



El Centro de Estudios Andaluces es una entidad de carácter científico y cultural, sin ánimo de lucro, adscrita a la Consejería de la Presidencia de la Junta de Andalucía.

El objetivo esencial de esta institución es fomentar cuantitativa y cualitativamente una línea de estudios e investigaciones científicas que contribuyan a un más preciso y detallado conocimiento de Andalucía, y difundir sus resultados a través de varias líneas estratégicas.

El Centro de Estudios Andaluces desea generar un marco estable de relaciones con la comunidad científica e intelectual y con movimientos culturales en Andalucía desde el que crear verdaderos canales de comunicación para dar cobertura a las inquietudes intelectuales y culturales.

**Las opiniones publicadas por los autores en esta colección son de su exclusiva responsabilidad**

© 2011. Fundación Centro de Estudios Andaluces. Consejería de Presidencia. Junta de Andalucía  
© Autores

Ejemplar gratuito. Prohibida su venta.

---



E2011/07

## PRECIOS, COSTES LABORALES UNITARIOS Y MÁRGENES: ¿CUÁL ES EL ORDEN DE LA CAUSALIDAD?\*

Francisco Gómez García\*\*

M<sup>a</sup> Ángeles Caraballo Pou

Eva M<sup>a</sup> Buitrago Esquinas

### Resumen:

El objetivo de este texto es analizar, desde una perspectiva macroeconómica, los elementos determinantes de la competitividad-precio de los distintos sectores productivos en España y Andalucía en el periodo 2000.I-2010.IV. Para ello, partimos de un modelo en el que los precios se definen como un margen sobre los costes laborales unitarios y los precios de importación. En este marco teórico, estimamos los márgenes para los distintos sectores y estudiamos su relación con el ciclo económico. Asimismo, planteamos un análisis del orden de la causalidad entre las variables implicadas. Los resultados sugieren que: 1) Los costes laborales unitarios juegan un papel determinante en el proceso de formación de los precios en la mayoría de los sectores. 2) La evolución de los márgenes presenta diferencias entre los sectores. 3) Hay evidencia de que los márgenes son acíclicos excepto en el sector de la energía, tanto para España como Andalucía, y en el sector de servicios de no mercado para Andalucía en los que se aprecia una tendencia procíclica. 4) Los costes laborales unitarios son débilmente exógenos en todos los sectores, excepto para la energía y la industria en España, uniéndose el sector de servicios de mercado para Andalucía.

Palabras clave: **Precios, costes laborales unitarios, márgenes, cointegración, causalidad.**

Clasificación JEL: **E30, E31.**

\* 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 (PRY070/10). Agradecemos la excelente asistencia de investigación por parte de Isabel Guillén.

\*\* E-mail de contacto: fgomez@us.es



**Abstract:**

The goal of this paper is the sectorial analysis of competitiveness in Spain and Andalusia between 2000.I and 2010.IV from a macroeconomic point of view. Our starting point is a model where prices are a markup over unit labour costs and import prices. Within this theoretical framework, sectorial markups are estimated and their relationship with the economic cycle is analysed. Moreover, we carry out a causality analysis between prices and unit labour costs. Our results suggest that: 1) Unit labour costs play a key role in order to explain the behaviour of prices. 2) The performance of mark-ups shows differences across sectors. 3) Markups seem to be acyclical except for energy in Spain and for energy and non-market services in Andalusia. In such cases, mark-ups appear to be procyclical. 4) Unit labour costs are weakly exogenous in all sectors except for energy and industry both for Spain and Andalusia and for non-market services in Andalusia.

**Keywords:** prices, unit labour costs, markups, cointegration, causality.

---

\* 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 (PRY070/10). Agradecemos la excelente asistencia de investigación por parte de Isabel Guillén.

\*\* E-mail de contacto: fgomez@us.es

## 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. De hecho, en 1999 la renta per cápita española suponía un 67,75% respecto a la de los países de la Unión Económica y Monetaria, pasando a ser el 83,92% en 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 primer trimestre de 2011 fue del 29,68% y 28,52% respectivamente. Estos datos contrastan con tasas de desempleo para el mismo periodo del 11,61% en el País Vasco y del 13,4% 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 puedan contribuir a explicar dichas diferencias regionales, en esta investigación planteamos un análisis macroeconómico de los elementos determinantes de la competitividad-precio en España y Andalucía –la región española con mayor tasa de paro en las últimas décadas- 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, en este trabajo nos planteamos su estimación mediante la aplicación de diversas técnicas econométricas. Estimamos el modelo de forma agregada tanto para España como para Andalucía, así como de forma más desagregada considerando los sectores productivos para los que se dispone de información: agricultura, energía, industria, construcción, servicios de mercado y servicios de no mercado. Posteriormente, analizamos la relación entre los márgenes y el ciclo económico tanto de la economía en su conjunto como de cada sector.

Asimismo, también planteamos en este trabajo el orden de la causalidad entre las variables implicadas. Como es bien conocido, el modelo del *mark-up* explica el proceso de formación de los precios a partir de la evolución de los CLU, aceptando, por tanto, que los precios constituyen la variable endógena. En nuestro trabajo pretendemos estudiar la conveniencia de mantener este supuesto tanto en el largo como en el corto plazo.

El cálculo de los costes laborales unitarios se ha realizado utilizando datos trimestrales para el periodo 2000(I)-2010(IV). Consideramos que es un periodo muestral que cubre tanto la expansión que se inicia a mediados de los 90, como la recesión que se inicia a partir de 2008. Las fuentes utilizadas han sido la Contabilidad Nacional Trimestral para España, y la Contabilidad Regional Trimestral para Andalucía.

El presente trabajo se estructura en seis apartados. En el segundo apartado exponemos el modelo teórico que sirve de base para estimar los márgenes. En el tercer apartado se presenta la base de datos y las variables utilizadas en el análisis econométrico posterior. En el apartado cuarto se implementa el análisis econométrico, a partir del análisis de integración y cointegración de las variables implicadas. En el apartado quinto se plantea un contraste de causalidad en el sentido de Granger para los precios y los costes laborales unitarios. 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 los sectores productivos españoles y andaluces, 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 ( $Pimp$ )<sup>3</sup>. 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 cuarto apartado explicitaremos la metodología econométrica que emplearemos para 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

<sup>3</sup> De forma general, hemos utilizado los precios de importación (IVU) aunque, en determinados, casos hemos considerado más conveniente utilizar el precio de algún producto de importación concreto, como, por ejemplo, el petróleo.

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.). Uno de los trabajos de referencia en este ámbito, con una gran repercusión en la literatura macroeconómica, es el de Brouwer y Ericsson (1998).

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-.

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 determinar qué variable responde más rápido a un cambio en el exceso de demanda agregada, si los precios o los costes marginales<sup>4</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 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 sectorial español y andaluz.

---

<sup>4</sup> Bajo determinadas circunstancias los costes marginales (nominales) pueden ser aproximados por los costes laborales unitarios.

### 3. Datos y variables

La estimación del modelo propuesto requiere disponer de información relativa a las siguientes variables: costes laborales unitarios (CLU), VAB real y output gap, índice general de precios e índice de precios de las importaciones. Además, para el logro de los objetivos del presente trabajo es necesario disponer de información desagregada regional y sectorialmente.

El primer año para el que se dispone de series trimestrales homogéneas de todas las variables señaladas con desagregación sectorial y regional es 2000. A continuación se recogen las fuentes utilizadas y las limitaciones metodológicas encontradas para cada una de las variables.

- **Coste Laboral Unitario (CLU).**

La construcción de la variable CLU (cociente entre la remuneración por asalariado y la productividad) requiere disponer de información homogénea referente a cuatro indicadores. Para la construcción del numerador: 1) un indicador de los ingresos totales obtenidos por los asalariados (a precios corrientes) y 2) un indicador de la fuerza laboral asalariada. Para la construcción del denominador: 3) un indicador de la producción a precios constantes y 4) un indicador del empleo total.

Las estadísticas nacionales y regionales españolas nos permiten disponer de estos indicadores con frecuencia trimestral desde distintas fuentes: Contabilidad Nacional Trimestral, Contabilidad Regional Trimestral, Encuesta Trimestral de Costes Laborales, Encuesta de Población Activa. Para evitar posibles problemas metodológicos es recomendable, en la medida de lo posible, utilizar la misma fuente para la estimación de los cuatro indicadores.

Las únicas fuentes que lo permiten son la Contabilidad Nacional y Regional (INE): los ingresos totales de los asalariados se pueden obtener directamente de la variable *remuneración total de los asalariados* de las series de producción vía ingresos (PIB pm. Rentas); la producción en términos reales (tanto el *VABpb* como el *PIBpm*) se puede calcular a partir de las series de producción vía oferta en datos corrientes y de los índices encadenados de volumen (PIB pm. Oferta); los datos de fuerza laboral asalariada y total se obtienen de las series de empleo de la Contabilidad Nacional (*total de asalariados* y *total de ocupados*). La Contabilidad Nacional ofrece los datos de empleo en: horas trabajadas, número de personas, número de puestos de trabajo y número de puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo.

Para los datos agregados de España el INE publica series trimestrales homogéneas (con base contable 2000) de las cuatro variables señaladas desde el 1º trimestre de 1995 hasta el 4º trimestre de 2010 y desagregadas en seis sectores productivos (agricultura, energía, industria, construcción, servicios de mercado y servicios de no mercado).

Para la desagregación en CCAA, la Contabilidad Regional elaborada por el INE únicamente ofrece datos anuales, por lo que optamos por elaborar las series a partir de la información ofrecida por la propia CCAA. Así, para la construcción del CLU de Andalucía



utilizamos la información de la Contabilidad Trimestral de Andalucía publicada por el Instituto Andaluz de Estadística (IAE). En este sentido, el IAE publica series homogéneas para las cuatro variables implicadas en el cálculo del CLU desagregadas en los mismos seis sectores productivos: remuneración total de asalariados, producción (PIB pm y VAB pb), asalariados y empleo total. En este caso, los datos de empleo de la Contabilidad Trimestral de Andalucía únicamente recogen el número de puestos de trabajo.

Una vez realizados los cálculos del CLU con los distintos indicadores de empleo y producción, se construyen índices para analizar su evolución. No se observan diferencias significativas; lo que avala la decisión de utilizar las variables de empleo expresadas en número de puestos de trabajo dado que es el único indicador que publica el IAE para Andalucía<sup>5</sup>. Por otro lado, optamos por la utilización del VAB como indicador de la producción. El VAB está calculado a precios básicos y el PIB a precios de mercado. Por ello, consideramos más adecuado el VAB para los objetivos del proyecto dado que, al no incluir el valor de los impuestos, no incrementa artificialmente la productividad.

Por lo tanto, la formulación que hemos utilizado en este caso para el cálculo del CLU ha sido:

$$CLU = \frac{\frac{\text{Remuneración total asalariados}}{\text{Nº puestos de trabajo de asalariados}}}{\frac{\text{VAB real}}{\text{Nº puestos de trabajo de ocupados}}}$$

Se han utilizado datos ajustados de estacionalidad y calendario.

- **VAB real y Output gap.**

El cálculo del VAB real para España y Andalucía se ha realizado a partir de los datos de la Contabilidad Nacional Trimestral (INE) y de la Contabilidad Trimestral de Andalucía (CTA) respectivamente. Estas fuentes nos ofrecen, para la base contable 2000, series completas y homogéneas desde el 1º trimestre de 1995<sup>6</sup>. A partir de las series de *PIBpm (oferta)* a precios corrientes y de los índices encadenados de volumen correspondientes, se han calculado las series del VAB a precios constantes de 1995. Para ello, tomando como año base el año 1995, se han realizado los siguientes cálculos:

$$VAB_{cte t} = VAB_{corr1995} * IVE_t / IVE_{1995} \quad (3)$$

$$VAB_{cte t} = \text{VAB del año } t \text{ a precios constantes de 1995}$$

<sup>5</sup> El SEC 95 recomienda utilizar el número de horas trabajadas para el cálculo de la productividad de una economía. No obstante, dado que no se han apreciado diferencias significativas y que para Andalucía únicamente se publican los datos en número de puestos de trabajo, utilizaremos esta última variable.

<sup>6</sup> El propio INE enlaza las series elaboradas originariamente con base contable 1995 (series de 1995 a 2004) con las series elaboradas con la base contable 2000.

$VAB_{corr1995}$  = VAB corriente del año base (1995)

$IVE_t$  = Índice de volumen encadenado t

$IVE_{1995}$  = Índice de volumen encadenado año base (1995)

Las series de *PIBpm (oferta)* tanto de la Contabilidad Nacional Trimestral como de la Contabilidad Trimestral de Andalucía ofrecen información del VAB desagregado en 6 sectores. Siguiendo el mismo procedimiento especificado anteriormente, se han calculado las series del deflactor del VAB para cada uno de los sectores.

El output gap se obtiene como la diferencia entre el valor actual del VAB y su tendencia. La tendencia se ha calculado con la técnica habitual del filtro de Hodrick-Prescott.

- **Deflactor del VAB.**

Como índice de precios generales de la economía, hemos escogido el Deflactor del VAB principalmente por dos motivos. Por un lado, por poder calcularlo a partir de las mismas fuentes estadísticas que hemos empleado para tanto para el cálculo de las series de CLU como para las series de VAB real (Contabilidad Nacional Trimestral y Contabilidad Trimestral de Andalucía). Por otro lado, por ofrecer un enfoque de oferta que permite una desagregación sectorial idéntica a la considerada para el cálculo del resto de variables implicadas en el modelo.

De este modo, el deflactor del VAB se ha calculado como el cociente entre el VAB a precios corrientes, obtenido directamente de las series de la Contabilidad Nacional y Regional, y el VAB a precios constantes de 1995 obtenido del VAB corriente y de los índices encadenados de volumen.

- **Índice de precios de las importaciones.**

Inicialmente, estimamos el modelo (2) para todos los sectores aproximando los precios de importación por los Índices de Valor Unitario de Importación (IVUs), elaborados trimestralmente por la Subdirección General de Análisis Macroeconómico (SGAM) del Ministerio de Economía y Hacienda (MEH). El MEH no desagrega esta información por CCAA, no obstante, para el caso de Andalucía, disponemos de IVU para las importaciones publicado por el Instituto de Estadística de Andalucía y elaborado por la Agencia Andaluza de Promoción Exterior. Este IVU se elabora desde el año 2000 y sólo con frecuencia mensual. Al no disponer de datos trimestrales, se ha optado por utilizar los datos correspondientes al último mes de cada trimestre (3º, 6º, 9º y 12º).

Con posterioridad, para comprobar la robustez de los resultados, se estimó el modelo utilizando otros precios de importación: 1) para el total de la economía, los precios del petróleo; 2) para la agricultura, el IVU de la agricultura, ganadería, caza y selvicultura; 3) para la construcción, sustituimos los precios de importación por el Índice de Costes de Materiales de la Construcción; 4) para el sector de la energía, el IVU general; 5) para la industria, el IVU no energético; 6) para los

servicios de mercado, los precios del petróleo y 7) para los servicios de no mercado, el IVU de manufacturas diversas (para el caso de Andalucía, en este sector, no se incluye ningún precio de importación). Todos estos índices se han obtenido del Ministerio de Economía y Hacienda. Finalmente, hemos optado por presentar en este trabajo los resultados de este segundo conjunto de estimaciones.

#### **4. Integración y cointegración**

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

##### **4.1. Integración**

En primer lugar, se ha procedido a determinar el orden de integración de las variables aplicando los tests de raíces unitarias de: Dickey-Fuller aumentado (1981), ADF; de Phillips y Perron (1988), PP; y de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), KPSS. En el anexo I se recogen todos los contrastes para las distintas variables y sectores productivos españoles y andaluces, que nos permiten aceptar que las variables que vamos a emplear son  $I(1)$ <sup>7</sup>.

##### **4.2. 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 variable y sector analizado.

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>8</sup>.

---

<sup>7</sup> En concreto, en el caso de España, los tests ADF y PP corroboran que todas las variables son  $I(1)$ , excepto el deflactor del VAB para el total de la economía y para el sector de la construcción, que son  $I(2)$  y el CLU para el total de la economía, para el que el test ADF indica que es una variable  $I(2)$  mientras que el PP concluye que es  $I(1)$ . El test KPSS no arroja unos resultados tan claros. Para el caso de Andalucía, los tests ADF, PP y KPSS también corroboran que todas las variables son  $I(1)$ , excepto el deflactor del VAB para la construcción y los servicios de mercado que son  $I(2)$  según el test ADF y el CLU de los servicios de no mercado que, para el test ADF, también sería  $I(2)$ .

<sup>8</sup> Este principio también se ha utilizado para decidir sobre la oportunidad de introducir la tendencia determinística en el test.

**Cuadro 1. CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN. ESPAÑA**

ESTADÍSTICOS	TRAZA			VALOR PROPIO MÁXIMO			
	RANGO (r)	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
TOTAL		39,392*	19,139	5,768	20,253	13,370	5,768
AGRICULTURA		24,902	11,057	3,205	13,845	7,851	3,205
ENERGÍA		44,793*	19,925	6,786	24,868*	13,138	6,786
INDUSTRIA		42,274*	19,198	3,710	23,076*	15,487	3,710
CONSTRUCCIÓN		34,937*	15,042	0,686	19,984	14,355	0,686
SERVICIOS DE NO MERCADO		35,192*	20,261	9,164	22,299*	15,892	9,164
SERVICIOS DE MERCADO		48,183*	24,333*	8,921	23,850*	15,412	8,921

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

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

ESTADÍSTICOS	TRAZA			VALOR PROPIO MÁXIMO			
	RANGO (r)	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
TOTAL		53,793*	19,580	3,782	34,193*	15,798	3,782
AGRICULTURA		24,472	10,772	2,196	13,700	8,575	2,196
ENERGÍA		42,941*	19,416	4,939	23,524*	14,477	4,939
INDUSTRIA		61,789*	19,160	3,896	42,629*	15,263	3,896
CONSTRUCCIÓN		35,262*	9,892	0,022	25,369*	9,870	0,022
SERVICIOS DE NO MERCADO		27,991*	9,778		23,213*	4,778	
SERVICIOS DE MERCADO		36,229*	19,714	8,867	16,514	10,847	8,867

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

En los cuadros 1 y 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 de la traza rechaza al 5% de significatividad la hipótesis nula de ausencia de cointegración para todos los sectores considerados, con la excepción del caso de la agricultura. Finalmente, para todos los sectores, con la excepción señalada, se acepta la existencia de una relación de cointegración<sup>9</sup>.

El vector de cointegración para cada sector  $i$  sería<sup>10</sup>:

$$\ln P_i = \beta_0 + \beta_1 \ln CLU + \beta_2 \ln Pimp \quad (4)$$

<sup>9</sup> Para el caso de los servicios de mercado en España, según el contraste de la traza se aceptan dos relaciones de cointegración, pero según el contraste del valor propio máximo también se acepta un solo vector de cointegración al citado nivel de significación.

<sup>10</sup> Obviamente, este vector no se puede estimar para el sector de la agricultura

**Cuadro 3. VECTORES DE COINTEGRACIÓN PARA LOS PRECIOS SECTORIALES. ESPAÑA.**

ESPAÑA	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$
<b>TOTAL</b>	1,186 (2,293)	0,788 (5,542)	0,049 (1,942)
<b>ENERGÍA</b>	-0,309 (-0,278)	1,794 (11,224)	-0,220 (-0,767)
<b>INDUSTRIA</b>	0,078 (0,136)	1,064 (33,179)	0,008 (0,073)
<b>CONSTRUCCIÓN</b>	3,877	0,365 (1,318)	1,572 (4,481)
<b>SERVICIOS DE NO MERCADO</b>	-1,252 (-3,733)	1,072 (60,597)	0,222 (3,379)
<b>SERVICIOS DE MERCADO</b>	-0,625 (-4,047)	1,272 (30,654)	0,004 (0,781)

Nota: Entre paréntesis figura el estadístico t.

**Cuadro 4. VECTORES DE COINTEGRACIÓN PARA LOS PRECIOS SECTORIALES. ANDALUCÍA**

ANDALUCÍA	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$
<b>TOTAL</b>	0,411 (1,535)	1,003 (13,456)	0,011 (0,816)
<b>ENERGÍA</b>	2,726 (17,085)	0,437 (5,080)	0,108 (1,530)
<b>INDUSTRIA</b>	1,128 (0,859)	1,071 (20,453)	-0,244 (-0,836)
<b>CONSTRUCCIÓN</b>		0,281 (1,456)	0,800 (4,188)
<b>SERVICIOS DE NO MERCADO</b>	-0,146 (-0,603)	1,050 (21,220)	
<b>SERVICIOS DE MERCADO</b>	1,413 (3,025)	0,771 (5,834)	0,037 (1,470)

Nota: Entre paréntesis figura el estadístico t.

En los cuadros 3 y 4 presentamos los vectores de cointegración estimados para dichos sectores (coeficientes a largo plazo en la relación entre las variables del modelo del *mark-up*). A partir de dichos cuadros se observa que los coeficientes (elasticidades en el caso de los CLU y los Pimp), en general, presentan el signo esperado: el signo es positivo dado que cabe esperar que exista una relación directa entre los CLU y el precio, y entre los precios de las importaciones y el precio. Por otro lado, numéricamente, el coeficiente de los costes laborales unitarios ( $\beta_1$ ) es notablemente mayor que el coeficiente de Pimp ( $\beta_2$ ), lo que refleja la mayor repercusión de los CLU en la formación de los precios totales. Estos resultados confirman las conclusiones obtenidas por los trabajos que revisamos en el apartado segundo. Sin embargo, hay que destacar la excepción que supone el sector de la construcción (tanto en España como en Andalucía), donde el coeficiente del Índice de Costes de los Materiales de la Construcción es significativamente superior al coeficiente de los costes laborales unitarios.

#### 4.3. Estimación de los márgenes

A partir de la expresión 4 (incorporando en la misma los parámetros estimados y recogidos en los cuadros 3 y 4) se puede obtener directamente el margen, para cada región, como un

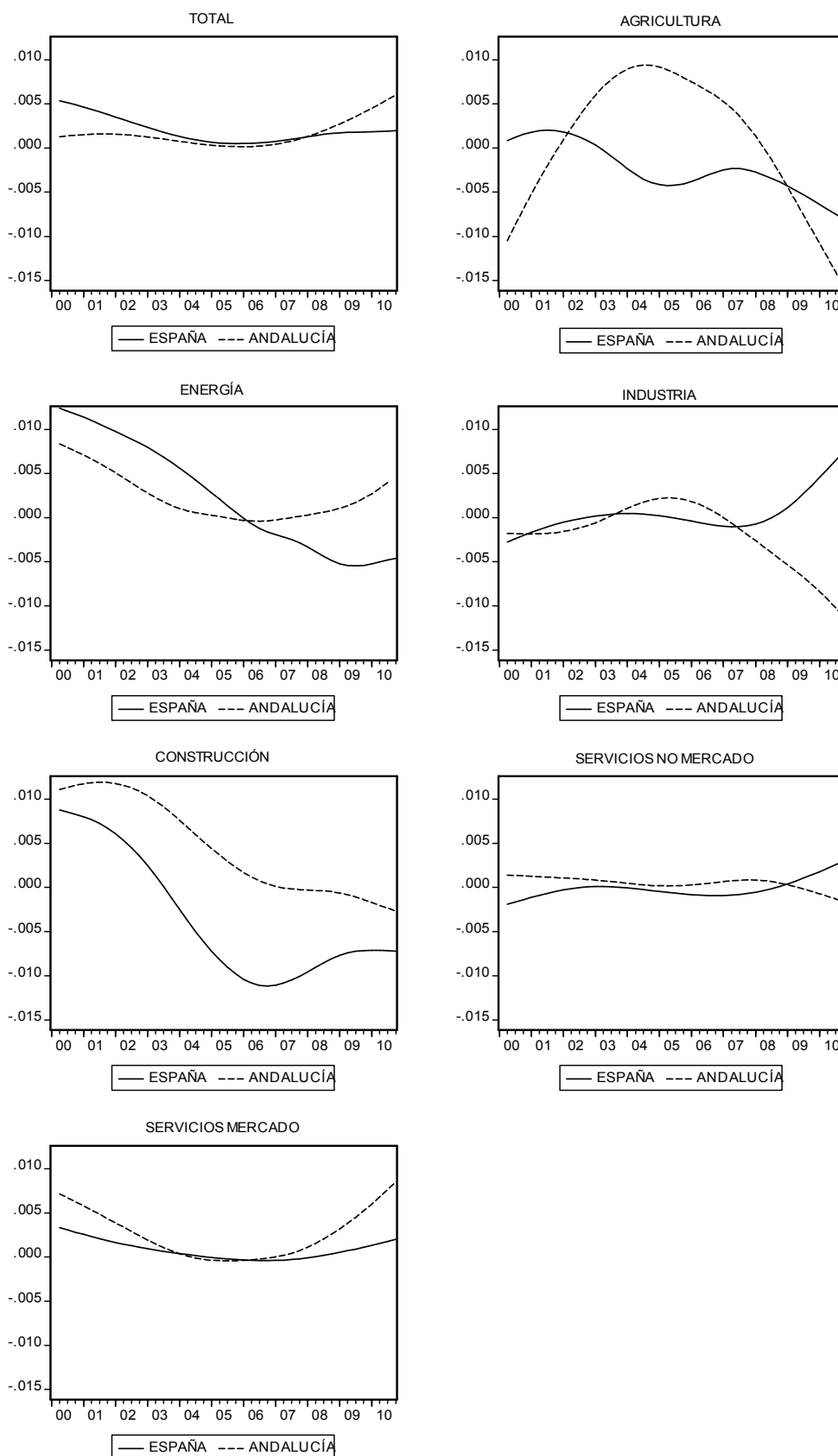
residuo. En el gráfico 1 representamos la tasa de crecimiento intertrimestral de dichos márgenes. Además, para apreciar con más nitidez si presentan una tendencia creciente o decreciente, aplicamos a dichas series el filtro de Hodrick-Prescott. En el caso de la agricultura, dado que no se puede estimar el vector de cointegración, se ha calculado el margen simplemente mediante la diferencia entre el crecimiento del deflactor del VAB y del CLU.

En dicho gráfico se aprecian diferencias en el comportamiento de los márgenes de los distintos sectores productivos y en el comportamiento de los sectores en España y en Andalucía. Así, en la evolución de los márgenes, pueden observarse los siguientes comportamientos:

1. Para el total de las economías española y andaluza, la evolución de los márgenes durante la última década ha sido muy similar: se han mantenido prácticamente constantes hasta 2007. Desde entonces, en Andalucía han experimentado un ligero incremento y en España se han mantenido prácticamente constantes.
2. Por lo que se refiere a la agricultura, la evolución de los márgenes ha sido muy distinta. En España presenta una tendencia decreciente tanto en el periodo de crecimiento como en el de crisis. Sin embargo, en Andalucía la evolución de los márgenes experimentó un crecimiento importante hasta 2004 y un descenso igualmente considerable desde entonces.
3. Los márgenes de la energía han sido decrecientes en Andalucía y España hasta 2006. Desde entonces la tendencia ha sido opuesta: crecimiento en Andalucía y decrecimiento en España.
4. El comportamiento de los márgenes de la industria ha sido similar en Andalucía y España hasta 2007: se han mantenido prácticamente constantes. Desde entonces la tendencia ha sido opuesta: fuerte decrecimiento en Andalucía y fuerte crecimiento en España.
5. En cuanto a la construcción, se observa una tendencia similar en Andalucía y España hasta 2007: fuerte decrecimiento, más intenso en España. Desde entonces la tendencia ha sido opuesta: ligero decrecimiento en Andalucía y ligero crecimiento en España.
6. El comportamiento de los márgenes de los servicios de mercado ha sido similar en Andalucía y España hasta mediados de 2008: se han mantenido prácticamente constantes. Desde entonces la tendencia ha sido opuesta: ligero decrecimiento en Andalucía y ligero crecimiento en España.
7. Finalmente, los márgenes de los servicios de no mercado en España se han mantenido prácticamente constante durante la última década. Sin embargo, en Andalucía la tendencia fue decreciente hasta 2005 y creciente desde entonces.

Como puede observarse, las discrepancias en la evolución de los márgenes sectoriales entre España y Andalucía se manifiestan a partir de la crisis económica.

GRÁFICO 1. MÁRGENES



Finalmente, para obtener una primera aproximación a la evolución cíclica de dichos márgenes (datos brutos), presentamos en el cuadro 5 las correlaciones de la tasa de crecimiento de los márgenes con el output gap propio de cada sector y con el output gap total. Para el caso de Andalucía, también se han calculado esas variables para dicha Comunidad Autónoma.

**Cuadro 5. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PEARSON**

	ESPAÑA		ANDALUCÍA			
	SECTOR	TOTAL	SECTOR-ESPAÑA	TOTAL-ESPAÑA	SECTOR-ANDALUCÍA	TOTAL-ANDALUCÍA
<b>TOTAL</b>		0,094		-0,109		-0,081
<b>AGRICULTURA</b>	0,297	0,087	0,111	0,147	0,250	0,142
<b>ENERGÍA</b>	0,315*	0,131	0,137	0,095	0,509**	0,063
<b>INDUSTRIA</b>	-0,079	-0,255	-0,027	-0,073	0,126	-0,021
<b>CONSTRUCCIÓN</b>	-0,083	-0,144	-0,002	-0,084	-0,122	-0,096
<b>SERVICIOS NO MERCADO</b>	-0,254	-0,171	0,199	0,311*	0,316*	0,291
<b>SERVICIOS MERCADO</b>	-0,079	-0,093	-0,032	-0,102	-0,040	-0,093

Nota: \*\*, \* Correlación significativa al 5% y al 1% respectivamente

El cuadro 5 sugiere para España un comportamiento acíclico ya que las correlaciones no son significativas, excepto en el caso de la energía que hay evidencias de un comportamiento procíclico. Este resultado se corrobora para Andalucía donde, además, el sector de servicios de no mercado parece mostrar también un comportamiento procíclico.

### 5. Dirección de la causalidad entre precios y costes laborales unitarios

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 hasta cuatro en  $\ln P$ ,  $\ln CLU$  y  $\ln Pimp$ . La forma del MCE sería la siguiente:

$$\Delta \ln P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \lambda_j \Delta \ln CLU_{t-j} + \sum_{l=0}^4 \gamma_l \Delta \ln Pimp_{t-l} + \phi_1 MCE_{t-1} \quad (5.1)$$

$$\Delta \ln CLU_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^4 \delta_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \theta_j \Delta \ln CLU_{t-j} + \sum_{l=0}^4 \rho_l \Delta \ln Pimp_{t-l} + \phi_2 MCE_{t-1} \quad (5.2)$$

$$\Delta \ln Pimp_t = \psi_0 + \sum_{i=1}^4 \psi_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \vartheta_j \Delta \ln CLU_{t-j} + \sum_{l=0}^4 \omega_l \Delta \ln Pimp_{t-l} + \phi_3 MCE_{t-1} \quad (5.3)$$

El tamaño del coeficiente de ajuste ( $\phi_i$ ) recoge la corrección del desequilibrio en los precios existentes en el momento  $t$ .



Una vez estimado el modelo procedemos a estudiar la dirección de la causalidad entre las variables:

**A)** El análisis de la exogeneidad débil se realiza mediante el contraste de las siguientes restricciones:

1)  $H_1: \phi_2 = 0$

Es la hipótesis de exogeneidad débil de los costes laborales unitarios.

2)  $H_2: \phi_3 = 0$

Es la hipótesis de exogeneidad débil de los precios de importación.

3)  $H_3: \phi_2 = \phi_3 = 0$

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

**B)** El análisis de la exogeneidad fuerte de los costes laborales unitarios lo llevamos a cabo a través de los siguientes tests:

4)  $H_4: \delta_i = 0$

En este caso, utilizamos un test de Wald para contrastar la hipótesis nula. El estadístico se distribuye como una  $\chi^2(k)$ , siendo k el número de restricciones.

5) Prueba de causalidad de Granger: en este caso realizamos los siguientes contrastes, donde los estadísticos se distribuyen como una F-Snedecor.

5.a)  $H_5: \lambda_j = 0$ . Se realiza este contraste a partir de la estimación de la ecuación (6)

$$\Delta \ln P_t = \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \lambda_j \Delta \ln CLU_{t-j} \quad (6)$$

En este caso la hipótesis nula es que los CLU no causan los precios.

5.b)  $H_6: \delta_i = 0$ . Se realiza este contraste a partir de la estimación de la ecuación (7).

$$\Delta \ln CLU_t = \sum_{i=1}^4 \delta_i \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \theta_j \Delta \ln CLU_{t-j} \quad (7)$$

Ahora, la hipótesis nula es que los precios no causan CLU.

En ambos casos, para estudiar la sensibilidad de los resultados ante el número de retardos, hemos considerado tanto el número de retardos óptimos utilizados en el MCE, como cuatro retardos, dado que los datos son trimestrales.

En los cuadros 6 y 7 presentamos los distintos contrastes y se puede concluir lo siguiente:

1. Los costes laborales unitarios son débilmente exógenos en todos los sectores, excepto para la energía y la industria en España, uniéndose el sector de servicios de mercado para Andalucía.

2. Centrándonos en los sectores donde los CLU son débilmente exógenos, observamos que para España hay evidencia de que la dirección de la causalidad a corto plazo va desde los precios a los CLU para el total de la economía y para los servicios de mercado, no pudiendo extraer conclusiones para la construcción y los servicios de no mercado, ya que los tests utilizados arrojan resultados contradictorios. En el caso de Andalucía, para el total de la economía y para la construcción, los resultados son los mismos que para España, mientras que para los servicios de no mercado hay evidencia de causalidad en ambas direcciones.

**Cuadro 6. PRECIOS Y CLU EN ESPAÑA. ORDEN DE LA CAUSALIDAD.**

SECTOR	H <sub>1</sub> : $\phi_2 = 0$	H <sub>2</sub> : $\phi_3 = 0$	H <sub>3</sub> : $\phi_2 = \phi_3 = 0$	H <sub>4</sub> : $\delta_i = 0$	H <sub>5</sub> : $\lambda_j = 0$	H <sub>6</sub> : $\delta_i = 0$	H <sub>5</sub> : $\lambda_j = 0$	H <sub>6</sub> : $\delta_i = 0$
	Nº de retardos óptimo				Nº retardos=4			
TOTAL	1,428 P=0,232	0,083 P=0,772	1,428 P=0,489	7,952 P=0,004***	1,260 P=0,268	11,055 P=0,001***	1,316 P=0,286	5,284 P=0,002***
Construcción	1,465 P=0,226	0,558 P=0,455	1,753 P=0,416	1,252 P=0,534	1,826 P=0,1755	4,676 P=0,015**	2,362 P=0,075*	2,523 P=0,061*
Energía	11,723 P=0,000***	0,353 P=0,551	16,486 P=0,0002***	11,532 P=0,009***	0,832 P=0,486	1,037 P=0,388	0,937 P=0,455	0,852 P=0,503
Industria	6,127 P=0,013**	1,492 P=0,221	19,389 P=0,000***	2,021 P=0,155	2,108 P=0,154	0,624 P=0,434	6,938 P=0,000***	5,155 P=0,002***
SM	2,812 P=0,093	0,105 P=0,7448	2,879 P=0,236	14,395 P=0,0001***	0,458 P=0,502	5,390 P=0,025	1,143 P=0,355	7,174 P=0,0003***
SNM	0,294 P=0,587	7,087 P=0,007***	7,163 P=0,027***	4,148 P=0,245	1,743 P=0,172	3,958 P=0,016**	0,563 P=0,691	5,023 P=0,003***

Nota: \*, \*\*, \*\*\* indica rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5%, 1% de significatividad respectivamente

**Cuadro 7. PRECIOS Y CLU EN ANDALUCÍA. ORDEN DE LA CAUSALIDAD.**

SECTOR	H <sub>1</sub> : $\phi_2 = 0$	H <sub>2</sub> : $\phi_3 = 0$	H <sub>3</sub> : $\phi_2 = \phi_3 = 0$	H <sub>4</sub> : $\delta_i = 0$	H <sub>5</sub> : $\lambda_j = 0$	H <sub>6</sub> : $\delta_i = 0$	H <sub>5</sub> : $\lambda_j = 0$	H <sub>6</sub> : $\delta_i = 0$
	Nº de retardos óptimo				Nº retardos=4			
TOTAL	0,973 p=0,323	0,574 p=0,448	1,629 p=0,442	9,402 p=0,002***	0,005 p=0,942	14,098 p=0,0005***	1,169 p=0,343	2,658 p=0,081*
Construcción	0,193 p=0,659	15,466 p=0,0008***	17,723 p=0,0001***	3,208 p=0,201	2,082 p=0,139	2,558 P=0,091*	1,201 P=0,330	3,030 P=0,032**
Energía	6,612 P=0,010**	0,818 P=0,818	8,302 P=0,015**	10,522 P=0,032**	0,743 P=0,569	1,882 P=0,139	Idem Lag opt =4	Idem
Industria	14,683 P=0,0006***	21,370 P=0,00002***	38,323 P=0,0000**	3,657 P=0,454	2,220 P=0,090*	0,570 P=0,685	Idem Lag opt =4	Idem
SM	2,276 P=0,032	2,232 P=0,327	2,581 P=0,460	2,154 P=0,142	0,281 P=0,598	5,296 P=0,026**	0,404 P=0,803	0,803 P=0,034**
SNM	0,006 P=0,934			9,947 P=0,041**	2,326 P=0,079*	2,375 P=0,074*	Idem Lag opt =4	Idem

Nota: \*, \*\*, \*\*\* indica rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5%, 1% de significatividad respectivamente

## 6. Conclusiones

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

Se ha constatado que todas las variables analizadas son  $I(1)$  y que para todos los sectores productivos analizados (salvo para la agricultura) existe una relación de cointegración. El signo de los vectores de integración estimados es positivo, dado que, como cabía esperar, existe una relación directa entre los CLU y el precio, y entre los precios de las importaciones y el precio. Por otro lado, numéricamente, el coeficiente de los costes laborales unitarios (salvo para la construcción) es notablemente mayor que el coeficiente del precio de las importaciones; lo que refleja la mayor repercusión de los CLU en la formación de los precios totales. Estos resultados confirman las conclusiones obtenidas por los trabajos anteriores en esta línea de investigación.

Por otro lado, hemos computado la tasa de variación de los márgenes sectoriales. La evolución de los márgenes para el conjunto de las economías española y andaluza es muy similar: se han mantenido prácticamente constantes a lo largo de todo el periodo considerado, tanto en la etapa de crecimiento como en la de crisis. Sin embargo, se observan importantes diferencias en el comportamiento de los márgenes de los distintos sectores productivos y en el comportamiento de los sectores en España y en Andalucía, especialmente a partir de la crisis económica.

Los análisis de correlación realizados sugieren un comportamiento acíclico para España y Andalucía, salvo en el caso de la energía en España (donde se ha observado un comportamiento procíclico) y en el caso de la energía y de los servicios de no mercado en Andalucía (sectores en los que también se ha observado un comportamiento procíclico).

Respecto a la dirección de la causalidad entre los precios y los costes laborales unitarios es preciso distinguir entre el corto y el largo plazo. A largo plazo, las relaciones de cointegración estimadas apuntan hacia que los costes laborales unitarios causan los precios. Sin embargo a corto plazo, en la mayoría de sectores los precios causan los costes laborales unitarios.

Una posible extensión de este trabajo sería analizar la robustez de los resultados obtenidos a partir de distintas medidas trimestrales del coste laboral unitario y extender (en la medida de lo posible) el análisis a otras economías regionales españolas.

## Referencias bibliográficas

- Brouwer, G. y Ericsson, N.R. (1998): "Modeling Inflation in Australia", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), pp. 433-449.
- 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.
- 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.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- 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.
- 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.
- Morales, A. (2004): "La Inflación en la Zona Euro: Un Análisis desde el Lado de la Oferta", *Información Comercial Española*, 817, pp. 131-141.
- Pantula, S.G. (1989): "Testing for Unit Roots in Time Series Data", *Econometric Theory*, 5, pp. 256-271.
- 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 Regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- 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. CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS

Deflactor VAB. ANDALUCÍA	ADF (H0: raíz unitaria)		PP (H0: raíz unitaria)		KPSS (H0: estacionariedad)	
	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia
<b>TOTAL</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	0.137	NO	0.428	NO	0.187*	NO
CONSTANTE	-2.772	-4.919**	-2.793	-5.1990**	0.827**	0.480
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	8.099	-1.234	6.177	-1.8349	NO	NO
<b>AGRICULTURA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.771	NO	-2.772	NO	0.174*	NO
CONSTANTE	-2.759	-7.395**	-2.722	-7.4136**	0.283	0.054
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0,255	-7.461**	0.281	-7.4801**	NO	NO
<b>ENERGÍA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.631	NO	-2.690	NO	0.121+	NO
CONSTANTE	0.139	-6.354**	1.220	-6.7233**	0.824**	0.297
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	2.435	-5.657**	4.393	-5.7001**	NO	NO
<b>INDUSTRIA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-1.283	NO	-1.490	NO	0.104	NO
CONSTANTE	-0.651	-4.976**	-0.645	-4.9764**	0.826**	0.130
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	5.432	-3.251**	4.999	-3.1304**	NO	NO
<b>CONSTRUCCIÓN</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	1.141	NO	0.736	NO	0.203*	NO
CONSTANTE	-4.043**	-1.394	-2.850	-3.7293**	0.784**	0.557
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.718	-1.248	3.418	-1.9698*	NO	NO
<b>SERVICIOS DE NO MERCADO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-0.021	NO	5.380	NO	0.146+	NO
CONSTANTE	-1.327	4.516	-2.157	-3.5447*	0.827**	0.443
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-5.046**	-0.422	4.538	-2.2152*	NO	NO
<b>SERVICIOS DE MERCADO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.110	NO	-1.390	NO	0.061	NO
CONSTANTE	-1.475	-5.439**	-1.392	-5.543**	0.805**	0.191
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-3.449**	-2.707**	-2.999**	-5.004**	NO	NO

NOTA: \*\*, \*, +: se rechaza la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% respectivamente

CLU. ANDALUCÍA	ADF (H0: raíz unitaria)		PP (H0: raíz unitaria)		KPSS (H0: estacionariedad)	
	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia
<b>TOTAL</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	1.213	NO	1.520	NO	0.154*	NO
CONSTANTE	-1.614	-2.327	-2.373	-5.994**	0.813**	0.503
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-2.106*	-2.048*	-4.832**	-4.403**	NO	NO
<b>AGRICULTURA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-3.064	NO	-2.948	NO	0.128+	NO
CONSTANTE	-2.048	-6.658**	-1.789	-8.562**	0.567*	0.154
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.051	-6.747**	-0.311	-8.689**	NO	NO
<b>ENERGÍA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-3.100	NO	-2.959	NO	0.170*	NO
CONSTANTE	0.556	-5.190**	-0.073	-8.188**	0.7529**	0.211
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-1.7622	-7.743**	-1.612	-7.743**	NO	NO
<b>INDUSTRIA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-3.741*	NO	-3.699*	NO	0.057	NO
CONSTANTE	-0.247	-8.163**	0.307	-8.274**	0.836**	0.102
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-2.466*	-6.429**	-2.756**	-6.561**	NO	NO
<b>CONSTRUCCIÓN</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-1.289	NO	-0.870	NO	0.164*	NO
CONSTANTE	-1.625	-2.553	-1.890	-4.614**	0.400+	0.374
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-1.373	-2.6147*	-1.373	-4.653**	NO	NO
<b>SERVICIOS DE NO MERCADO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-1.385	NO	0.744	NO	0.140+	NO
CONSTANTE	-1.104	-0.570	-1.885	-5.298**	0.826**	0.380
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-0.652	-1.264	1.896	-3.236**	NO	NO
<b>SERVICIOS DE MERCADO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.110	NO	-1.390	NO	0.061	NO
CONSTANTE	-1.475	-5.439**	-1.392	-5.543**	0.805**	0.191
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-3.449**	-2.707**	-2.999**	-5.004**	NO	NO

NOTA: \*\*, \*, +: se rechaza la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% respectivamente

Deflactor VAB. ESPAÑA	ADF (H0: raíz unitaria)		PP (H0: raíz unitaria)		KPSS (H0: estacionariedad)	
	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia
<b>TOTAL</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	0.954	NO	0.774	NO	0.179*	NO
CONSTANTE	-3.519*	-3.992**	-2.788	-4.094**	0.829**	0.492*
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	3.330	-1.318	6.285	-1.451	NO	NO
<b>AGRICULTURA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-3.111	NO	-3.015	NO	0.177*	NO
CONSTANTE	-3.193*	-8.127**	-3.138*	-8.204**	0.177	0.148
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.319	-8.184**	0.416	-8.258**	NO	NO
<b>ENERGÍA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.890	NO	-2.871	NO	0.116	NO
CONSTANTE	0.798	-6.283**	0.798	-6.283**	0.828**	0.179
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	4.239	-2.149*	4.239	-4.821**	NO	NO
<b>INDUSTRIA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-3.248+	NO	-1.948	NO	0.097	NO
CONSTANTE	-0.428	-4.362**	-0.485	-1.692	0.822**	0.084
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	3.405	-2.150*	4.536	-2.092*	NO	NO
<b>CONSTRUCCIÓN</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-1.417	NO	1.046	NO	0.195*	NO
CONSTANTE	-1.780	-0.713	-2.549	-2.589+	0.792**	0.545*
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-0.020	-1.147	3.488	-1.659+	NO	NO
<b>SERVICIOS DE NO MERCADO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	0.271	NO	3.625	NO	0.137+	NO
CONSTANTE	-4.038**	-3.229**	-1.903	-5.995**	0.827**	0.386
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-3.761**	-0.880**	5.200	-3.203**	NO	NO
<b>SERVICIOS DE MERCADO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-1.852	NO	-0.851	NO	0.163*	NO
CONSTANTE	-2.281	-3.614**	-2.901	-3.583**	0.830**	0.423
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	3.028	-1.673+	6.090	-1.673*	NO	NO

NOTA: \*\*, \*, +: se rechaza la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% respectivamente

CLU. ESPAÑA	ADF (H0: raíz unitaria)		PP (H0: raíz unitaria)		KPSS (H0: estacionariedad)	
	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia
<b>TOTAL</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-0.153	NO	1.610	NO	0.136+	NO
CONSTANTE	-1.388	-1.018	-2.102	-4.673**	0.818**	0.424
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.197	-1.440	4.027	-2.837**	NO	NO
<b>AGRICULTURA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.809	NO	-2.974	NO	0.107	NO
CONSTANTE	-2.588	-8.297**	-2.650	-8.168**	0.450	0.095
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.905	-8.256**	0.992	-8.124**	NO	NO
<b>ENERGÍA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.533	NO	-2.430	NO	0.201*	NO
CONSTANTE	-0.055	-7.850**	0.231	-7.823**	0.736*	0.234
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	1.304	-7.602**	1.512	-7.582**	NO	NO
<b>INDUSTRIA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-1.401	NO	-1.877	NO	0.087	NO
CONSTANTE	-1.650	-5.501**	-1.142	-5.485**	0.798**	0.118
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	3.033	-4.807**	2.658	-4.813**	NO	NO
<b>CONSTRUCCIÓN</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	0.996	NO	0.491	NO	0.158*	NO
CONSTANTE	-1.612	-2.147	-1.961	-4.520**	0.691*	0.473*
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.339	-2.206*	1.265	-4.331**	NO	NO
<b>SERVICIOS DE NO MERCADO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.224	NO	1.195	NO	0.100	NO
CONSTANTE	-3.357*	2.241	-1.598	-5.296**	0.822**	0.344
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	-2.692**	1.335	4.037	-3.699**	NO	NO
<b>SERVICIOS DE MERCADO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-1.035	NO	-1.214	NO	0.103	NO
CONSTANTE	-1.730	-5.650**	-1.709	-5.650**	0.825**	0.290
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	5.105	3.983**	5.105	-4.024**	NO	NO

NOTA: \*\*, \*, +: se rechaza la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% respectivamente



OTRAS VARIABLES	ADF (H0: raíz unitaria)		PP (H0: raíz unitaria)		KPSS (H0: estacionariedad)	
	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia	Nivel	1º diferencia
<b>IVU GENERAL. ESPAÑA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.587	NO	-2.213	NO	0.093	NO
CONSTANTE	-1.934	-4.515**	-1.870	-4.476**	0.410+	0.057
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.358	-4.547**	0.558	-4.505**	NO	NO
<b>IVU GENERAL. ANDALUCÍA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-3.272	NO	-3.305	NO	0.140+	NO
CONSTANTE	-1.841	-7.446**	-1.841	-8.790**	0.679*	0.122
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.612	-7.467**	1.193	-8.414**	NO	NO
<b>PRECIOS DEL PETRÓLEO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.552	NO	-2.706	NO	0.111	NO
CONSTANTE	-0.935	-5.636**	-0.797	-5.668**	0.7395**	0.101
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.995	-5.571	1.412	-5.483	NO	NO
<b>ÍNDICE DE COSTES DE MATERIALES DE LA CONSTRUCCIÓN</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.044	NO	-1.742	NO	0.114	NO
CONSTANTE	-0.030	-4.184**	-0.062	-4.245**	0.799**	0.144
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	2.376	-3.264**	3.183	-3.257**	NO	NO
<b>IVU NO ENERGÉTICO</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-2.558	NO	-2.246	NO	0.103	NO
CONSTANTE	-2.603	-5.096**	-2.206	-5.078**	0.106	0.061
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.094	-5.159**	0.082	-5.143**	NO	NO
<b>IVU MANUFACTURAS</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-3.776**	NO	-3.973**	NO	0.087	NO
CONSTANTE	-3.635**	-8.964**	-3.800**	-9.422**	0.133	0.059
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.108	-9.080**	0.157	-9.555**	NO	NO
<b>IVU DE LA AGRICULTURA, GANADERÍA, CAZA Y SEVICULTURA</b>						
CONSTANTE + TENDENCIA	-3.545*	NO	-3.676*	NO	0.0717	NO
CONSTANTE	-2.649+	-5.811**	-2.686+	-9.090**	0.741**	0.096
SIN CONSTANTE NI TENDENCIA	0.880	-5.760**	1.045	-8.510**	NO	NO

NOTA: \*\*, \*, +: se rechaza la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% respectivamente