciclo de producción es la variable con mayor índice de significatividad; además, y como es de esperar, un aumento en el ciclo de producción produce una disminución en el ciclo de desempleo, ya que esta situación requiere un aumento en los recursos humanos empleados.
- Existe también una relación negativa entre el ciclo de la inflación y el ciclo de desempleo, estando en sintonía con la teoría de la curva de Phillips; aunque su efecto es menor que el de los cambios provocados por el ciclo de producción.

- El aumento del Gasto Público produce también una caída en el desempleo. Este hecho puede explicarse porque parte del Gasto Público se destina a la generación de empleo; pensemos, por ejemplo, en los recursos destinados a Obras Públicas o las ayudas a la creación de empresas. Un dato interesante a destacar es que su efecto se sitúa en torno al -0.02 en todas las regresiones realizadas.
- El tipo de interés muestra una relación positiva, aunque bastante débil, con el desempleo cíclico, ya que su efecto resulta ser menor al 0.01. No obstante, todas las estimaciones para este parámetro son significativas.
- La tercera regresión parece indicar que un aumento en el porcentaje de ocupados con formación superior hace disminuir el desempleo⁵² cíclico.
- Finalmente, se observa que con el grupo de variables elegidas se explica el 50%, o incluso más, de la variación del ciclo de desempleo, como se desprende de los valores del coeficiente de determinación.

A continuación se realizarán las estimaciones de los parámetros de las variables anteriores considerando si los efectos son **fijos** o **aleatorios**. Para este análisis se va a prescindir de la variable del número de empleados con formación superior (FS), ya que de lo contrario se restringiría la estimación prácticamente a la última década; además, los resultados de la tabla 6.8 muestran que su inclusión en la regresión provoca la disminución de la significatividad del resto de variables.

La tabla 6.9 recoge los valores de los parámetros de cada una de las variables mediante los dos métodos empleados.

⁵² Obsérvese que en el caso de la regresión que incluye la constante, el coeficiente FS es positivo, pero los valores de la constante y de la propia variable FS resultan ser no significativos.

	Efectos Fijos		Efectos aleatorios		Regresión Pooled	
	valor	t	valor	z	valor	t
β_1 (Yc)	-0.6483	-14.49	-0.6433	-14.75	-0.6433	-14.75
β_2 (INFc)	-0.6796	-5.41	-0.6859	-5.58	-0.6859	-5.58
β_3 (I)	0.0025	4.95	0.0025	5.01	0.0025	5.01
β_4 (GPc)	-0.0176	-2.27	-0.0162	-2.19	-0.0162	-2.19
β_6	-0.0090	-3.20	-0.0091	-3.31	-0.0091	-3.30
R^2	0.5178		0.5178		0.5178	
σ_u	0.0018		0		n / a	
σ_e	0.0197		0.0197		n / a	
θ	0.1103		0		n / a	
corrmax (u,X)	0.1186 (GPc)		0 (asumida)		n / a	
Test Hausman	0.9550					

Tabla 6.9. Resultados de las estimaciones mediante metodología de panel.

La primera conclusión que se obtiene al realizar una simple inspección de los valores estimados para cada uno de los parámetros, es que no existen diferencias apreciables entre ellos, ni siquiera en sus niveles de significatividad o en la bondad del ajuste de la predicción dada por el valor del coeficiente de determinación (R^2). Junto con los valores estimados se muestran también las varianzas del efecto individual (σ_u) y aleatorio (σ_e), el valor del parámetro θ utilizado como elemento de decisión sobre la validez de los modelos implementados, y la correlación máxima encontrada entre el efecto individual (u_i) y los regresores. Los resultados de este conjunto de datos llevan a concluir que el método más adecuado a utilizar es el método de efectos aleatorios⁵³, tal y como se desprende del valor de σ_u cercano a cero y el estadístico del test de Hausman con significatividad superior al 95%. No obstante, el hecho de que la correlación entre u_i y los regresores y que el valor del parámetro θ no sean

⁵³ Para más información sobre el significado de los parámetros y los criterios de aceptación de los modelos, veáse la sección dedicada a la metodología econométrica.

exactamente nulos para el caso de efectos fijos, podría ser un indicio de que el método de efectos aleatorios no es del todo apropiado, siendo en este caso más conveniente quizás utilizar el modelo de efectos aleatorios generalizados⁵⁴.

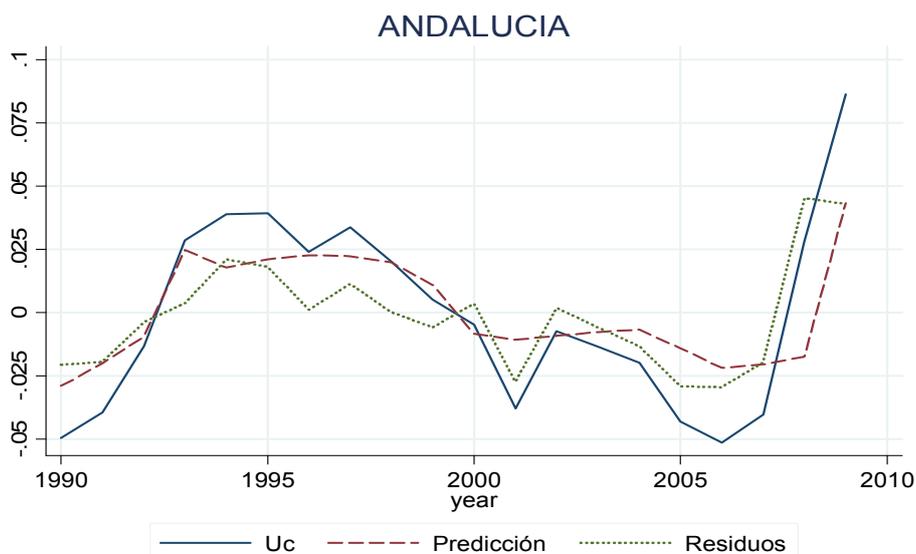
La diferencia principal entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios se encuentra en las restricciones que ambos modelos imponen a la componente fija (u_i). Mientras que en el modelo de efectos fijos, u_i es una constante a calcular para cada una de las Comunidades Autónomas, en el modelo de efectos aleatorios se impone que u_i es cero para todas esas unidades. Esto puede observarse con mayor claridad realizando un análisis de las partes que componen el residuo total, tal y como se muestra en la tabla 6.10 para el caso de Andalucía (a modo de ejemplo):

	EFECTOS FIJOS		EFECTOS ALEATORIOS	
	media	Desv. estándar	media	Desv. estándar
u_i	-0.0013	0.0000	0.0000	0.0000
α_{it}	0.0000	0.0213	-0.0012	0.0214
$\varepsilon_{it} = u_i + \alpha_{it}$	-0.0013	0.0213	-0.0012	0.0214

Tabla 6.10. Descomposición de los residuos de los modelos de efectos fijos y aleatorios.

En la gráfica 6.7 se representa, a modo de ejemplo, la predicción para el ciclo de desempleo de Andalucía mediante el modelo de efectos aleatorios.

⁵⁴ Véase Baum (2006, pp. 229).



Gráfica 6.7. Estimación y residuos del modelo de efectos aleatorios para Andalucía.

Puede comprobarse que la predicción que realiza el modelo no es muy exacta, como ya se podía intuir del valor tan moderado del coeficiente de determinación (R^2) que se obtuvo en las regresiones. Especialmente, hay que destacar la discreta predicción que realiza el modelo en torno a los máximos y mínimos que se producen dentro de cada ciclo de desempleo.

El cálculo de las correlaciones temporales entre los residuos obtenidos tras la predicción para cada Comunidad Autónoma tiene especial interés, ya que si se observa una correlación importante entre ellos podría ser un indicio de que el modelo utilizado anteriormente no es el más eficiente, sugiriendo quizás, en este sentido, que un modelo SUR⁵⁵ sería más correcto. La tabla 6.11 muestra algunos datos estadísticos de la matriz de correlaciones de los residuos del ciclo de desempleo para cada una de las Comunidades Autónomas.

⁵⁵ SUR es el acrónimo en inglés de “Seemingly Unrelated Regression”, que traducido al español significa regresiones aparentemente no relacionadas. Para más información y referencias sobre este modelo, véase la sección econométrica y el siguiente apartado.

Media	Desviación estándar	Máximo (valor absoluto)
0.5133	0.2461	0.8623

Tabla 6.11. Resultados estadísticos de la matriz de residuos.

De la tabla anterior se deduce que existe una correlación importante entre los residuos procedentes de las estimaciones para cada región (como indica un valor medio superior a 0.5), por lo que quizás un modelo SUR podría ser más adecuado. El siguiente apartado desarrolla y comenta una serie de predicciones basadas en este tipo de modelos.

6.3. Análisis mediante regresiones aparentemente no relacionadas.

Como se indica en Baum (2006), los modelos SUR son más adecuados que los modelos de panel de datos (modelo de efectos fijos y aleatorios) cuando la longitud de las series en la componente estructural es relativamente reducida respecto a la componente temporal del panel de datos que conforman, y especialmente cuando los residuos de las estimaciones para cada unidad de corte transversal se encuentran correlacionados. En el caso del panel de datos con el que hemos trabajado en este estudio, no se puede decir que la componente temporal sea considerablemente mayor que la estructural, puesto que la serie del tipo de interés restringe el registro de datos a los últimos veinte años (desde 1990), mientras que la longitud estructural del panel es de diecisiete unidades (una por Comunidad Autónoma); pero sí que es un modelo más apropiado desde el punto de vista de la correlación temporal de los residuos. Por otro lado, a medida que la base de datos vaya creciendo con la incorporación de los nuevos datos anuales para cada una de las variables

explicativas, o si no contásemos con la serie de tipo de interés, la componente temporal del panel de datos tenderá a ser cada vez mayor en relación a la componente estructural, ya que esta última se encuentra determinada por el número de regiones. Finalmente, los modelos SUR aumentan la flexibilidad de las estimaciones realizadas, ya que permiten que cada unidad estructural pueda tener sus propios coeficientes β_i .

En este apartado se presentan los resultados del siguiente modelo de ecuaciones:

$$UC_{it} = \beta_1 \cdot YC_{it} + \beta_2 \cdot INFC_{it} + \beta_3 \cdot I_{it} + \beta_4 \cdot GPC_{it} + \beta_5 + \varepsilon \quad (6.5)$$

Nótese que esta ecuación es muy similar a la ecuación 6.4 que se implementó en el apartado de panel de datos, salvo que en este caso no se ha introducido la variable de “Nivel de Formación Superior” (FS) porque restringe la longitud temporal al año 2001, disminuyendo fuertemente los grados de libertad necesarios para poder realizar la estimación, y, por consiguiente, pudiéndose incurrir en estimaciones poco eficientes.

Los resultados de la estimación realizada se presentan en la siguiente tabla⁵⁶ 6.12. El cálculo de la matriz de los residuos procedentes de cada una de las restricciones utilizadas para cada región muestra un promedio de 0.4943, con una desviación estándar de 0.1892, valores suficientemente elevados como para justificar la utilidad del modelo de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas.

⁵⁶ El símbolo (*) indica los valores no significativos al 95% de confianza.

REGIÓN	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	R^2
AND	-1.0383 -11.48	-0.6813 -2.87	0.0035 2.26	-0.0060 -0.19 (*)	-0.0160 -1.85(*)	0.7962
ARA	-0.7939 -12.05	0.0048 0.03(*)	0.0029 1.66(*)	0.0044 1.94(*)	-0.0141 -1.53(*)	0.5243
AST	-0.4808 -6.96	-1.1090 -4.4	0.0014 0.84(*)	-0.0676 -11.05	0.0034 0.4(*)	0.5841
BAL	-0.6785 -8.44	-0.7981 -2.94	0.0043 1.99	-0.0198 -3.98	-0.0139 -1.21(*)	0.308
CAN	-1.3568 -16.09	0.4597 3.04	0.0013 1.00(*)	-0.0215 -2.3	-0.0063 -0.87(*)	0.776
CAT	-1.3589 -15.16	0.4684 2.67	0.0042 3.04	-0.0833 -4.65	-0.0102 -1.36(*)	0.8086
CL	-0.9925 -12.28	0.0101 0.05(*)	0.0006 0.44(*)	0.0124 2.44	-0.0057 -0.80(*)	0.577
CM	-0.7733 -19.82	-0.6502 -5.76	0.0052 4.45	-0.0370 -10.00	-0.0170 -2.72	0.7968
CTB	-0.8209 -21.76	-0.1214 -1.03(*)	0.0016 1.42(*)	-0.0023 -0.59(*)	-0.0083 -1.34(*)	0.7747
ESP	-1.0082 -21.04	-0.4570 -3.61	0.0021 2.44	-0.0463 -3.15	-0.0051 -1.08(*)	0.8895
EXT	-0.5379 -15.56	-0.7801 -4.53	0.0021 1.00(*)	-0.0163 -1.92(*)	-0.0078 -0.69(*)	0.4321
GAL	-0.9679 -13.49	-0.2709 -1.50(*)	-0.0001 -0.09(*)	0.0201 3.56	-0.0013 -0.21(*)	0.6062
LR	-0.3216 -5.85	-0.4975 -2.48	0.0032 1.67(*)	-0.0460 -8.98	-0.0063 -0.63(*)	0.3147
MAD	-0.5560 -8.39	-1.2922 -5.05	-0.0010 -0.55(*)	-0.0206 -2.15	0.0074 0.72(*)	0.5704
MUR	-0.6769 -13.96	-0.9197 -4.98	0.0055 2.98	-0.0043 -1.23(*)	-0.0233 -2.32	0.635
NAV	-0.4564 -20.3	-0.3960 -3.77	0.0000 0.05(*)	-0.0085 -2.90	-0.0003 -0.07(*)	0.6609
PV	-0.7401 -20.42	-0.1936 -1.41(*)	0.0008 1.09(*)	0.0107 1.25(*)	-0.0057 -1.38(*)	0.862
VAL	-0.7721 -16.98	-0.5974 -3.28	0.0053 3.34	-0.1592 -7.00	-0.0100 -1.21(*)	0.7674

Tabla 6.12. Estimación mediante Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas.

En cuanto a los resultados, se observa que los regresores correspondientes al ciclo de la producción y la inflación cíclica son, salvo excepciones, negativos y significativos, lo que implica la existencia de una

relación negativa entre estas dos variables y el ciclo de desempleo, como predicen la ley de Okun y la curva de Phillips en sus versiones más sencillas. Centrándonos en estas dos variables, y a raíz de los valores de significatividad de los parámetros, se puede apreciar que la dependencia entre el ciclo de la producción y el desempleo, es mayor que entre éste y la inflación cíclica. En cuanto al efecto que tienen estas dos variables en el desempleo, no se observa una regla fija, ya que existen Comunidades Autónomas en las que el efecto del ciclo de producción es mayor que el de la inflación (por ejemplo, Andalucía, Cataluña o Galicia) y regiones en las que sucede justo lo contrario (por ejemplo, Asturias, Madrid o Murcia). En este sentido, destacan también las Comunidades de Canarias y Cataluña, ya que son las únicas regiones que muestran un valor positivo del parámetro de la inflación, presentando paradójicamente un comportamiento contrario al que predice la curva de Phillips.

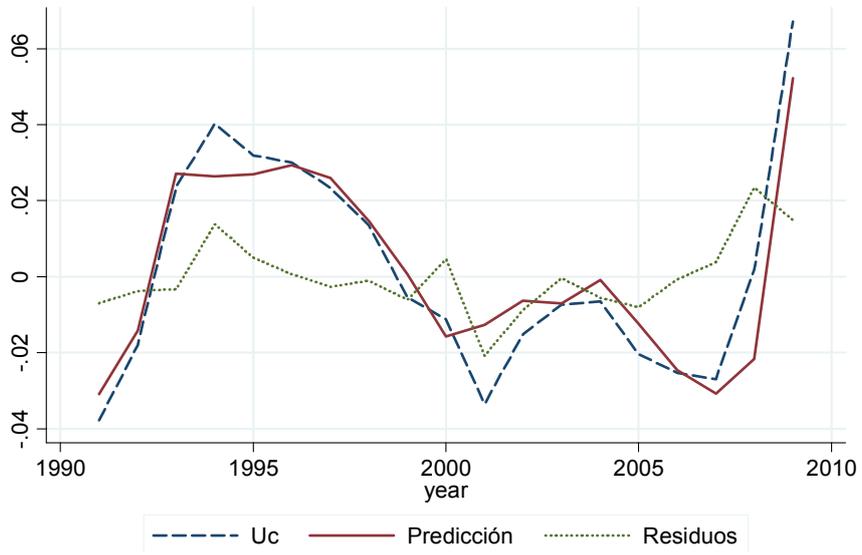
Respecto al Tipo de Interés y al Gasto Público, resultan ser no significativos para la gran mayoría de regiones. Tan sólo Baleares, Cataluña, Castilla-La Mancha y la Comunidad Valenciana resultan tener los coeficientes de estas variables explicativas significativos al 95% de confianza. También se aprecia que la influencia de estas dos variables sobre el ciclo de desempleo es menor que en las anteriores, ya que el valor absoluto máximo del coeficiente para el Tipo de Interés se mantiene inferior al 0.0055 (Murcia) y para el Gasto Público es de 0.1592 (Valencia). El hecho de que todos los parámetros del Tipo de Interés resulten ser positivos indica que la tasa de desempleo aumenta cuando se produce un aumento de dicha variable, debido principalmente a la disminución de la inversión inmobiliaria y empresarial, frenándose por tanto el

crecimiento. Por el contrario, un aumento en el Gasto Público tiende, en general, a disminuir el desempleo, como se desprende del signo negativo de sus coeficientes. La explicación se debe a que parte del Gasto Público se destina a la formación de desempleados, creación y refuerzo de algunos sectores empresariales, Obras Públicas, etc.; decisiones éstas que tienden a la creación de empleo de alguna forma. No obstante, resulta curioso el caso de las Comunidades de Aragón, Castilla-León, Galicia y País Vasco, cuyos coeficientes para el Gasto Público son positivos, aunque sólo en el caso de Galicia y Castilla-León son significativos con un 95% de confianza.

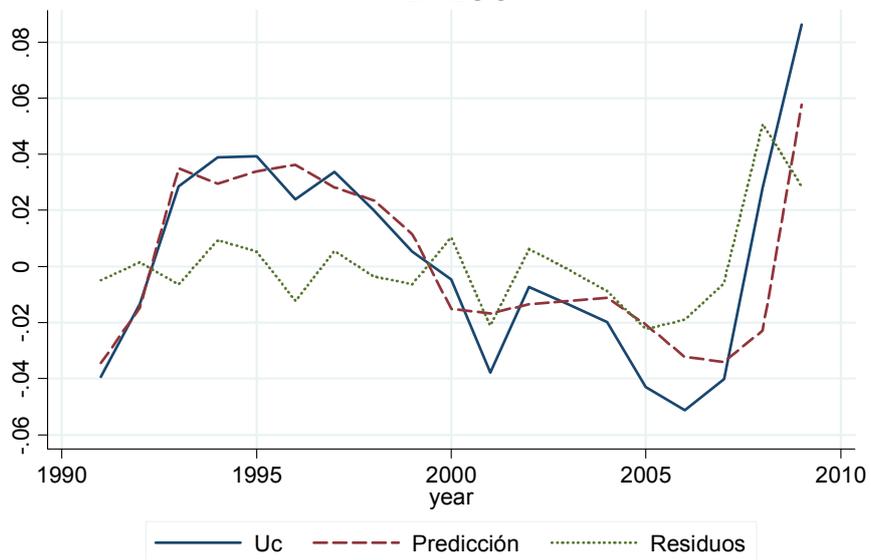
Finalmente, la constante de la ecuación 6.5 (β_5) resulta no significativa (con excepción de Castilla-La Mancha y Murcia), con un valor bastante reducido, ya que apenas supera el 0.01. Este hecho, junto con los valores bastante aceptables del coeficiente de determinación, con un valor medio del 0.65, llegando incluso a ser superior al 0.8 en Comunidades como Andalucía, Cataluña, País Vasco e incluso España, muestran que el modelo utilizado explica con bastante precisión las variaciones que se producen en el ciclo de desempleo.

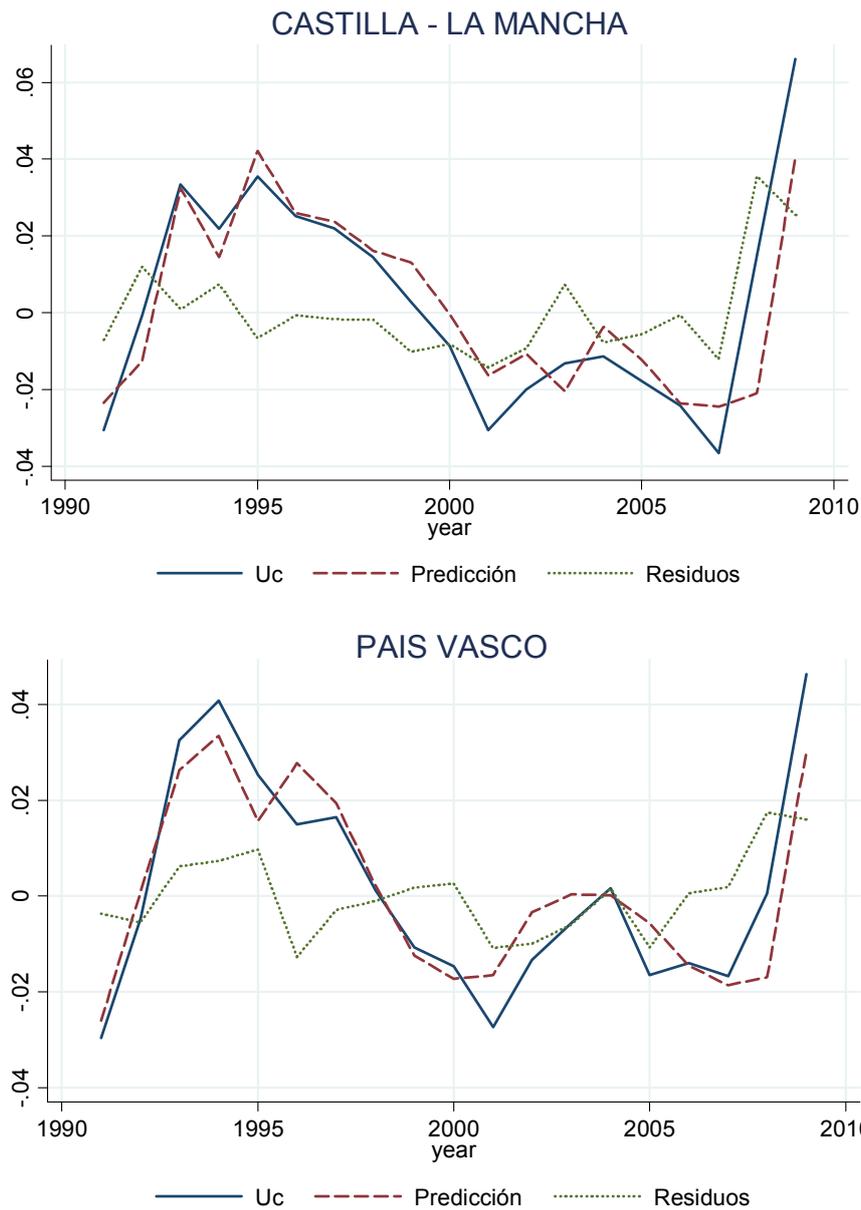
A continuación, a modo de ejemplo, se presentan de forma gráfica las estimaciones realizadas para algunas Comunidades Autónomas y España.

ESPAÑA



ANDALUCIA





Gráfica 6.8. Estimación y residuos del modelo SUR.

Las gráficas anteriores muestran un buen ajuste entre la predicción y los datos reales, especialmente en el tramo que va desde 1990 al año 2000. A partir del año 2000 la predicción no consigue captar con precisión los picos tan acusados que se producen, aunque sí consigue reproducir el incremento notable que se produce en el desempleo durante los últimos tres años, con un desfase de aproximadamente un año.

Respecto a los residuos, debemos comentar que los tests de Bartlett realizados para cada una de las regiones indican que, salvo en el caso de Andalucía ($p=0.0448$) y Castilla y León ($p=0.289$), se tratan de ruidos blancos, por lo que según este análisis parece no haberse omitido, en principio, ninguna variable explicativa con repercusión importante en el ciclo del desempleo.

6.4. Evolución temporal del coeficiente de Okun.

Hasta el momento, hemos utilizado modelos basados en el análisis de un período de tiempo fijo, con el fin de obtener las estimaciones del ciclo del desempleo a partir de ciertas variables macroeconómicas. El principal inconveniente que presenta este tipo de análisis es que impide determinar si ha existido o no un cambio temporal en el valor numérico de los coeficientes de cada uno de los regresores; es decir, no podemos saber si dichos coeficientes se han mantenido o no constantes en el tiempo. En este apartado, se implementará un estudio similar al realizado por Knotek (2007) para la economía de los Estados Unidos, donde se calculan los coeficientes de los regresores del modelo a partir de sucesivas estimaciones basadas en diferentes tramos de tiempo.

En nuestro trabajo, a modo de ejemplo, analizaremos la estabilidad de los parámetros para el caso de Andalucía, basándonos en la siguiente regresión:

$$Uc_t = \beta_1 \cdot Uc_{t-1} + \beta_2 \cdot Yc_t + \beta_3 \cdot Yc_{t-1} + \beta_4 \cdot IFc_t + \varepsilon \quad (6.6)$$

Para ello, usaremos dos metodologías de cálculo diferentes:

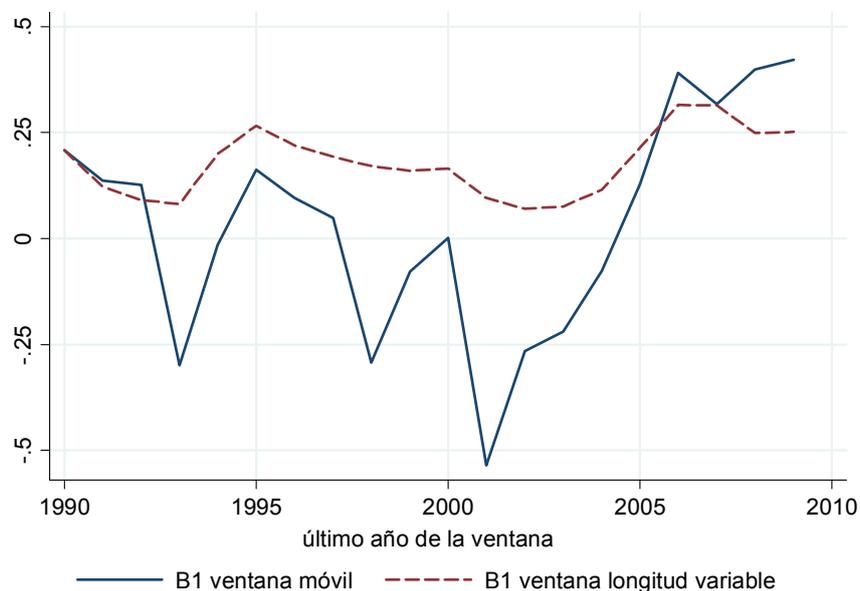
a) *Ventanas de tiempo móviles, pero de longitud finita.* En este método, el tramo temporal sobre el que se realizan las estimaciones mantiene su longitud, avanzando en el tiempo un periodo entre dos estimaciones consecutivas. En este trabajo se utilizará una ventana temporal de 10 años, considerada lo suficientemente amplia como para producir valores representativos del periodo de análisis, y un avance de 1 año entre cada estimación. De esta forma, la primera regresión estará basada en el periodo comprendido entre 1980 y 1989, la segunda entre 1981 y 1990, la tercera entre 1982 y 1991, y así sucesivamente.

b) *Ventanas de tiempo con periodo inicial fijo y con incremento de longitud finito.* En este método, se realiza la estimación sobre un tramo de tiempo que incluye siempre el periodo inicial, y en cada estimación se añade un nuevo periodo a la ventana de tiempo, de forma que la longitud de ésta aumenta progresivamente. Para esta metodología hemos utilizado una ventana de tiempo de 10 años, con un incremento de 1 año. Así, la primera estimación se realiza sobre el periodo de tiempo comprendido entre 1980 y 1989, la segunda sobre el periodo 1980 y 1990, la tercera entre 1980 y 1991, y así sucesivamente hasta llegar al año 2009, con una longitud máxima de ventana de 30 años.

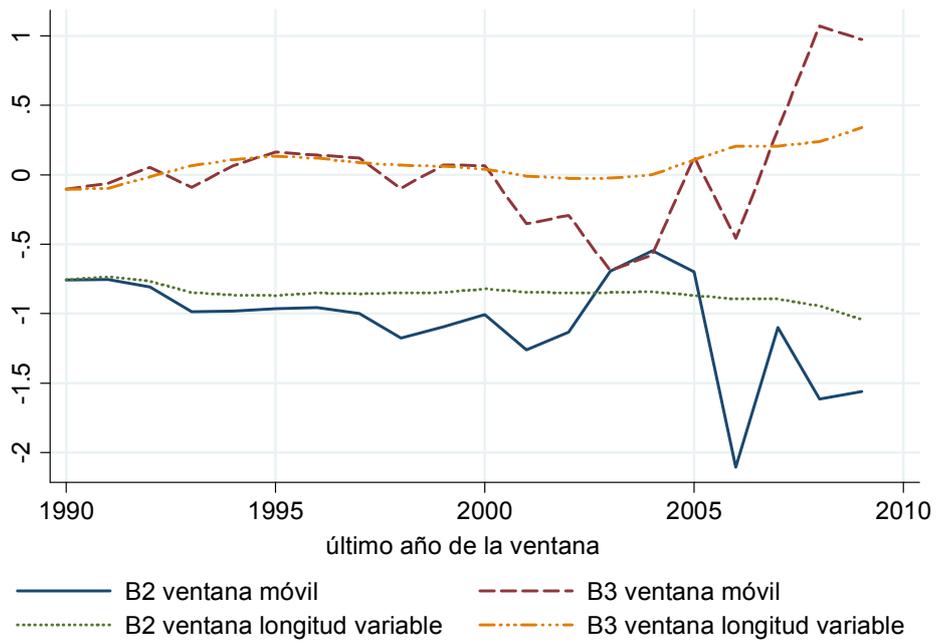
Obviamente, la evolución de los parámetros calculados por el primer método tenderá a presentar mayor variabilidad que los calculados por el segundo, ya que en este último conforme la longitud de la ventana empieza a ser grande, el efecto de añadir un nuevo periodo resulta cada vez menos determinante. Por otro lado, el primer método resultará más útil para observar

si los parámetros se han mantenido constantes o no en el tiempo, ya que la información de cada ventana se restringe a lo que sucede en los 10 años anteriores. Así, la primera ventana nos proporcionará información de los valores de los parámetros para la década de los 80, mientras que la última nos proporcionará estos valores para la última década. En cambio, en la metodología de ventanas de tiempo con período inicial fijo, en la última estimación se incluye también información de los años iniciales. Lógicamente, la última regresión de esta segunda metodología, la que debe incluir toda la extensión temporal de la serie de datos, es la que se ha utilizado en muchos de los apartados anteriores.

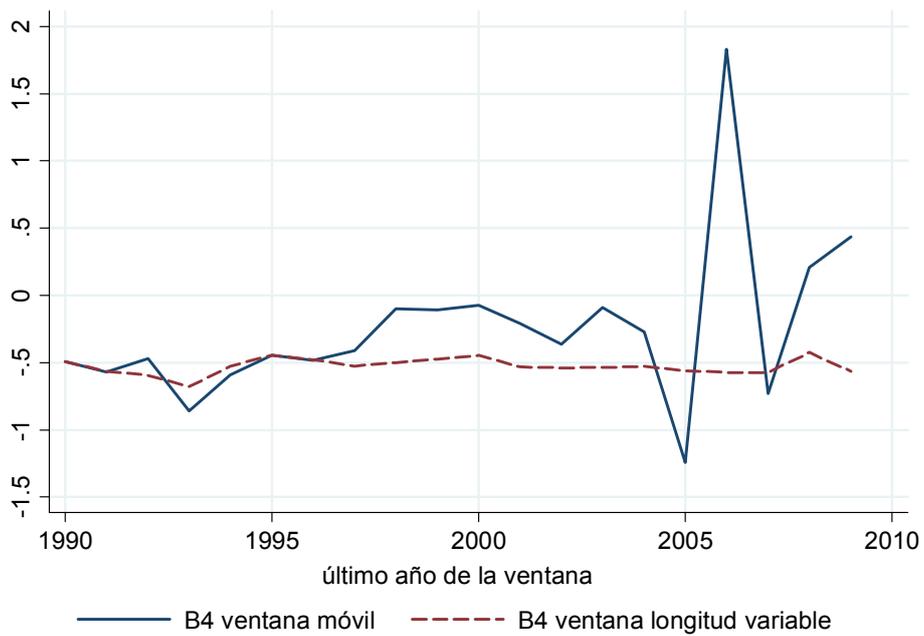
Las gráficas que a continuación se presentan muestran la evolución temporal de los diferentes coeficientes de la ecuación (6.6), mediante los dos métodos descritos, para Andalucía.



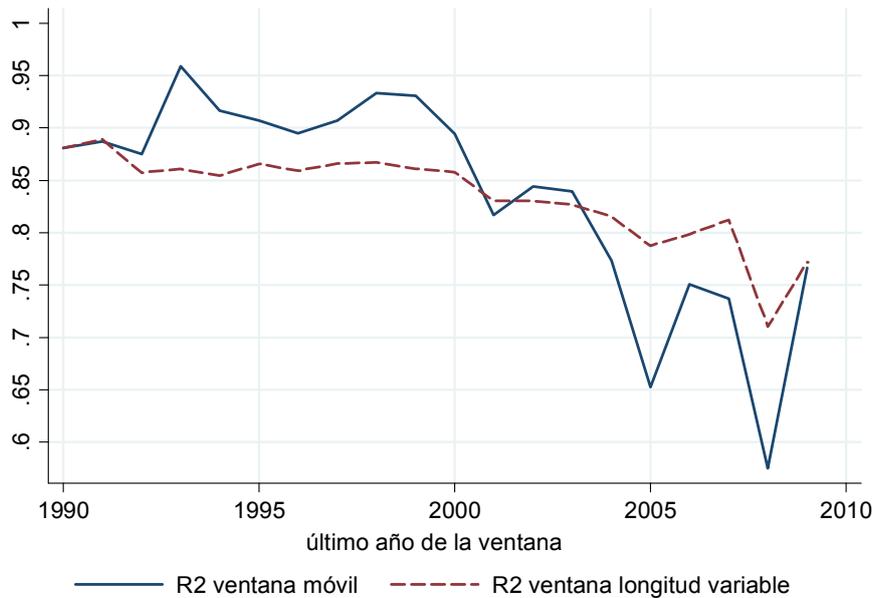
Gráfica 6.9. Evolución temporal de β_1 para Andalucía.



Gráfica 6.10. Evolución temporal de β_2 y β_3 para Andalucía.



Gráfica 6.11. Evolución temporal de β_4 para Andalucía.



Gráfica 6.12. Evolución temporal del coeficiente de determinación R^2 para Andalucía.

La evolución temporal del parámetro β_1 (U_{t-1}) calculada por el método de ventanas móviles alterna periodos en los que su valor es positivo con otros en los que es negativo, indicando que el efecto de la “inercia” del desempleo en el nivel contemporáneo del mismo ha sufrido cambios temporales. En teoría, quizás lo deseable desde un punto de vista económico, sería que el coeficiente de U_{t-1} fuese negativo en los periodos en los que el desempleo se sitúa por encima de su valor tendencial, y positivo en aquellos periodos en los que se encuentra por debajo; de forma que el efecto global del término tendiese a restablecer el equilibrio de la componente tendencial en cualquier situación. La gráfica 6.9 muestra que, para el caso de Andalucía, el requisito anterior no se cumple; es llamativo que durante la crisis de los últimos años dicho valor se ha incrementado desde 0 a 0.4.

La evolución de los coeficientes de la producción retardada (β_3) y contemporánea (β_2) muestra dos etapas bien diferenciadas. La primera de ellas

abarcaría la década de los años 90, caracterizada por una estabilidad en el valor de los parámetros, donde además el coeficiente de la producción retardada fluctúa en torno a cero; y la segunda que iría desde el año 2000 hasta la actualidad, donde se producen cambios bruscos tanto en β_2 como en β_3 . Utilizando un modelo diferente al nuestro, el estudio de Knotek (2007) para la economía norteamericana también desvela que el peso de la producción en el desempleo ha sufrido un cambio importante durante los últimos años, tendiendo a ser menor que para el caso español. Concretamente, en los Estados Unidos, el coeficiente de Okun, tomando datos trimestrales y una ventana de 13 años, ha pasado de ser -0.09 en el año 1995 a -0.04 en 2007. Por otro lado, Sögner y Stiasny (2002), calculan también la evolución temporal entre producción y desempleo para varios países de la Unión Europea, mostrando que para la mayoría de ellos se está produciendo una caída reciente en el valor del coeficiente de Okun. Como apuntan Andrés y Doménech (2010), para España, este cambio en el coeficiente que une producción y desempleo se debe principalmente a la evolución del sistema laboral, con creación de empleos con baja productividad, un incremento de los contratos temporales y la incorporación de inmigrantes, provocando una mayor flexibilidad del mercado laboral y una mayor dependencia entre desempleo y producción. Finalmente, destaca la “asimetría” temporal entre el efecto de la producción retardada y la contemporánea a partir del año 2000, aunque el peso de la producción contemporánea es mayor que el de la retardada.

La gráfica 6.11 indica que la inflación siempre ha contribuido a disminuir el nivel de desempleo, puesto que β_4 es negativo en prácticamente todo el periodo. Esta relación negativa entre desempleo e inflación está en sintonía

con la teoría de la curva de Phillips. Además, el cálculo realizado mediante el método de ventanas de longitud variable, desvela que a largo plazo el efecto se ha mantenido de forma constante en torno a -0.5.

Finalmente, en la gráfica 6.12, se muestra la evolución temporal del coeficiente de determinación R^2 . Puede observarse que hasta el año 2000 el grado de bondad del ajuste es muy aceptable, ya que la gráfica se sitúa incluso por encima de 0.9, lo que nos indica que las variables utilizadas en el modelo consiguen captar el 90% de la variabilidad que se produce en el desempleo cíclico durante ese periodo. Tras el año 2000 el coeficiente de ajuste cae progresivamente, hasta 0.7 aproximadamente, lo que nos viene a indicar que en épocas de grandes cambios en el ciclo del desempleo las variables explicativas manejadas no resultan quizás suficientes, al menos con las especificaciones utilizadas. Por otro lado, aunque las regresiones realizadas mediante el método de ventana extensible muestran un grado de ajuste mejor en los últimos años, realmente es consecuencia de que en la década de los 80 se obtuvieron grados de ajuste superiores, ya que este método tiene en cuenta los datos desde el año 1980, compensando en parte la discreta bondad de los coeficientes de determinación obtenidos durante los últimos años.

7. CONCLUSIONES.

A lo largo del presente trabajo se ha concluido que un análisis cíclico de las economías regionales de España, para explicar el nivel de desempleo de cada una de ellas a partir de una serie de variables macroeconómicas, como por ejemplo la producción y la inflación, muestra que no existen diferencias significativas entre ellas. Es por ello que un estudio global basado en datos de

panel puede no resultar necesario, independientemente de si se implementa con efectos fijos o aleatorios.

Teniendo en cuenta que la correlación entre los residuos procedentes de las estimaciones regionales es importante, el modelo de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (también conocido como modelo SUR) se presenta como un método más eficiente para un estudio de estas características.

También se ha observado que las variables que mayor significatividad poseen para explicar el ciclo de desempleo, son el ciclo de la producción y el ciclo de la inflación, seguidas del ciclo del Gasto Público y del Tipo de Interés, aunque el peso de estas dos últimas variables resulta ser considerablemente menos importante que el de las dos primeras. Por otro lado, debemos señalar que con este conjunto de variables y mediante la metodología SUR se han conseguido resultados robustos y aceptables desde el punto de vista de la capacidad predictiva.

Por otro lado, el estudio sobre la evolución en el tiempo de los coeficientes, indica que la relación entre el ciclo de desempleo y las variables explicativas ha cambiado significativamente, especialmente en la última década, donde se observa una mayor vinculación del desempleo al nivel de producción. Por tanto, dada la importancia del coeficiente de Okun, la economía española deberá crecer a cierto ritmo si quiere bajar el volumen de desempleo, para lo que hará falta un cierto mantenimiento de la demanda agregada, aparte de adoptar otras reformas estructurales, como la laboral (Usabiaga, 2007, 2010).

El presente trabajo, tras hacer uso de una amplia batería de metodologías econométricas, destaca el interés del modelo de ecuaciones aparentemente no relacionadas para nuestro objeto de estudio. Se han tomado como variables explicativas las variables macroeconómicas más importantes que, en principio, se relacionan con el ciclo de desempleo, como son el ciclo de la producción y el ciclo de la inflación. No obstante, se podría profundizar más, tomando otros indicadores económicos aparte de los incluidos en este trabajo, evaluando la complejidad del problema y la dificultad para encontrar las series de datos para cada región. Es decir, se podría intentar una investigación más exhaustiva con modelos que incluyesen un mayor número de variables, como por ejemplo salarios, costes laborales y productividad –véase por ejemplo Gómez *et al.* (2011)-, y profundizar también en el análisis de los retardos de las mismas –modelos VAR, VEC, etc.-. En este sentido, por ejemplo, y aprovechando la flexibilidad que proporciona el modelo de ecuaciones aparentemente no relacionadas, en cuanto que permite incluir ecuaciones diferentes para cada unidad estructural, se podría plantear un modelo en el que cada región posea sus propias restricciones y variables explicativas a la hora de caracterizar el desempleo cíclico, pudiendo contribuir este tipo de análisis a explicar los diferenciales regionales en términos de desempleo, bastante persistentes en España (Usabiaga, 2004).

Finalmente, también sería interesante realizar un análisis similar considerando por ejemplo los países de la zona Euro, para determinar si entre ellos existen diferencias significativas en cuanto a la relación cíclica entre el desempleo y las demás variables socioeconómicas.

8. BIBLIOGRAFÍA.

- Andrés, J., Boscá, J.E., Doménech, R. y Ferri, J. (2009): "Job Creation in Spain: Productivity Growth, Labour Market Reforms or Both?", Universidad de Valencia, Instituto de Economía Internacional, Documento de Trabajo nº 0903.
- Andrés, J. y Doménech, R. (2010): "Cambio de Modelo y Creación de Empleo en España: ¿Podemos Permitirnos no Reformar el Mercado Laboral?", en Dolado, J.J. y Felgueroso, F. (Coordinadores): *Propuesta para la Reactivación Laboral en España*, FEDEA, Madrid.
- Bande, R., Fernández, M. y Montuenga, V. (2008): "Regional Unemployment in Spain: Disparities, Business Cycle and Wage Setting", *Labour Economics*, **15** (5), pp. 885-914.
- Baum, C.F. (2006): *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*, Stata Press, Lakeway Drive (Texas).
- Baxter, M. y King, R.G. (1995): "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", National Bureau of Economic Research (NBER), Documento de Trabajo nº 5022.
- Belmonte, A. y Polo, C. (2004): "Formulaciones de la Ley de Okun y Resultados para España", en Sebastián, C., Pérez, J. y Tedde de Lorca, P. (Coordinadores): *Estudios en Homenaje a Luis Ángel Rojo: Políticas, Mercados e Instituciones Económicas*, vol. 1, Editorial Complutense, Madrid, pp. 263-294.
- Blanchard, O.J., Amighini, A. y Giavazzi, F. (2012): *Macroeconomía*, quinta edición, Pearson, Madrid.
- Caraballo, M.A. y Usabiaga C. (2009): *Análisis Desagregado de la Inflación Española y Andaluza*, Instituto de Estadística de Andalucía, Sevilla.
- Cuaresma, J.C. (2003): "Okun's Law Revisited," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **65** (4), pp 439-451.
- Del Río, A. (1999): "Agregación Temporal y Filtro Hodrick-Prescott", Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI), Tesina, nº 9910.
- Doménech, R. y Gómez, V. (2005): "Ciclo Económico y Desempleo Estructural en la Economía Española", *Investigaciones Económicas*, **29** (2), pp. 259-288.

- Freeman, D.G. (2000): "Regional Tests of Okun's Law", *International Advances in Economic Research*, **6** (3), pp. 557-570.
- Gómez, F., Caraballo, M.A. y Buitrago, E.M. (2011): "Precios, Costes Laborales Unitarios y Márgenes: ¿Cuál es el Orden de la Causalidad?", Centro de Estudios Andaluces, Documento de Trabajo nº E2011/07.
- Gómez, F. y Usabiaga, C. (2001): "Las Estimaciones del Desempleo de Equilibrio de la Economía Española: Una Panorámica", *Revista de Economía Aplicada*, **9** (27), pp. 103-129.
- Gordon, R.J. (1984): "Unemployment and Potential Output in the 1980s", *Brookings Papers on Economic Activity*, **15**, pp. 537-64.
- Gordon, R.J. (2010): "Okun's Law and Productivity Innovations", *American Economic Review. Papers and Proceedings*, **100** (2), pp. 11-15.
- Gujarati, D. (2004): *Basic Econometrics*, cuarta edición, McGraw-Hill, New York.
- Hamilton, J.D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton (N.J.).
- Johnston, J. y Dinardo, J. (2001): *Métodos de Econometría*, Vicens-Vives, Barcelona.
- Kennedy, P. (2008): *A Guide to Econometrics*, sexta edición, Wiley-Blackwell, Oxford.
- Knoteck, E.S. (2007): "How Useful is Okun's Law?", *Federal Reserve Bank of Kansas City*, Fourth Quarter, pp. 73-103.
- Lal, I., Muhammad, S.D., Anwar, M. y Hussain, A. (2010): "Test of Okun's Law in Some Asian Countries. Co-Integration Approach", *European Journal of Scientific Research*, **40** (1), pp. 73-80.
- Martin, B. (1999): *El Mercado de Trabajo en España y Andalucía. Fuentes de Datos, Descomposición de Series y Relaciones entre las Series y sus Componentes*, Proyecto Fin de Carrera, Universidad de Sevilla, Escuela Superior de Ingenieros, Sevilla.
- Mayorga, M. y Muñoz, E. (2000): "La Técnica de Datos de Panel. Una Guía para su Uso e Interpretación", Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo DIE-NT-05-2000.

- Maza, A. y Villaverde, J. (2007a): "Okun's Law in the Spanish Regions", *Economics Bulletin*, **18** (5), pp. 1-11.
- Maza, A. y Villaverde, J. (2007b): "The Robustness of Okun's Law in Spain, 1980-2004. Regional Evidence", *XXXIII Reunión de Estudios Regionales*, León.
- Murillo, I.P. y Usabiaga, C. (2003): "Estimaciones de la Tasa de Paro de Equilibrio de la Economía Española a partir de la Ley de Okun", Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo, Serie Economía, nº 15/03.
- Okun, A.M. (1962): "Potential GNP: Its Measurement and Significance", *Proceedings of the Business and Statistics Economic Section*, American Statistical Association, pp. 98-104.
- Pérez, J.J., Rodríguez, J. y Usabiaga, C. (2003): "Análisis Dinámico de la Relación entre Ciclo Económico y Ciclo del Desempleo: Una Aplicación Regional", *Investigaciones Regionales*, **2**, pp. 141-162.
- Phillips, A.W. (1958): "The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, **25** (100), pp. 283-299.
- Sánchez, M.A. (2009): "La Crisis Económica como Evidencia Empírica de un Curso de Macroeconomía", Universidad de Granada, Departamento de Economía Aplicada, mimeo.
- Sögner, L. y Stiasny, A. (2002): "An Analysis on the Structural Stability of Okun's Law - A Cross-Country Study," *Applied Economics Letters*, **14**, pp. 1775-1787.
- Stock, J. y Watson, M. (1998): "Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomics Time Series", National Bureau of Economic Research (NBER), Documento de Trabajo nº 6528.
- Usabiaga, C. (2004): *El Diferencial de Desempleo Andaluz. Análisis Macroeconómico del Mercado de Trabajo Andaluz en Comparación con el del Resto de España (1980-2000)*, Aconcagua, Sevilla.
- Usabiaga, C. (2007): "La Reforma del Mercado de Trabajo: El Caso Español", *Papeles de Economía Española*, **111**, pp. 177-197.

- Usabiaga, C. (2010): "La Relación entre el Crecimiento, el Desempleo y el Empleo: El Caso Español", *Cuadernos de Información Económica*, **214**, Enero-Febrero, pp. 83-88.
- Zellner, A. (1962): "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, **57** (298), pp. 348-368.