

***PRECIOS, COSTES LABORALES UNITARIOS Y MÁRGENES: UN ANÁLISIS PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS<sup>1</sup>***

Buitrago Esquinas, Eva M<sup>a</sup> (esquinas@us.es)

Caraballo Pou, M<sup>a</sup> de los Ángeles (mcaraba@us.es)

Gómez García, Francisco ([fgomez@us.es](mailto:fgomez@us.es))

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales (Universidad de Sevilla)

C/ Ramón y Cajal, 1

41018

Sevilla

Tlfno.: 954551579

**Resumen:** El objetivo de esta comunicación es analizar los márgenes en las regiones españolas en el periodo 1978-2008. Para ello partimos de un modelo para la inflación, donde dicha variable se define como un margen sobre los costes laborales unitarios y los precios de importación. El análisis empírico realizado, utilizando una nueva base de datos, se ha basado en la metodología econométrica de la cointegración y en la correspondiente modelización dinámica. Los resultados sugieren que: 1) los costes laborales unitarios parecen ser el determinante fundamental de la inflación en las regiones españolas; 2) los márgenes regionales son contracíclicos o acíclicos.

**Palabras clave:** inflación, costes laborales unitarios, márgenes, cointegración.

**Códigos JEL:** E30, E31.

**Abstract:** The goal of this paper is the analysis of mark-ups across Spanish regions between 1978 and 2008. To tackle this issue, we develop a model for inflation, where such variable is defined as a mark-up over unit labour costs and import prices. In order to carry out the empirical analysis, we employ a new data set and cointegration techniques and dynamic modelling are performed. Results show that: 1) unit labor costs seem to be the main determinant of inflation in Spanish regions; 2) regional mark-ups are counter-cyclical or acyclical.

**Keywords:** inflation, unit labor costs, mark-ups, cointegration.

---

<sup>1</sup> Este trabajo se enmarca dentro del proyecto de investigación: “La convergencia de Andalucía con las regiones españolas: productividad, competitividad y márgenes” financiado por el Centro de Estudios Andaluces (PRY 070/10).

## 1. Introducción

En las últimas décadas las regiones españolas han experimentado un importante proceso de convergencia que las ha acercado a los niveles medios de renta per cápita españoles y europeos –en especial, en el periodo 1995-2007 (véase Meneu (2007))-. Sin embargo, la actual crisis económica ha puesto de manifiesto los problemas estructurales de la economía española y el ajuste desigual de sus regiones. El ajuste vía desempleo ha sido especialmente grave en regiones como Andalucía o Canarias donde, según datos de la EPA, la tasa de desempleo en el último trimestre de 2010 fue del 28,5% y 29,3% respectivamente. Estos datos contrastan con tasas de desempleo para el mismo periodo del 10,9% en el País Vasco y del 11,7% en Navarra. En el contexto de tipos de cambio fijos e irrevocables del área euro, en el que no se dispone del mecanismo de corrección de los “precios relativos” que proporcionaba el tipo de cambio, podemos interpretar dichas diferencias de empleo como consecuencia, en última instancia, de diferenciales de competitividad. Así, un diferencial prolongado de los costes laborales unitarios y/o de los márgenes, terminará provocando ajustes reales en términos de producción y empleo.

Con el objetivo de aportar evidencia empírica que pueda contribuir a explicar dichas diferencias regionales, en esta investigación planteamos un análisis macroeconómico de los elementos determinantes de la competitividad-precio de las regiones españolas mediante la estimación del modelo del *mark-up*. Así, aproximaremos la competitividad a través de: a) los costes laborales unitarios, variable que construiremos a partir de la remuneración de asalariados y la productividad, b) los precios de las importaciones, y c) el margen sobre los costes unitarios.

El margen es una variable tipo residuo que, en un modelo de formación de precios a largo plazo, recoge todos aquellos elementos que no quedan explicados ni por los costes laborales unitarios ni por los precios de las importaciones. Dado que dichos márgenes no son directamente observables y que, hasta hoy, no se han realizado estudios que los hayan estimado para las regiones españolas, en este trabajo nos planteamos su estimación mediante la aplicación de diversas técnicas econométricas. Con ello, pretendemos valorar hasta que punto la evolución de los diferentes márgenes regionales explican los diferenciales de competitividad.

Uno de los trabajos de referencia en el ámbito del modelo del *mark-up*, con una gran repercusión en la literatura macroeconómica, es el de Brouwer y Ericsson (1998) para la economía australiana.

Hasta muy recientemente los analistas de la economía española no disponíamos de series homogéneas regionales de las variables macroeconómicas que integran el modelo del *mark-up*. En nuestro trabajo utilizamos la base de datos regionales 1955-2009 enlazada por de la Fuente (2010); lo que nos ha permitido construir las series homogéneas necesarias (remuneración de asalariados, asalariados, VAB y empleo) para poder estimar los márgenes. Hasta el momento no se han realizado estudios regionales con la metodología propuesta ni se ha explotado aún en toda su amplitud la base de datos citada.

De este modo, el objetivo final del trabajo es la estimación a nivel regional, para el periodo 1978-2008, de los márgenes utilizando la técnica de la cointegración. Se pone especial énfasis en la evolución cíclica de los márgenes estimados.

El presente trabajo se estructura en seis apartados. En el segundo apartado exponemos el modelo teórico que sirve de base para estimar econométricamente los márgenes regionales. En el tercer apartado se presenta la base de datos y las variables utilizadas en el análisis econométrico posterior. En el apartado cuarto se realiza un análisis preliminar de los datos utilizados, para lo cual emplearemos técnicas cluster de clasificación. En el apartado quinto se implementa el análisis econométrico, a partir del análisis de integración y cointegración de las variables regionales. Finalmente, en el apartado sexto recogemos las principales conclusiones que se derivan de nuestro trabajo.

## **2. Precios, costes laborales unitarios y márgenes: marco teórico y revisión de la literatura**

Sin despreciar la importancia de los factores estructurales y cualitativos (que requerirían un análisis microeconómico de la competitividad, que excede del ámbito de este trabajo), nos vamos a centrar en los factores cuantitativos, desarrollando un análisis de tipo macroeconómico. En concreto utilizamos, aplicándolo al caso de las regiones españolas, un modelo del *mark-up*, suponiendo que a largo plazo:

$$P_t = \mu (CLU_t)^\alpha (Pimp_t)^\beta \quad (1)$$

Es decir, que los precios agregados (P) se forman estableciendo un margen ( $\mu$ ) sobre los costes laborales unitarios (CLU) y los precios de importación (*Pimp*). Esto se ve claramente si linealizamos la expresión anterior y bajo la hipótesis de homogeneidad de grado uno en precios, donde  $\mu$  es el margen sobre los costes:

$$\ln P_t = \ln \mu + \alpha \ln CLU_t + \beta \ln Pimp_t \quad (2)$$

Dado que  $\mu$  no es una variable directamente observable, es necesaria su estimación (en el quinto apartado explicitaremos la metodología econométrica que emplearemos para implementar dicha estimación).

El modelo del *mark-up* se ha hecho estándar en la literatura macroeconómica –véase, por ejemplo, Franz y Gordon (1993)-. Este modelo es lo suficientemente general para incluir otros modelos de formación de precios agregados (curva de Phillips –consideración del *output gap* o de alguna variable de desempleo agregado-, hipótesis de la paridad del poder adquisitivo, etc.).

En los últimos años se han publicado diversos trabajos empíricos en este contexto analítico: Martin (1997) para el Reino Unido; Brouwer y Ericsson (1998) para Australia; Welfe (2000) para Polonia; Morales (2004) para datos agregados de la zona euro; Vizek y Broz (2009) para Croacia; Eickmeier y Moll (2009) para 24 países de la OCDE y, entre otros, Lubik y Teo (2010) para EE.UU. Estos trabajos, en general, emplean técnicas de cointegración multivariante y modelos de corrección del error y concluyen, para distintos países, que los precios internos están determinados tanto por los costes internos como por los precios mundiales –aunque la variable más relevante, desde el punto de vista empírico, son los costes laborales unitarios-. Sin embargo, el modelo no ha sido estimado para las regiones españolas.

Especialmente interesante es la posible conexión entre la evolución de los márgenes y las condiciones cíclicas de la economía. Efectivamente la variación de los márgenes tiene una gran importancia para la macroeconomía. La cuestión central es qué responde más rápido a un cambio en el exceso de demanda agregada, los precios o los costes marginales<sup>2</sup>.

Por ejemplo, en el modelo del mercado de clientelas de Phelps y Winter (1970) se predice que los márgenes deseados por las empresas aumentarán cuando el exceso de demanda corriente es elevado, lo que lleva a unos márgenes procíclicos, correlacionados positivamente con el exceso de demanda. Sin embargo, existe también un considerable cuerpo de literatura que fundamenta unos márgenes contracíclicos (que son relativamente bajos en las expansiones y altos en las recesiones). En este sentido podemos destacar el modelo de colusión implícita de Rotemberg y Woodford (1992) y el modelo de precios rígidos de

---

<sup>2</sup> Bajo determinadas circunstancias los costes marginales (nominales) pueden ser aproximados por los costes laborales unitarios.

Kimball (1995), los cuales implican que los márgenes están negativamente correlacionados con el exceso de demanda.

Por tanto, la teoría económica es ambigua respecto a dar una respuesta a cómo responden los márgenes a los cambios cíclicos de la demanda. Esto hace necesario examinar la evidencia empírica sobre el comportamiento de los márgenes. Un trabajo reciente y centrado específicamente en esta cuestión, para el caso del Reino Unido, es el de Macallan y Parker (2008), en el que se obtiene que los márgenes son procíclicos tanto a nivel agregado como sectorial. Por otro lado, uno de los primeros trabajos empíricos sobre este tema en España, desde un punto de vista macroeconómico, es el de López-Salido y Velilla (2002). En dicho trabajo se concluye que los márgenes (promedio de los sectores industrial y servicios para el periodo 1977-1995) tienden a responder positivamente a las expectativas de demanda futura, dado un nivel de demanda corriente. Así, por ejemplo, al inicio de las fases expansivas los márgenes son procíclicos y al final (expectativa) de dichas fases, contracíclicos. En el presente trabajo ofrecemos una evidencia adicional para el caso de las regiones españolas, considerando un periodo temporal más amplio.

### 3. Datos y variables

Para la implementación del modelo del *mark-up* en las regiones españolas es necesario disponer de series que cubran un amplio horizonte temporal. Precisamente, una de las dificultades tradicionales a las que nos hemos tenido que enfrentar los analistas de la economía regional española es la inexistencia de series homogéneas generalmente aceptadas de los agregados económicos regionales, para períodos de tiempo lo suficientemente largos.

Las únicas series existentes que se remontan a 1955 son las elaboradas por Julio Alcaide y colaboradores para la Fundación BBVA. Hay que tener en cuenta que esta fuente ofrece datos para los años impares (frecuencia bienal). Posteriormente, tuvimos a nuestra disposición la Contabilidad Regional de España (CRE) que elabora el INE desde 1980. La CRE ha sufrido importantes cambios metodológicos a lo largo del tiempo, presentando las series diferencias significativas en su período de solapamiento.

Recientemente, de la Fuente (2010) salva ambas dificultades. Así, construye series largas de agregados económicos regionales (1955-2009) enlazando las distintas bases de la CRE entre sí y, a su vez, con las series históricas elaboradas por la Fundación BBVA<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Las series anuales de las variables de interés se construyen mediante un procedimiento de interpolación que incorpora la información disponible a nivel nacional para estas variables –véase también de la Fuente (2009a y 2009b)-.

A partir de esta nueva base de datos, junto a otras series de precios ya disponibles antes del enlace de la misma, hemos construido las siguientes variables anuales:

1) La variable *precios* la aproximamos por el IPC<sup>4</sup> (INE) y el deflactor del VAB<sup>5</sup> (de la Fuente (2010)).

2) El *coste laboral unitario* lo computamos como el coste laboral por unidad de valor añadido real, utilizando la base de datos enlazada y homogeneizada por de la Fuente. En el anexo I, que recogemos al final de nuestro trabajo, se explica cómo hemos realizado dicho cómputo.

3) Los *precios de importación* los aproximamos por los Índices de Valor Unitario de Importación (IVUs), elaborados por la Subdirección General de Análisis Macroeconómico (SGAM), del Ministerio de Economía y Hacienda.

De esta manera el periodo considerado en el análisis de cointegración ha sido 1978-2008. Sin embargo, en el análisis preliminar, que presentamos en el siguiente apartado, se utiliza el periodo más largo 1955-2009.

#### 4. Análisis preliminar de los datos

Como análisis previo a la estimación de los márgenes y con el fin de facilitar la interpretación económica de los resultados, nos planteamos valorar las diferencias regionales de las variables macroeconómicas implicadas en el modelo: IPC, deflactor del VAB, tasa de desempleo, VAB per cápita y los dos componentes del CLU: la remuneración media por asalariado (CLM) y la productividad media del trabajo (PMT). Para ello, realizamos un análisis cluster, con el objetivo de reunir, dentro de grupos de comportamiento homogéneo, a las regiones españolas en función de las citadas variables, para el periodo 1955-2009<sup>6</sup>.

Se identifican los grupos mediante el análisis cluster, realizado de tres maneras diferentes:

En primer lugar efectuamos el análisis cluster bietápico, que determina el número óptimo de grupos y sus componentes. En este caso la medida de distancia elegida es la euclídea, dado que los datos no verifican los supuestos para elegir la medida de distancia de la log-verosimilitud. Como la ordenación de los datos afecta a los resultados, se realizan varias reordenaciones aleatorias de la muestra para confirmar los resultados.

---

<sup>4</sup> La disponibilidad de los datos de IPC regionales nos limita a que la serie empiece en 1978.

<sup>5</sup> Las pruebas realizadas en el análisis de cointegración nos han hecho descartar la utilización de esta variable como indicador de los precios.

<sup>6</sup> Para algunas variables, como la tasa de desempleo, el periodo muestral disponible es menor.

Con posterioridad se utiliza el análisis cluster jerárquico y el de comparación de k-medias, utilizando también la medida de distancia euclídea e imponiendo que se construya el número de cluster indicado por el análisis cluster bietápico, para corroborar los resultados.

En el cuadro 1 recogemos los principales grupos de regiones que se derivan de dicho análisis<sup>7</sup>. En el caso del VAB per cápita el número de clusters óptimo es 2, perteneciendo al grupo de VAB per cápita más alto las siguientes regiones: Cataluña, Madrid, País Vasco, Rioja, Navarra y Baleares<sup>8</sup>. Por otra parte, el grupo con una tasa de desempleo más alta está conformado por Andalucía, Extremadura y Canarias.

Respecto a los componentes del CLU se obtiene lo siguiente: a) El grupo con CLM más alto está formado por Cataluña, Madrid, País Vasco, Navarra y Asturias<sup>9</sup>; b) El grupo con productividad más alta lo forman Cataluña, Madrid, País Vasco, Navarra, Baleares y Canarias<sup>10</sup>.

**Cuadro 1. CLUSTERS REGIONALES (1955-2009).**

<i>ANÁLISIS CLUSTER</i>	TASA DESEMPLEO más alta	VABpc más alto	CLM más alto	PMT más alta
<b>Bietápico</b>	And Ext Can	Cat Mad PV Rio Nav Bal	Cat Mad PV Nav Ast	Cat Mad PV Nav Bal Can
<b>K-medias</b>	And Ext Can	Cat Mad PV Nav Rio Bal Ar	Cat Mad PV Nav Ast Ar Bal	Cat Mad PV Nav Bal Can
<b>Jerárquico</b>	And Ext	Cat Mad PV Nav Bal	Cat Mad PV Nav Ast Ar Bal	Cat Mad PV Nav Bal Can

**Fuente:** Elaboración propia.

<sup>7</sup> Para el IPC y el deflactor del VAB, el análisis cluster bietápico señala homogeneidad regional.

<sup>8</sup> Con el criterio de K-medias también se incorpora a dicho grupo Aragón.

<sup>9</sup> Con el criterio de K-medias y el jerárquico también se incorporan a dicho grupo Aragón y Baleares.

<sup>10</sup> Obviamente, Canarias se presenta como una Comunidad Autónoma atípica. Una posible explicación de su “aparente” alta productividad es su elevada tasa de desempleo.

De este modo, podemos concluir que, para las variables analizadas, en España aparecen dos grupos de regiones muy diferenciadas: unas con renta per cápita, productividad y costes laborales más elevados (Cataluña, Madrid, País Vasco, Navarra) y, otras con altas tasas de desempleo (Andalucía y Extremadura). La motivación última de este trabajo es aportar evidencias empíricas sobre algunos de los posibles elementos explicativos de tales diferencias. En este sentido, dado que los márgenes no son observables directamente, en los siguientes apartados los estimaremos para las regiones españolas y analizaremos su relación con el ciclo económico.

## **5. Integración y cointegración**

En este apartado explicitamos la estrategia econométrica seguida en nuestra investigación y se presentan los principales resultados de nuestras estimaciones.

### **5.1. Integración**

Antes de modelizar la inflación en las regiones españolas, hemos procedido a determinar el orden de integración de las variables consideradas ( $\ln\text{IPC}$ ,  $\ln\text{CLU}$ ,  $\ln\text{Pimp}$ ), aplicando los tests de Dickey-Fuller aumentado (1981). Todas las variables que vamos a emplear en el análisis son  $I(1)$  –véase anexo II-.

### **5.2. Análisis a largo plazo: cointegración**

El análisis de cointegración ayuda a clarificar las relaciones a largo plazo entre las variables integradas. Así, el primer paso en el análisis a largo plazo es desarrollar un modelo estadístico que nos permita representar la relación entre las 3 variables objeto de estudio.

A continuación llevamos a cabo el análisis de la cointegración a partir de la metodología de Johansen (1988, 1992). Para ello, se desarrolla un modelo VAR no restringido con variables deterministas (constante, tendencia). En primer lugar debemos especificar la longitud adecuada del modelo VAR, para lo cual empleamos el criterio de información de Akaike y el criterio de Schwarz. Así, se obtiene una longitud máxima que está comprendida entre 1 y 4 dependiendo de la Comunidad Autónoma analizada.

El propio Johansen sugiere, para elegir el modelo correcto, aplicar el llamado principio de Pantula (1989), que consiste en avanzar desde el modelo más restrictivo al menos, contrastando sucesivamente la hipótesis nula de ausencia de relación de cointegración, después, la hipótesis nula de 1 relación de cointegración etc. El proceso se detiene en el



primer modelo que no rechaza la hipótesis nula, resultando de este proceso el número de relaciones de cointegración que se admiten y la especificación adecuada del modelo<sup>11</sup>.

En el cuadro 2 se muestran los resultados del análisis de cointegración obtenidos aplicando la citada metodología, centrándonos en el contraste de la traza y el contraste del valor propio máximo. Puede apreciarse que el contraste rechaza al 5% de significatividad la hipótesis nula de ausencia de cointegración para todas las Comunidades Autónomas. Para los casos de Murcia, Castilla-la Mancha y Galicia el contraste del valor propio máximo rechaza la existencia de cointegración al 5%, aunque no la rechaza al 10%; por lo que se ha aceptado la existencia de una relación de cointegración señalada por el contraste de la traza. De este modo, los resultados obtenidos nos llevan a concluir que existe un vector de cointegración al citado nivel de significación.

El vector de cointegración para cada región  $i$  sería:

$$\ln P_i = \beta_0 + \beta_1 \ln CLU + \beta_2 \ln Pimp + \beta_3 t \quad (3)$$

---

<sup>11</sup> Este principio también se ha utilizado para decidir sobre la oportunidad de introducir la tendencia determinística en el test.

**Cuadro 2. CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN.**

	CONTRASTE DE LA TRAZA			CONTRASTE DEL VALOR PROPIO MÁXIMO		
	<i>VALORES PROPIOS</i>	<i>ESTADÍSTICO DE LA TRAZA</i>	<i>VALOR CRÍTICO AL 5%</i>	<i>VALORES PROPIOS</i>	<i>ESTADÍSTICO DEL VALOR PROPIO MÁXIMO</i>	<i>VALOR CRÍTICO AL 5%</i>
<b>ESPAÑA</b>	0,648	57,124*	42,915	0,648	32,353*	25,823
<b>ANDALUCÍA</b>	0,719	59,975*	42,915	0,719	36,782*	25,823
<b>ARAGÓN</b>	0,776	78,6184*	42,915	0,776	43,327*	25,823
<b>ASTURIAS</b>	0,631	47,228*	35,193	0,631	27,949*	22,300
<b>BALEARES</b>	0,687	50,585*	35,193	0,687	32,555*	22,300
<b>CANARIAS</b>	0,565	39,807*	35,193	0,565	22,445*	22,300
<b>CANTABRIA</b>	0,617	46,953*	35,193	0,617	26,847*	22,300
<b>CASTILLA LA MANCHA</b>	0,510	47,805*	35,193	0,510	19,992	22,300
<b>CASTILLA Y LEÓN</b>	0,779	73,361*	42,915	0,779	42,218*	25,823
<b>CATALUÑA</b>	0,659	51,123*	35,193	0,659	31,201*	22,300
<b>COM. VALENCIANA</b>	0,700	47,614*	35,193	0,700	32,479*	22,300
<b>EXTREMADURA</b>	0,624	52,247*	42,915	0,624	27,371*	25,823
<b>GALICIA</b>	0,548	40,869*	35,193	0,548	21,432	22,300
<b>MADRID</b>	0,717	67,381*	42,915	0,717	36,642*	25,823
<b>MURCIA</b>	0,546	51,489*	35,192	0,546	22,095	22,300
<b>NAVARRA</b>	0,710	60,184*	42,915	0,710	33,398*	25,823
<b>PAÍS VASCO</b>	0,914	122,20*	35,193	0,805	63,871*	22,300
<b>RIOJA, LA</b>	0,609	39,447*	35,193	0,609	25,352*	22,300

**Nota:** \* indica rechazo de la hipótesis nula (ausencia de cointegración) al 5% de significatividad.

**Fuente:** Elaboración propia.

En el cuadro 3 presentamos los vectores de cointegración estimados para dichas regiones (coeficientes a largo plazo en la relación entre las variables del modelo del *mark-up*).

**Cuadro 3. VECTORES DE COINTEGRACIÓN PARA LOS PRECIOS DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS.**

	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
<b>ESPAÑA</b>	0,344	0,854 (20,946)	0,059 (3,511)	0,004 (3,355)
<b>ANDALUCÍA</b>	1,073	0,803 (12,224)	-0,059 (-2,042)	0,006 (2,334)
<b>ARAGÓN</b>	1,196	0,682 (11,865)	0,067 (2,437)	0,01 (7,124)
<b>ASTURIAS</b>	-0,020 (-0,042)	0,867 (11,944)	0,203 (2,659)	
<b>BALEARES</b>	1,464 (7,912)	0,707 (22,691)	0,036 (0,817)	
<b>CANARIAS</b>	1,107 (4,941)	0,828 (26,549)	-0,006 (-0,165)	
<b>CANTABRIA</b>	0,637 (7,420)	0,908 (63,015)	0,015 (0,853)	
<b>CASTILLA LA MANCHA</b>	0,561 (2,133)	0,695 (15,706)	0,224 (4,032)	
<b>CASTILLA Y LEÓN</b>	0,129	0,821 (31,405)	0,101 (6,465)	0,008 (9,913)
<b>CATALUÑA</b>	-1,223 (-3,461)	0,913 (-13,658)	0,413 (6,768)	
<b>COM. VALENCIANA</b>	0,339 (2,737)	0,927 (35,126)	0,048 (1,281)	
<b>EXTREMADURA</b>	0,394	0,848 (24,875)	0,087 (4,822)	0,001 (0,780)
<b>GALICIA</b>	0,044 (0,078)	0,881 (7,674)	0,182 (1,836)	
<b>MADRID</b>	1,043	0,756 (13,323)	0,051 (1,987)	0,009 (4,903)
<b>MURCIA</b>	1,619 (4,309)	1,081 (18,122)	-0,352 (4,356)	
<b>NAVARRA</b>	0,240	0,905 (44,423)	0,033 (2,478)	0,005 (6,509)
<b>PAÍS VASCO</b>	-2,240	0,187 (2,039)	0,006 (0,130)	-0,029 (-12,079)
<b>RIOJA, LA</b>	-0,056 (-0,458)	1,089 (44,228)	0,003 (0,113)	

**Nota:** Entre paréntesis figura el estadístico t.

**Fuente:** Elaboración propia.

A partir del cuadro 3 se observa que los coeficientes (elasticidades en el caso de los CLU y los Pimp), en general, presentan el signo esperado y, numéricamente, el coeficiente de los costes laborales unitarios es notablemente mayor que el coeficiente de los precios de

importación. Estos resultados confirman las conclusiones obtenidas por los trabajos que revisamos en el apartado segundo. Además, en varias Comunidades Autónomas parece cumplirse la hipótesis de homogeneidad lineal en precios. En el apartado 5.4 se presenta un contraste formal para dicha hipótesis.

### 5.3. Análisis a corto plazo: modelo de corrección del error

En este apartado se lleva a cabo el análisis a corto plazo. Así, se obtiene un modelo de corrección del error (MCE) que explica la inflación de las regiones españolas por el lado de la oferta. De acuerdo con el teorema de representación de Engle y Granger (1987) si existe una relación de cointegración entre un conjunto de variables se puede estimar un MCE que recoja el comportamiento a corto plazo.

Dada la elección de las variables y elegido el orden del VAR, condicionado a la existencia de un vector de cointegración, el punto de partida es el desarrollo de un modelo autorregresivo de retardos distribuidos de orden cuatro en  $\ln P$ ,  $\ln CLU$  y  $\ln Pimp$ . La forma del MCE sería la siguiente:

$$\Delta \ln P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \lambda_j \Delta \ln CLU_{t-j} + \sum_{l=0}^4 \gamma_l \Delta \ln Pimp_{t-l} + \phi_1 MCE_{t-1} \quad (4.1)$$

$$\Delta \ln CLU_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^4 \delta_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \theta_j \Delta \ln CLU_{t-j} + \sum_{l=0}^4 \rho_l \Delta \ln Pimp_{t-l} + \phi_2 MCE_{t-1} \quad (4.2)$$

$$\Delta \ln Pimp_t = \psi_0 + \sum_{i=1}^4 \psi_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \vartheta_j \Delta \ln CLU_{t-j} + \sum_{l=0}^4 \omega_l \Delta \ln Pimp_{t-l} + \phi_3 MCE_{t-1} \quad (4.3)$$

En el cuadro 4 presentamos los resultados finales de la estimación del MCE de la ecuación (4.1), que es el MCE que nos interesa ya que corresponde a la única ecuación de cointegración que hemos encontrado. El tamaño del coeficiente de ajuste ( $\phi_l$ ) recoge la corrección del desequilibrio de los precios existentes en el momento  $t$  respecto a su nivel de equilibrio. Por ejemplo, para el caso del conjunto de España un 49% de ese desequilibrio se corrige en un año –la velocidad del ajuste es mayor en regiones como Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Extremadura y La Rioja–.

Finalmente, los tests de normalidad de los residuos del MCE detectan ausencia de normalidad para el caso de la Comunidad Valenciana, Navarra y País Vasco. En las dos primeras se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos al 5%, mientras que para el País Vasco se rechaza al 1%.

Cuadro 4. ESTIMACIÓN DE LOS MECANISMOS DE CORRECCIÓN DEL ERROR.

	$\phi$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\lambda_1$	$\gamma_1$	$\alpha_2$	$\lambda_2$	$\gamma_2$	$\alpha_3$	$\lambda_3$	$\gamma_3$	$\alpha_4$	$\lambda_4$	$\gamma_4$
ESPAÑA	-0,489 (-4,842)	0,046 (5,763)	0,264 (2,193)	-0,063 (-0,464)	0,022 (0,897)									
ANDALUCÍA	-0,191 (-2,741)	0,018 (2,479)	0,486 (3,049)	0,125 (0,714)	0,027 (0,837)									
ARAGÓN	-0,233 (3,785)	0,025 (3,539)	0,618 (3,647)	-0,118 (-0,813)	-0,010 (-0,336)									
ASTURIAS	-0,109 (-2,120)		0,332 (1,841)	0,034 (0,356)	0,064 (1,452)	0,145 (0,623)	-0,050 (-0,547)	0,002 (0,090)						
BALEARES	-0,349 (-6,227)		0,041 (0,291)	-0,093 (-1,014)	0,066 (3,090)	-0,006 (-0,049)	-0,221 (-2,608)	0,043 (1,896)						
CANARIAS	-0,379 (-2,684)		0,443 (2,324)	-0,293 (-2,492)	-0,047 (-1,450)	-0,031 (-0,150)	-0,028 (-0,233)	0,038 (1,050)	0,495 (2,635)	-0,144 (-1,368)	-0,110 (-3,27)			
CANTABRIA	-0,616 (-3,193)		0,305 (1,737)	-0,191 (1,479)	-0,004 (-0,149)	0,245 (1,461)	-0,286 (-1,983)	-0,025 (-0,996)						
CASTILLA LA MANCHA	-0,186 (-1,849)		0,290 (1,129)	0,191 (1,479)	0,053 (1,369)	-0,084 (-0,295)	-0,0004 (-0,003)	-0,010 (-0,293)						
CASTILLA Y LEÓN	-0,463 (-2,721)	0,040 (3,140)	0,302 (1,434)	-0,054 (-0,413)	0,045 (1,439)	0,008 (0,046)	-0,104 (-0,854)	-0,017 (-0,597)						
CATALUÑA	-0,018 (-0,494)		0,701 (4,590)	0,176 (1,232)	0,035 (1,249)									
COM. VALENCIANA	-0,159 (-0,753)		0,571 (1,929)	-0,005 (-0,032)	-0,024 (-0,446)	0,320 (0,971)	-0,043 (-0,226)	0,010 (0,202)	0,119 (0,479)	0,004 (0,021)	-0,074 (-1,93)			
EXTREMADURA	-0,659 (-3,908)	0,070 (4,095)	0,081 (0,490)	-0,241 (-1,828)	0,063 (2,440)	-0,197 (-1,135)	-0,095 (-1,033)	0,038 (1,380)						
GALICIA	-0,152 (-2,198)		0,169 (0,870)	0,065 (0,618)	0,059 (1,335)	0,017 (0,171)	0,084 (0,772)	0,051 (1,193)	-0,242 (-1,018)	0,090 (0,876)	-0,066 (-1,952)			
MADRID	-0,148 (-1,957)	0,014 (2,287)	0,690 (4,165)	-0,034 (-0,249)	0,018 (0,589)									
MURCIA	-0,126 (-1,885)		0,4639 (2,0676)	0,112 (0,640)	-0,001 (-0,025)	0,361 (1,555)	-0,161 (-0,895)	0,004 (0,135)						
NAVARRA	-0,545 (-1,143)	0,016 (1,591)	0,455 (1,113)	-0,171 (-0,476)	-0,003 (-0,050)	0,373 (1,0391)	-0,246 (-0,734)	-0,296 (-0,458)	0,339 (1,122)	-0,168 (-0,603)	-0,367 (-1,034)			
PAÍS VASCO	-0,197 (-2,754)	0,030 (3,090)	-0,306 (-1,258)	0,099 (0,964)	0,0293 (0,028)	0,158 (0,673)	0,027 (0,302)	0,021 (0,733)	0,157 (0,645)	0,050 (0,524)	-0,030 (-1,172)	0,116 (0,686)	0,018 (0,179)	-0,053 (-2,276)
RIOJA, LA	-0,553 (-2,419)		0,205 (0,917)	-0,191 (-0,897)	0,053 (1,247)	0,1530 (0,6572)	-0,1831 (-0,9476)	0,0070 (0,1943)	0,155 (0,803)	-0,149 (-0,826)	-0,025 (-0,767)			

Nota: Entre paréntesis figura el estadístico t.

Fuente: Elaboración propia.

#### 5.4. Contrastes de restricciones en los coeficientes

Una vez estimado el modelo procedemos a imponer diferentes restricciones lineales tanto a los coeficientes del vector de cointegración (los  $\beta_i$ ) como a los parámetros de ajuste (los parámetros del MCE). Concretamente hemos contrastado las siguientes restricciones:

1)  $H_1: \beta_1 + \beta_2 = 1$

Es la hipótesis de homogeneidad lineal en precios que asumimos en el apartado segundo.

2)  $H_2: \phi_2 = \phi_3 = 0$

Corresponde a la hipótesis de exogeneidad débil de los costes laborales unitarios y los precios de importación (conjuntamente).

En el cuadro 5 presentamos los resultados de los contrastes para ambas hipótesis.

**Cuadro 5. RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE HIPÓTESIS**

	$H_1$ $\chi^2(K=1)$	$H_2$ $\chi^2(K=2)$
ESPAÑA	3,471	3,069
ANDALUCÍA	8,172*	17,887**
ARAGÓN	3,374	17,095**
ASTURIAS	0,234	8,052*
BALEARES	12,339*	3,698
CANARIAS	5,559*	12,063*
CANTABRIA	8,593*	0,833
CASTILLA LA MANCHA	0,700	2,026
CASTILLA Y LEÓN	2,545	9,457*
CATALUÑA	3,800	19,571**
COM. VALENCIANA	0,969	3,000*
EXTREMADURA	8,214*	1,071
GALICIA	0,086	7,782*
MADRID	4,642*	13,637**
MURCIA	0,129	0,310
NAVARRA	13,096*	12,702*
PAÍS VASCO	2,381	14,602**
RIOJA, LA	5,698*	4,861

**Nota:** \* indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significatividad.

\*\* indica rechazo de la hipótesis nula al 1% de significatividad.

**Fuente:** Elaboración propia.

Del cuadro 5 podemos extraer las siguientes conclusiones:

1) La hipótesis de homogeneidad lineal en precios no se rechaza para España (en su conjunto), Aragón, Asturias, Castilla La Mancha, Castilla y León, Cataluña, Galicia, Murcia, País Vasco y Comunidad Valenciana.

2) La hipótesis de exogeneidad débil de los costes laborales unitarios y de los precios de importación no puede rechazarse para España, Baleares, Cantabria, Castilla La Mancha, Extremadura, Murcia y La Rioja.

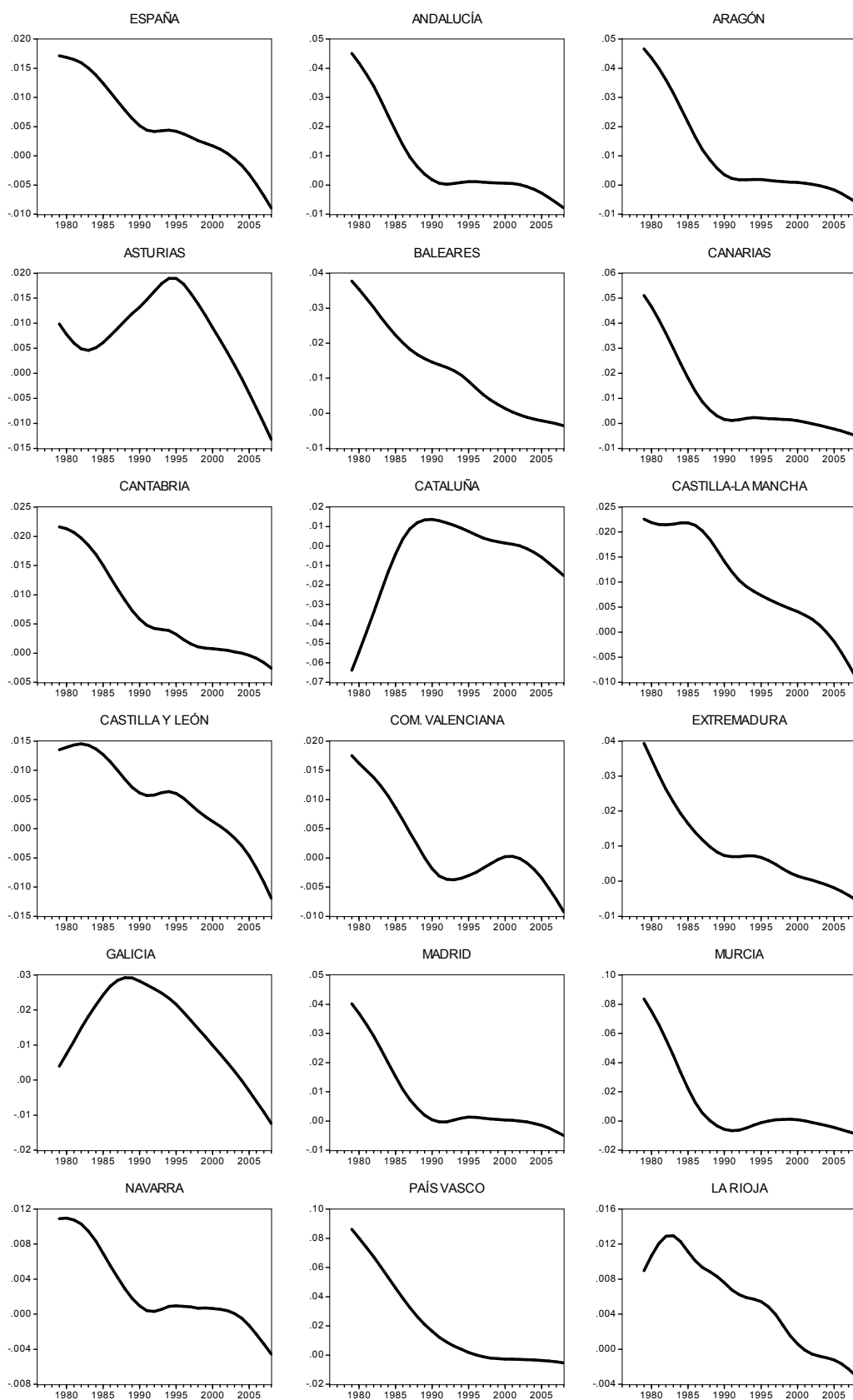
### **5.5. Estimación de los márgenes**

A partir de la expresión 3 (incorporando en la misma los parámetros estimados y recogidos en el cuadro 3) se puede obtener directamente el margen, para cada región, como un residuo. En la figura 1 representamos la tasa de crecimiento (anual) de dichos márgenes. Además, para apreciar con más nitidez si presentan una tendencia creciente o decreciente, aplicamos a dichas series el filtro de Hodrick-Prescott.

En dichas gráficas puede observarse claramente que la tasa de crecimiento de los márgenes presenta una tendencia decreciente en el periodo considerado, excepto para Asturias, Cataluña y Galicia. No obstante, para estas tres regiones, a partir de la década de los noventa, también los márgenes muestran una tendencia decreciente.

Además, como señalamos en el apartado 2, es interesante analizar la evolución cíclica de dichos márgenes (datos brutos). En el cuadro 6 se presentan las correlaciones de la tasa de crecimiento de los márgenes con el *output gap* nacional y el *output gap* propio de cada región.

FIGURA 1. TASA DE CRECIMIENTO DE LOS MÁRGENES





**Cuadro 6. CORRELACIONES DE PEARSON ENTRE LOS MÁRGENES  
Y EL OUTPUT GAP**

	<b>O.GAP_PROPIA REGIÓN</b>	<b>O.GAP_ESPAÑA</b>
<b>ESPAÑA</b>		-0,460*
<b>ANDALUCÍA</b>	-0,402*	-0,413*
<b>ARAGÓN</b>	-0,365*	-0,440*
<b>ASTURIAS</b>	-0,164	-0,137
<b>BALEARES</b>	-0,154	-0,284
<b>CANARIAS</b>	-0,033	-0,350
<b>CANTABRIA</b>	-0,226	-0,325
<b>CASTILLA LA MANCHA</b>	-0,242	-0,283
<b>CASTILLA Y LEÓN</b>	-0,265	-0,470**
<b>CATALUÑA</b>	-0,008	0,041
<b>COM. VALENCIANA</b>	-0,272	-0,333
<b>EXTREMADURA</b>	-0,160	-0,336
<b>GALICIA</b>	-0,121	-0,146
<b>MADRID</b>	-0,436*	-0,435*
<b>MURCIA</b>	-0,332	-0,241
<b>NAVARRA</b>	-0,342	-0,283
<b>PAÍS VASCO</b>	-0,572**	-0,427*
<b>RIOJA, LA</b>	-0,009	-0,070

**Nota:** (\*) y (\*\*) indican que la correlación es significativa al 5% y al 1%, respectivamente.

**Fuente:** Elaboración propia.

El cuadro 6 sugiere el rechazo de un comportamiento procíclico de los márgenes, ya que la correlación es negativa en todas las regiones, aunque no significativa en la mayoría de ellas. Este resultado es coherente con el encontrado para otras economías. Por ejemplo, Rotemberg y Woodford (1991) para el caso de los EE.UU apuntan hacia un patrón contracíclico, mientras que Estrada y López-Salido (2005) para la economía española encuentran márgenes procíclicos en la industria y contracíclicos en el sector servicios, que, en nuestro caso y para algunas regiones, se podrían estar compensando.

## 6. Conclusiones

En este trabajo se ha estimado el modelo del *mark-up* para las regiones españolas, desde una perspectiva a largo plazo. Este modelo explica satisfactoriamente el comportamiento de la inflación en España y la mayoría de sus regiones, siendo los costes laborales unitarios la variable más relevante en la explicación de los precios internos.

Los resultados econométricos señalan que los desequilibrios de la inflación respecto a sus valores de equilibrio se corrigen de forma relativamente rápida, sobre todo en algunas Comunidades Autónomas como Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Extremadura y La Rioja.

Por otro lado, hemos computado la tasa de variación de los márgenes regionales. Se observa un decrecimiento de los mismos para todas las regiones a partir de la década de los noventa. La teoría económica es ambigua respecto al signo de la correlación entre los márgenes y el ciclo económico. Finalmente, estamos ante una cuestión empírica. Los primeros resultados de nuestra investigación nos llevan a rechazar un patrón procíclico de los márgenes.

Una posible extensión de este trabajo sería estimar el modelo de forma más desagregada, considerando los distintos sectores (agricultura, energía, industria, construcción, servicios de mercado y servicios de no mercado) para cada región.

### Referencias bibliográficas

- Brouwer, G. y Ericsson, N.R. (1998): “Modeling Inflation in Australia”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), pp. 433-449.
- de la Fuente (2009a): “Series Enlazadas de Algunos Agregados Económicos Regionales, 1955-2007. Versión 1.1.”, Fedea, Colección Estudios Económicos, 01-2009.
- de la Fuente (2009b): “Series Enlazadas de Algunos Agregados Económicos Nacionales y Regionales, 1955-2007. Versión 2.1.”, Fedea, Colección Estudios Económicos, 09-2009.
- de la Fuente (2010): “Series Enlazadas de Algunos Agregados Económicos y Demográficos Regionales, 1955-2009 (RegDat versión 2.3)”, Fedea, Colección Estudios Económicos, 12-2010.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Eickmeier, S. y Moll, K. (2009): “The Global Dimension of Inflation – Evidence from Factor-Augmented Phillips Curves”, Working Paper, nº 1011, European Central Bank.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Estrada, A. y López-Salido, J.D. (2005): “Sectoral Mark-up Dynamics in Spain”, DT Nº 0603, Banco de España.
- Franz, W. y Gordon, R.J. (1993): “German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes”, *European Economic Review*, 37, pp. 719-762.
- Johansen, S. (1988): “Statistical Analysis of Cointegrated Vectors”, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, pp. 231-244.
- Johansen, S. (1992): “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in a Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, pp. 1551-1581.
- Kimball, M.S. (1995): “The Quantitative Analytics of the Basic Neomonetarist Model”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, pp. 1241-1277.
- López-Salido, J.D. y Velilla, P. (2002): “La Dinámica de los Márgenes en España: Una Primera Aproximación con Datos Agregados”, *Investigaciones Económicas*, 26(1), pp. 59-85.
- Lubik, T.A y Teo, W.L. (2010): “Inventories, Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve”, The Federal Reserve Bank of Richmond, WP 10-01.

- Macallan, C. y Parker, M. (2008): “How Do Mark-ups Vary with Demand?”, *Bank of England, Quarterly Bulletin*, 48(2), pp. 167-173.
- Mas, M y Robledo, J.C. (2010): *Productividad. Una Perspectiva Internacional y Sectorial*, Fundación BBVA, Bilbao.
- Martin, C. (1997): “Price Formation in an Open Economy: Theory and Evidence for the United Kingdom, 1951-1991”, *The Economic Journal*, 107, pp. 1391-1404.
- Meneu, R. (2007): “Convergencia Regional en Renta y Bienestar en España”, FUNCAS, DT N° 354/2007.
- Morales, A. (2004): “La Inflación en la Zona Euro: Un Análisis desde el Lado de la Oferta”, *Información Comercial Española*, 817, pp. 131-141.
- OCDE (2008): *OECD Compendium of Productivity Indicators 2008*, París.
- Pantula, S.G. (1989): “Testing for Unit Roots in Time Series Data”, *Econometric Theory*, 5, pp. 256-271.
- Pérez-Infante, J.I. (2006): *Las Estadísticas del Mercado de Trabajo en España*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.
- Phelps, E.S. y Winter, S. (1970): “Optimal Price Policy under Atomistic Competition”, en Phelps, E.S. (ed.): *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York, Norton, pp. 309-337.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): “Testing for a Unit Root in Time Series Regresión”, *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Rotemberg, J.J. y Woodford, M. (1991): “Mark-ups and the Business Cycle”, *NBER Macroeconomics Annual*, 6, pp. 63-140.
- Rotemberg, J.J. y Woodford, M. (1992): “Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity”, *Journal of Political Economy*, 100(6), pp. 1153-1207.
- Vizek, M. y Broz, T. (2009): “Modelling Inflation in Croatia”, *Emerging Markets Finance & Trade*, 45(6), pp. 87-98.
- Welfe, A. (2000): “Modelling Inflation in Poland”, *Economic Modelling*, 17, pp. 375-385.

## ANEXO I. El coste laboral unitario: concepto y medición estadística.

El coste laboral unitario es un indicador del coste medio del trabajo utilizado en la obtención de una unidad de la producción en la economía. Por tanto el CLU mide los costes asociados al empleo del factor trabajo ajustados por los avances en productividad. Los CLU (en términos nominales) los calculamos mediante el siguiente cociente:

$$CLU = \frac{CLM}{PMT} \quad (5)$$

En el numerador el coste laboral medio, en términos nominales (CLM), se calcula como la suma de las compensaciones a los asalariados, más las cotizaciones sociales, menos los subsidios al uso del trabajo, dividido por el número de asalariados.

En el denominador la productividad media del trabajo, en términos reales<sup>12</sup> (PMT), se calcula como el PIB real o en precios constantes dividido por el empleo total.

Para eliminar la incidencia de la inflación, puede utilizarse el coste laboral unitario real (CLUR), que será el cociente entre el CLU y un índice de precios (deflactor del VAB):

$$CLUR = \frac{CLU}{P} \quad (6)$$

En nuestro trabajo, al estar interesados en la presión que ejercen los costes laborales sobre los precios, utilizamos los CLU en términos nominales -esta es la opción seguida por OCDE (2008) y por Mas y Robledo (2010)-.

A continuación recogemos el cociente a partir del cual hemos computado los CLU, utilizando la base de datos enlazada por de la Fuente:

$$CLU = \frac{\frac{R.A.}{E.A.}}{\frac{VABr}{E.T.}} \quad (7)$$

es decir, computamos el CLM como el cociente entre la remuneración de asalariados (o masa salarial) y el número de puestos de trabajo de asalariados. Por otro lado, la PMT la calculamos como el cociente entre el VAB (a precios constantes) y el empleo total (puestos de trabajo). El resultado de la expresión (7), el CLU, sería el coste laboral por unidad de valor añadido real.

---

<sup>12</sup> En este caso como el punto de vista que interesa es el de los empresarios, el índice de precios utilizado para deflactor es uno relacionado con el precio de producción, como el deflactor del VAB –véase Pérez-Infante (2006).

**ANEXO II.- CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS DE DICKEY-FULLER AUMENTADO**

	CLU		IPC		Pimp	
	<i>Nivel</i>	<i>1º diferencia</i>	<i>Nivel</i>	<i>1º diferencia</i>	<i>Nivel</i>	<i>1º diferencia</i>
ESPAÑA	1,39	-2,99**	1,23	-6,79**	0,82	-3,00**
ANDALUCÍA	1,36	-3,06**	0,36	-2,17*		
ARAGÓN	1,35	-2,81**	0,40	-2,04*		
ASTURIAS	1,56	-2,96**	1,62	-4,45**		
BALEARES	1,58	-2,62**	0,90	-2,42*		
CANARIAS	1,47	-2,52**	0,48	-4,19**		
CANTABRIA	1,48	-2,58**	1,14	-3,79**		
CASTILLA LA MANCHA	1,11	-3,19**	0,70	-3,02**		
CASTILLA Y LEÓN	1,39	-2,79**	0,69	-2,96**		
CATALUÑA	1,30	-2,83**	0,66	-2,65**		
COM. VALENCIANA	1,17	-3,17**	0,73	-3,17**		
EXTREMADURA	1,53	-3,49**	1,05	-4,01**		
GALICIA	1,27	-3,40**	1,01	-2,58*		
MADRID	1,17	-2,65**	0,83	-3,52**		
MURCIA	1,67	-2,83**	0,79	-2,83**		
NAVARRA	0,90	-3,12**	1,22	-3,84**		
PAÍS VASCO	0,89	-3,33**	0,49	-3,02**		
RIOJA, LA	1,18	-3,16**	2,32	-1,96*		

NOTAS: (\*) Se rechaza la hipótesis nula al 5%

(\*\*) Se rechaza la hipótesis nula al 1%

(1) Se ha utilizado el criterio de información de Schwarz para la selección de los retardos

(2) Los resultados obtenidos con el test de Phillips-Perron corroboran los resultados aquí presentados.

FUENTE: Elaboración propia.