

“LA COMPETITIVIDAD DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA: UN ANÁLISIS REGIONAL Y SECTORIAL (2000-2010)”

Buitrago Esquinas, Eva M^a (esquinas@us.es)

Caraballo Pou, M^a Ángeles (mcaraba@us.es)

Gómez García, Francisco¹ (fgomez@us.es)

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales (Universidad de Sevilla)
C/ Ramón y Cajal, 1
41018 Sevilla
Tfno.: 954551579

Resumen

El objetivo de esta comunicación es analizar, desde una perspectiva macroeconómica, los elementos determinantes de la competitividad-precio a nivel sectorial en España y cinco de sus regiones: Andalucía, Cantabria, Extremadura, Navarra y País Vasco, en el periodo 2000.I-2010.IV. Para ello, partimos del modelo del *mark-up* 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 –como proxy de la competitividad- para las distintas regiones y los distintos sectores, y estudiamos su relación con el ciclo económico. Los resultados sugieren que los márgenes son acíclicos.

Palabras clave: competitividad, precios, costes laborales unitarios, márgenes, cointegración.

Códigos JEL: E30, E31.

Abstract

The aim of this paper is the sectorial analysis of competitiveness in Spain, Andalusia, Cantabria, Extremadura, Navarre and the Basque Country over the period 2000.I-2010.IV from a macroeconomic point of view. In order to do this, we start from a model where prices are defined as a markup over unit labour costs and import prices. Within this theoretical framework, we estimate the regional and sectorial markups –proxy of competitiveness- and study the relationship between the margins and the economic cycle. Our results suggest that markups seem to be acyclical.

Keywords: competitiveness, prices, unit labour costs, markups, cointegration.

¹ Autor de contacto.

“LA COMPETITIVIDAD DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA: UN ANÁLISIS REGIONAL Y SECTORIAL (2000-2010)”

1. Introducción

El objetivo de este trabajo es realizar un análisis de la competitividad sectorial y regional de la economía española que nos permita aproximarnos a las causas de los diferenciales interregionales existentes.

En el actual contexto de crisis económica mundial uno de los grandes retos de muchas economías es la mejora de la competitividad para eliminar las brechas existentes respecto a dicha variable clave. Esto es especialmente relevante en países como España, pues la actual crisis económica ha puesto de manifiesto los problemas estructurales de la economía española y la respuesta desigual de sus regiones. Efectivamente, el ajuste vía desempleo ha sido especialmente grave en España donde, según datos de la EPA, la tasa de desempleo en el cuarto trimestre de 2011 fue del 22,85%. A este respecto es especialmente llamativo, para ese mismo periodo, el contraste entre Andalucía, con una tasa de desempleo del 31,23% y el País Vasco, con una tasa de paro del 12,61% -con una importante incidencia general del desempleo en el sector de la construcción-.

En el contexto de tipos de cambio fijos e irrevocables del área del Euro, en el que no se dispone del mecanismo de corrección de los “precios relativos” que proporcionaba el tipo de cambio, los ajustes se desplazan hacia el mercado de trabajo. Por tanto, en este contexto los costes laborales unitarios -CLU- (salarios ajustados por los avances de la productividad) pasan al centro de las discusiones de política económica (reforma del mercado de trabajo, especialmente rediseño del modelo de negociación colectiva).

En este trabajo nos planteamos el análisis de la competitividad desde una doble perspectiva: sectorial y regional. Concretamente, analizamos las variables que explican la competitividad y la relación entre las mismas, estudiamos los efectos del ciclo económico sobre ellas y tratamos de determinar si hay un comportamiento homogéneo de las regiones españolas y los sectores económicos con respecto a la evolución de la competitividad.

La teoría macroeconómica explica la competitividad fundamentalmente a partir de tres variables: CLU, precios y margen sobre el precio. Las dos primeras variables son directamente observables, pero para el análisis de los márgenes es necesario hacer una labor previa de estimación. 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 CLU ni por los precios de las importaciones. Es por ello, por lo que consideramos que el estudio de los márgenes puede ayudar a explicar los diferenciales de competitividad de la economía española. Para su estimación, emplearemos el modelo del *mark-up*, que permite relacionar las tres variables y, por lo tanto, obtener los márgenes.

Para la estimación de los márgenes, aplicamos este modelo sobre una base de datos homogénea, de elaboración propia (*CLURegio*), con desagregación regional y sectorial. La disponibilidad de datos necesarios para la realización de las estimaciones econométricas nos ha llevado a centrarnos en el análisis de España y 5 CCAA (Andalucía, Cantabria, Extremadura, Navarra y País Vasco) y tres sectores económicos (industria², construcción y servicios). El periodo considerado ha sido desde el 1º trimestre de 2000 al 4º trimestre de 2010.

Desde el trabajo seminal de Brouwer y Ericsson (1998) se ha estimado el modelo del *mark-up* para distintos países –véase, por ejemplo, el trabajo reciente de Kurita (2010) para el caso de Japón-, sin embargo este es el primer trabajo que, explotando una base de datos novedosa y elaborada por nuestro equipo de investigación (*CLURegio*), realiza un análisis regional-sectorial para la economía española.

Utilizando esta base de datos, se estima el modelo del *mark-up* para España, las CCAA y los sectores económicos. Dado el comportamiento no estacionario de los datos macroeconómicos con los que trabajamos, hemos empleado la metodología de la cointegración. Para los casos en los que es posible, se calculan los márgenes, que pueden interpretarse como una variable “proxy” de la competitividad. A partir de aquí, analizamos la relación de los márgenes con el ciclo económico y las posibles diferencias regionales y sectoriales en el comportamiento de los márgenes.

Así, los principales resultados de nuestra investigación pueden resumirse en que, por un lado, la evolución de los márgenes –*proxy* de la competitividad- no muestran un patrón común para las CC.AA. estudiadas y, por otro, que dichos márgenes son acíclicos.

El presente trabajo se estructura en cinco 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, y se estiman los márgenes. Finalmente, en el apartado quinto, recogemos las principales conclusiones que se derivan de nuestro trabajo.

² El sector industria incluye el sector energético.

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 en España y algunas de sus regiones, 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 (μ) sobre los costes laborales unitarios (CLU) y los precios de importación ($Pimp$)³. Esto se ve claramente si linealizamos la expresión anterior y bajo la hipótesis de homogeneidad de grado uno en precios, donde μ es el margen sobre los costes:

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

Dado que μ no es una variable directamente observable, es necesaria su estimación. Los datos macroeconómicos con los que trabajamos exhiben un comportamiento no estacionario, por lo que se hace necesario tratarlos como procesos integrados. En este contexto utilizamos el análisis de cointegración, lo que nos ha ayudado a clarificar las relaciones a largo plazo entre las variables integradas.

El modelo del *mark-up* se ha hecho estándar en la Macroeconomía –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.). 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 y, entre otros, Kurita (2010) para Japón. Estos trabajos emplean técnicas de cointegración multivariante y modelos de corrección del error y concluyen, para

³ 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.

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 marginales⁴.

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 el contrario, Kryvtsov y Midrigan (2011) encuentran unos márgenes contracíclicos para el caso de Canadá.

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 “bajista”) de dichas fases, contracíclicos. En el presente trabajo ofrecemos una evidencia sectorial adicional para España y sus regiones.

⁴ 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: 1) costes laborales unitarios, 2) Valor Añadido Bruto (VAB) real y *output gap*, 3) índice general de precios e 4) índice de precios de las importaciones. Para el logro de los objetivos del presente trabajo es necesario contar con información desagregada regional y sectorialmente. La estimación econométrica requiere de series largas y, dado que la mayor parte de las estadísticas regionales comienzan a publicarse en la última década, optamos por utilizar series trimestrales.

El primer año para el que se publican series trimestrales homogéneas de todas las variables señaladas con desagregación sectorial y regional es 2000. No obstante, la mayor desagregación sectorial disponible únicamente considera tres sectores y no para todas las CCAA. Estas limitaciones estadísticas explican que la elección de los sectores productivos y CCAA responda a la disponibilidad de datos.

A partir de esta información hemos elaborado una base de datos trimestral (1ºT2000-4ºT2010) para las variables señaladas, que hemos denominado *CLURegio*. Se ha desagregado en tres sectores (industria, construcción y servicios) y en 5 CCAA (Andalucía, Cantabria, Extremadura, Navarra, País Vasco. También se incluyen los datos para el total de España). A continuación se recogen las fuentes utilizadas y las limitaciones metodológicas encontradas para cada una de las variables que integran la base de datos.

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

Para la construcción de la variable CLU (cociente entre la remuneración por asalariado y la productividad) es necesario contar con información homogénea referente a cuatro indicadores. La construcción del numerador requiere: 1) un indicador de los ingresos totales obtenidos por los asalariados (a precios corrientes) y 2) un indicador de la fuerza laboral asalariada. Por su parte, la construcción del denominador requiere: 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 (CNT), Contabilidad Regional Trimestral (CRT), Encuesta Trimestral de Costes Laborales (ETCL), Encuesta de Población Activa (EPA). Para evitar posibles problemas metodológicos se recomienda, 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 elaborada por el INE⁵.

⁵ Un indicador de los ingresos totales de los asalariados (1) se puede obtener directamente de la variable remuneración total de los asalariados de las series de producción vía ingresos (*PIB pm. Rentas*). Un indicador de producción en términos reales (3) (tanto el VABpb como el PIBpm) se puede calcular a partir de las series de

En nuestro caso, no es posible utilizar únicamente la información del INE dado que para la desagregación regional únicamente ofrece datos anuales. Por ello, ha sido necesario acudir a la información ofrecida por las propias CCAA. No obstante, no todas las CCAA elaboran Contabilidad Regional Trimestral y, las que la elaboran, no utilizan la misma metodología, ni realizan la misma desagregación sectorial, ni ofrecen información para el mismo periodo. Por otro lado, las Cuentas Económicas Trimestrales publicadas por los Institutos de Estadística regionales no siempre recogen información suficiente para la construcción del CLU. En su mayoría, únicamente incluyen la estimación de la producción vía oferta, por lo que no es posible obtener ni la remuneración de los asalariados ni los datos de empleo. En el cuadro 1 se ha sintetizado la información publicada por las CCAA que elaboran Cuentas Económicas Trimestrales:

Cuadro 1. CUENTAS ECONÓMICAS TRIMESTRALES DE LOS INSTITUTOS REGIONALES DE ESTADÍSTICA

CC.AA.	DATOS PRODUCCIÓN VÍA:			DESDE:
	OFERTA	DEMANDA	RENTA	
Andalucía	Sí	Sí	Sí	1T2000 ⁽¹⁾
Cantabria	Sí	No	No	1T2001
Castilla y León	Sí	Sí	No	1T2008
Cataluña ⁽²⁾	Sí	Sí	No	1T2001
Extremadura	Sí	No	No	1T1995
Navarra	Sí	Sí	Sí	1T2000
País Vasco	Sí	Sí	No	1T1995

Notas: ⁽¹⁾ Los datos de producción vía oferta y demanda están disponibles desde 1995. ⁽²⁾ El Instituto de Estadística de Cataluña únicamente publica las tasas de crecimiento de las variables incluidas en sus Cuentas Económicas.

Fuente: Elaboración propia a partir de los Institutos Estadísticos Regionales.

Una vez descartada la posibilidad de utilizar únicamente la Contabilidad Nacional y/o Contabilidad Regional para la construcción del CLU, proponemos una formulación alternativa tomando como base los datos disponibles en otras fuentes estadísticas. En concreto: ETCL (Encuesta Trimestral de Costes Laborales), EPA (Encuesta de Población Activa) y datos de producción de las Contabilidades Regionales Trimestrales disponibles (Andalucía, Cantabria, Extremadura, Navarra y País vasco⁶). Para el resto de las CCAA, no es posible calcular el CLU trimestral⁷.

producción vía oferta en datos corrientes y de los índices encadenados de volumen (*PIB pm. Oferta*). Finalmente, indicadores de fuerza laboral asalariada y total (2 y 4) se obtienen de las series de empleo de la Contabilidad Nacional (*total de asalariados y total de ocupados*).

⁶ No ha sido posible incluir a Cataluña dado que solo publica las tasas de crecimiento de las variables incluidas en sus Cuentas Económicas.

⁷ Por lo tanto, la elección de las CCAA obedece a la existencia de información estadística.

$$CLU = \frac{\text{Remuneración media por asalariado (ETCL)}}{\frac{\text{VAB real (CN o CTR)}}{\text{Nº ocupados (EPA)}}$$

CN = Contabilidad Nacional; ETCL = Encuesta Trimestral de Costes Laborales; CTR = Contabilidades Trimestrales Regionales; EPA = Encuesta de Población Activa.

Para el cálculo del numerador (remuneración media por asalariado) utilizamos la información recogida en la ETCL. La ETCL ofrece información mensual sobre el coste total medio del trabajador asalariado (trabajador/mes) por CCAA. A pesar de que la ETCL proporciona información sobre los diferentes componentes del coste total (coste salarial y otros costes) hemos utilizado los datos de coste total por ser la variable que se corresponde con la remuneración de los asalariados de la Contabilidad Nacional. Para obtener el valor trimestral se ha determinado multiplicar por tres el valor proporcionado por la ETCL, que es un valor medio a partir de la encuesta realizada.

La desagregación sectorial de la ETCL no incluye la agricultura y únicamente permite obtener información homogénea con el resto de variables de nuestro modelo para tres sectores: energía más industria, construcción y servicios⁸.

La ETCL experimenta un cambio metodológico de importancia como consecuencia del paso de la CNAE 93 a la CNAE 09 (se amplía considerablemente las actividades que abarca en su ámbito de estudio). En este sentido, para el periodo considerado, la ETCL publica dos series: 1T2000- 4T2008 según CNAE-93 y 1T2008-4T2010 según CNAE-09. Hemos enlazado ambas series⁹ y analizado los datos homogéneos para todo el periodo tanto para la CNAE-93 como para la CNAE-09. Dado que los resultados obtenidos son muy similares, en este trabajo únicamente presentamos la serie de la CNAE-09.

Para el cálculo de la productividad (denominador de la variable CLU), necesitamos: un indicador de la producción a precios constantes y un indicador del empleo total.

Como indicador de producción a precios constantes, a partir de la Contabilidad Nacional y/o Regional, disponemos de información trimestral del PIB a precios de mercado (pm) y del VAB a precios básicos (pb) desagregados sectorialmente (datos corrientes e índices encadenados de volumen). Utilizamos el VABpb por considerarse que proporciona una medida más ajustada de la productividad al dejar de lado el valor de los impuestos.

⁸ Una vez comparadas las desagregaciones sectoriales disponibles en las diferentes fuentes que vamos a utilizar para la construcción de la base de datos, únicamente ha sido posible obtener información homogénea de estos tres sectores; lo que explica la elección de la desagregación sectorial utilizada.

⁹ El INE publica un enlace oficial para los datos nacionales tanto totales como desagregados por sectores. Para los datos regionales únicamente disponemos del enlace oficial para las variables totales. Para la desagregación sectorial estimamos los enlaces a partir de las tasas de crecimiento de cada una de las dos series que publica la ETCL.

Tal y como hemos señalado, los datos de la ETCL no incluyen el sector primario. Por ello y para homogeneizar la información, al valor total del VABpb le hemos descontado la producción de este sector.

Dado que no todas las Contabilidades Regionales Trimestrales ofrecen datos completos de empleo, como indicador de empleo total para el cálculo de la productividad optamos por utilizar el número de ocupados de la EPA¹⁰. Esta fuente también se ve afectada por el cambio metodológico que supone la modificación de la CNAE y ofrece dos series separadas. De igual modo que lo señalado para la ETCL, hemos enlazado ambas series¹¹ y analizado los datos homogéneos de todo el periodo tanto para la CNAE-93 como para la CNAE-09, aunque únicamente presentamos estos últimos.

Tanto la ETCL como la EPA únicamente recogen datos brutos. Por ello, para mantener la homogeneidad en todas las variables del CLU, utilizamos datos brutos de producción. Una vez construido el CLU bruto, lo ajustamos de estacionalidad y calendario con el método Census X-12.

- **VAB real y Output gap.**

El cálculo del VAB real para España y las CCAA seleccionadas se ha realizado a partir de los datos de la Contabilidad Nacional Trimestral (INE) y de las Contabilidades Trimestral Regionales (Institutos Regionales de Estadística), respectivamente. Estas fuentes nos ofrecen, para la base contable 2000, series completas y homogéneas desde el 1º trimestre de 2000¹². 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 2001. Se ha elegido 2001 por ser el primer año para el que se dispone de información en Cantabria. Para ello, se han realizado los siguientes cálculos (3):

$$VAB_{cte\ t} = VAB_{corr2001} * IVE_t / IVE_{2001} \quad (3)$$

$VAB_{cte\ t}$ = VAB del año t a precios constantes de 2001

$VAB_{corr2001}$ = VAB corriente del año base (2001)

IVE_t = Índice de volumen encadenado t

IVE_{2001} = Índice de volumen encadenado año base (2001)

¹⁰ El indicador de empleo más recomendado para el cálculo de la productividad son los puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo; pero la disponibilidad de datos nos obligan a utilizar el número de ocupados.

¹¹ En este caso, el INE también ofrece un enlace oficial para los datos nacionales tanto totales como desagregados por sectores. Para los datos regionales únicamente disponemos del enlace oficial para las variables totales. Para la desagregación sectorial estimamos los enlaces a partir de las tasas de crecimiento de cada una de las dos series que publica la EPA. Para comprobar la consistencia del enlace propuesto hemos realizado los cálculos sectoriales para España y hemos comparado los resultados obtenidos con los oficiales.

¹² A excepción de Cantabria que comienza la publicación de sus Cuentas Económicas Trimestrales en 2001.

Siguiendo el mismo procedimiento especificado anteriormente y utilizando los datos desagregados sectorialmente, se han calculado las series de VAB a precios constantes para cada uno de los tres sectores seleccionados.

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

- **Índices de precios.**

Como índice de precios general de la economía, hemos escogido el Deflactor del VAB¹³ 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 y Regional). 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 2001 obtenido del VAB corriente y de los índices encadenados de volumen. A partir de la desagregación sectorial del VAB hemos calculado las series del deflactor del VAB para cada uno de los tres sectores considerados.

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

Hemos estimado el modelo para todos los sectores (excepto industria) 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 publica los IVUs desagregados por CCAA y, salvo Andalucía, ninguna de las CCAA consideradas estima sus propios IVUs. Por ello, hemos utilizado los datos nacionales para todas las CCAA consideradas con excepción de Andalucía, región para la que hemos utilizado los datos publicados por el Instituto Andaluz de Estadística.

¹³ Para contrastar la robustez de los resultados hemos utilizado otros índices de precios: Índice de precios de consumo (IPC), Índice de precios de los servicios y bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE), Índice de Precios del Sector Servicios (IPS). El IPC, IPSEBENE e IPS están disponibles para cada una de las CCAA, aunque los dos últimos sólo desde 2002; por lo que utilizamos el valor específico de cada una de ellas. Todos los índices los publica el Ministerio de Economía y Hacienda 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).

Para el sector industria¹⁴, se ha estimado el modelo utilizando los precios del petróleo publicados el Ministerio de Economía y Hacienda 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).

Finalmente, a modo de síntesis, en el cuadro 2 se incluye la **ficha técnica** de la base de datos construida: *CLURegio*.

Cuadro 2. FICHA TÉCNICA DE LA BASE DE DATOS *CLURegio*

VARIABLES:	Coste Laboral total (CNAE-93 y CNAE-09), Empleo total (CNAE-93 y CNAE-09), Productividad (CNAE-93 y CNAE-09), CLU (CNAE-93 y CNAE-09), VAB a precios de 2001, <i>Output gap</i> , Deflactor del VAB (base 2001), IPC, IPSEBENE, IPS, IVU e Índice de Precios del Petróleo.
DESAGREGACIÓN SECTORIAL:	Total, industria, construcción, servicios.
DESAGREGACIÓN ESPACIAL:	España, Andalucía, Cantabria, Extremadura, Navarra y País Vasco.
DESAGREGACIÓN TEMPORAL:	Trimestral: 1ºT2000-4ºT2010
FUENTES:	Contabilidad Nacional Trimestral (<i>INE</i>), Contabilidades Regionales Trimestrales (<i>Institutos de Estadística Regionales</i>), Encuesta Trimestral de Costes Laborales (<i>INE</i>), Encuesta de Población Activa (<i>INE</i>), Subdirección General de Análisis Macroeconómico (<i>Ministerio de Economía y Hacienda</i>).

Fuente: Elaboración propia.

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

Para determinar el orden de integración de las variables se han aplicado los test de raíces unitarias de: Dickey-Fuller aumentado (1981) –ADF-, de Phillips y Perron (1988) –PP- y de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) –KPSS-. Se ha realizado cada uno de ellos tomando: constante y tendencia, constante, y sin constante ni tendencia. Por otro lado, se han considerado las variables en nivel y en primera diferencia.

Cuando se producen contradicciones en los resultados obtenidos de los tres tests realizados, escogemos aquel que hay sido avalado por un mayor número de tests. Cuando, en un mismo test, encontramos contradicciones entre las conclusiones alcanzadas al considerar “constante y tendencia”, “solo constante” o “sin constante ni tendencia”, nos centramos en los resultados de: “constante y tendencia” de la variable en nivel, y en los

¹⁴ Para el total de la economía también se ha estimado el modelo con los precios del petróleo. Dado que los resultados son muy similares a los obtenidos con el IVU, no se han incluido en este trabajo.

resultados de “solo constante” o “sin constante ni tendencia” de la variable en primera diferencia (si entre estos dos últimos hay contradicción, para la variable en primera diferencia consideramos únicamente los resultados de “solo constante”).

En una versión anterior de este trabajo –véase Caraballo *et al.* (2011)- se recogen todos los contrastes para las distintas variables, sectores productivos y regiones¹⁵. Del análisis de los resultados de los contrastes de raíces unitarias realizados podemos concluir que la mayor parte de las variables consideradas son I(1).

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 los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, respectivamente y los criterios del ratio de verosimilitud y el del error de predicción final. Si hay disparidad entre dichos criterios, se prueba con todos los *lags* óptimos que determina cada criterio para ver si afecta a los resultados en lo que se refiere al modelo a utilizar y las relaciones de cointegración, y finalmente se presentan los resultados obtenidos con el menor número de *lags* posible atendiendo al principio de parsimonia.

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 modelo¹⁶.

¹⁵ No presentamos aquí dichos contrastes por razones de espacio. Puede consultarse dicho documento de trabajo en: <http://www.centrodeestudiosandaluces.info/PDFS/E201105.pdf>

¹⁶ Este principio también se ha utilizado para decidir sobre la oportunidad de introducir la tendencia determinística en el test.

Cuadro 3. CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN. TOTAL

ESTADÍSTICOS	TRAZA			VALOR PROPIO MÁXIMO			
	RANGO (r)	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
ESPAÑA		36,208**	15,941	6,764	20,266*	9,176	6,764
ANDALUCÍA		44,791***	12,424	2,435	32,366***	9,988	2,435
CANTABRIA		42,399***	13,044	3,018	29,355***	10,025	3,018
EXTREMADURA		32,503***	10,146	1,221	22,356***	8,924	1,221
NAVARRA		25,425**	3,772	0,119	21,652**	3,653	0,119
PAÍS VASCO		53,302***	19,071*	0,119	34,230	13,868	5,202

Nota: ***, **, * indican rechazo de la hipótesis nula (ausencia de cointegración) al 1%, 5% y 10% de significatividad, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Cuadro 4. CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN. SECTOR INDUSTRIA

ESTADÍSTICOS	TRAZA			VALOR PROPIO MÁXIMO			
	RANGO (r)	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
ESPAÑA		40,987**	19,174	5,308	21,812*	13,865	5,308
ANDALUCÍA		28,679*	12,170	0,095	16,509	12,074	0,095
CANTABRIA		34,678*	14,058	4,756	20,619*	9,301	4,756
EXTREMADURA		46,748***	17,341	6,432	29,407***	10,909	6,432
NAVARRA		28,304**	10,101	1,487	18,202**	8,614	1,487
PAÍS VASCO		39,898*	13,890	4,789	26,008**	9,100	4,789

Nota: ***, **, * indican rechazo de la hipótesis nula (ausencia de cointegración) al 1%, 5% y 10% de significatividad, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Cuadro 5. CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN. SECTOR CONSTRUCCIÓN

ESTADÍSTICOS	TRAZA			VALOR PROPIO MÁXIMO			
	RANGO (r)	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
ESPAÑA		27,136**	6,194	0,130	20,941**	6,064	0,130
ANDALUCÍA		24,076**	8,892	0,770	15,183	8,121	0,770
CANTABRIA		22,426*	3,075	0,192	19,350**	2,883	0,192
EXTREMADURA		43,662***	10,740	0,703	32,921***	10,037	0,703
NAVARRA		14,252	3,569	0,274	10,683	3,295	0,274
PAÍS VASCO		36,949***	6,050	1,637	30,898***	4,413	1,637

Nota: ***, **, * indican rechazo de la hipótesis nula (ausencia de cointegración) al 1%, 5% y 10% de significatividad, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Cuadro 6. CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN. SECTOR SERVICIOS

ESTADÍSTICOS	TRAZA			VALOR PROPIO MÁXIMO		
	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
ESPAÑA	33,130*	13,054	2,445	20,075*	10,608	2,445
ANDALUCÍA	33,003*	13,443	4,591	19,559	8,851	4,591
CANTABRIA	29,139**	6,478	0,397	22,661***	6,080	0,397
EXTREMADURA	36,311***	16,088**	2,554	20,222*	13,534*	2,554
NAVARRA	25,201**	9,090	1,954	16,110*	7,136	1,954
PAÍS VASCO	61,707***	16,702	6,153	45,005***	10,548	6,153

Nota: ***, **, * indican rechazo de la hipótesis nula (ausencia de cointegración) al 1%, 5% y 10% de significatividad, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

En los cuadros 3 a 6 se muestran los resultados del análisis de cointegración obtenidos aplicando la citada metodología, centrándonos en el contraste de la traza, aunque también presentamos en los cuadros el contraste del valor propio máximo¹⁷. Puede apreciarse –cuadro 3- que el contraste de la traza rechaza al 1% o al 5% de significatividad la hipótesis nula de ausencia de cointegración para España y todas las regiones consideradas, para el caso del total de la economía. Prácticamente la misma conclusión se mantiene cuando se realizan los contrastes a nivel sectorial¹⁸. Finalmente, para todos los sectores, con la excepción señalada y la de Extremadura (sector servicios, donde se aceptan dos relaciones de cointegración), se acepta la existencia de una relación de cointegración.

El vector de cointegración para cada región i , sector j y momento t sería:

$$\ln P_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln CLU_{i,j,t} + \beta_2 \ln Pimp_t \quad (4)$$

¹⁷ Para el total de la economía y los sectores de la construcción y de los servicios, los precios de importación se han aproximado por el IVU (en el caso de Andalucía, su IVU específico). En el sector de la industria se han aproximado por el precio del petróleo.

¹⁸ Una excepción es el caso del sector de la construcción en Navarra. Además, en algunos casos, a nivel sectorial-regional aparecen niveles de significación del 10%.

Cuadro 7. VECTORES DE COINTEGRACIÓN PARA LOS PRECIOS. TOTAL

SECTOR	β_0	β_1	β_2
ESPAÑA (modelo 2)	0,817 (3,494)	0,796 (28,556)	0,136 (2,140)
ANDALUCÍA (modelo 2)	1,384 (4,249)	0,647 (20,966)	0,151 (1,781)
CANTABRIA (modelo 2)	0,239 (0,445)	0,640 (9,106)	0,417 (2,661)
EXTREMADURA (modelo 1)		0,692 (11,733)	0,396 (7,034)
NAVARRA (modelo 1)		0,714 (5,570)	0,423 (3,641)
PAÍS VASCO (modelo 2)	-0,743 (2,068)	0,847 (13,584)	0,436 (4,719)

Nota: Entre paréntesis figura el estadístico t.

(*) Respecto a la especificación de la tendencia determinística tendríamos: a) Modelo 1: ni tendencia ni constante en la ecuación de cointegración (EC) o el VAR; b) Modelo 2: con constante pero no tendencia en la EC (no constante en el VAR); c) Modelo 3: constante pero no tendencia en la EC y el VAR; d) Modelo 4: constante y tendencia en la EC (no tendencia en el VAR).

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Cuadro 8. VECTORES DE COINTEGRACIÓN PARA LOS PRECIOS. SECTOR INDUSTRIA

SECTOR	β_0	β_1	β_2
ESPAÑA (modelo 2)	2,006 (2,472)	0,425 (1,743)	0,175 (3,747)
ANDALUCÍA (modelo 3)	1,863	0,544 (4,998)	0,104 (4,775)
CANTABRIA (modelo 2)	2,039 (7,770)	0,353 (4,768)	0,218 (13,737)
EXTREMADURA (modelo 2)	1,858 (5,564)	0,597 (4,904)	0,063 (1,472)
NAVARRA (modelo 1)		0,991 (22,482)	0,095 (2,884)
PAÍS VASCO (modelo 4)	-3,414	1,389 (3,599)	0,493 (6,035)

Nota: Entre paréntesis figura el estadístico t.

Respecto a la especificación de la tendencia determinística tendríamos: a) Modelo 1: ni tendencia ni constante en la ecuación de cointegración (EC) o el VAR; b) Modelo 2: con constante pero no tendencia en la EC (no constante en el VAR); c) Modelo 3: constante pero no tendencia en la EC y el VAR; d) Modelo 4: constante y tendencia en la EC (no tendencia en el VAR).

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Cuadro 9. VECTORES DE COINTEGRACIÓN PARA LOS PRECIOS. SECTOR CONSTRUCCIÓN

SECTOR	β_0	β_1	β_2
ESPAÑA (modelo 1)		1,011 (8,265)	0,100 (0,839)
ANDALUCÍA (modelo 1)		0,582 (3,462)	0,473 (2,973)
CANTABRIA (modelo 1)		0,304 (0,937)	0,819 (2,618)
EXTREMADURA (modelo 3)	0,670	0,723 (14,651)	0,112 (0,708)
NAVARRA			
PAÍS VASCO (modelo 1)		1,380 (2,419)	-0,188 (0,351)

Nota: Entre paréntesis figura el estadístico t.

Respecto a la especificación de la tendencia determinística tendríamos: a) Modelo 1: ni tendencia ni constante en la ecuación de cointegración (EC) o el VAR; b) Modelo 2: con constante pero no tendencia en la EC (no constante en el VAR); c) Modelo 3: constante pero no tendencia en la EC y el VAR; d) Modelo 4: constante y tendencia en la EC (no tendencia en el VAR).

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Cuadro 10. VECTORES DE COINTEGRACIÓN PARA LOS PRECIOS. SECTOR SERVICIOS

SECTOR	β_0	β_1	β_2
ESPAÑA (modelo 2)	1,390 (3,758)	0,654 (15,472)	0,149 (1,401)
ANDALUCÍA (modelo 2)	1,675 (21,737)	0,680 (29,709)	0,048 (2,680)
CANTABRIA (modelo 1)		0,226 (2,473)	0,857 (10,200)
EXTREMADURA (modelo 3)	-1,117	0,559 (6,060)	0,761 (3,896)
NAVARRA (modelo 1)		0,066 (0,327)	1,013 (5,557)
PAÍS VASCO (modelo 2)	0,382 (0,486)	0,540 (5,73)	0,487 (2,327)

Nota: Entre paréntesis figura el estadístico t.

Respecto a la especificación de la tendencia determinística tendríamos: a) Modelo 1: ni tendencia ni constante en la ecuación de cointegración (EC) o el VAR; b) Modelo 2: con constante pero no tendencia en la EC (no constante en el VAR); c) Modelo 3: constante pero no tendencia en la EC y el VAR; d) Modelo 4: constante y tendencia en la EC (no tendencia en el VAR).

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

En los cuadros 7 a 10 presentamos los vectores de cointegración estimados para dichas regiones¹⁹ (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

¹⁹ Para el caso del sector de la construcción de Navarra no se estima el vector de cointegración pues en dicho sector, como comentamos anteriormente, se acepta la ausencia de cointegración a los niveles habituales de significación.

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 (β_1) es notablemente mayor que el coeficiente de Pimp (β_2), lo que refleja la mayor repercusión de los CLU en la formación de los precios totales. Estos resultados confirman, sobre todo para el total de las economías regionales, las conclusiones obtenidas por los trabajos que revisamos en el apartado segundo.

4.3. Estimación de los márgenes

A partir de la expresión 4 (incorporando en la misma los parámetros estimados y recogidos en los cuadros 7 a 10) 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. En la columna de la izquierda, para apreciar con más nitidez si presentan una tendencia creciente o decreciente, aplicamos a dichas series el filtro de Hodrick-Prescott. En la columna de la derecha aparecen las tasas de crecimiento brutas y, para una interpretación más intuitiva, hemos normalizado los valores dando el valor 0 a la tasa de crecimiento de la economía española, lo que nos permite apreciar con mayor claridad la homogeneidad, o ausencia de ella, en el comportamiento de los márgenes. Como ya se ha señalado, en el caso del sector de la construcción para Navarra, 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 CCAA. Así, en la evolución de los márgenes, pueden observarse los siguientes comportamientos:

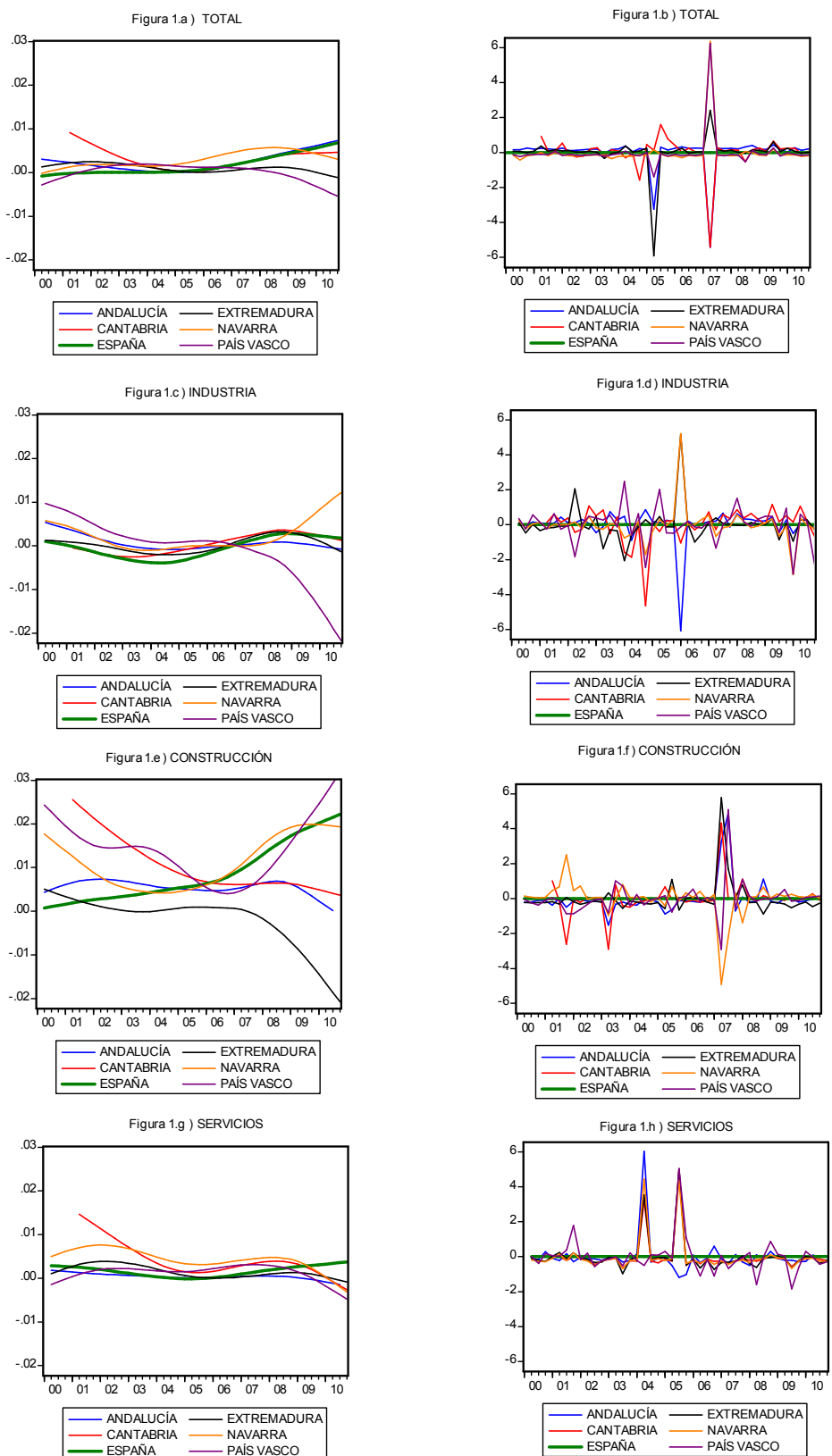
En primer lugar, a partir de la figura 1.a) que recoge la estimación del margen para el total de la economía, no puede apreciarse un patrón común de comportamiento para las CCAA que estamos estudiando. Más concretamente, la figura 1.b) señala que esa heterogeneidad se acusa en el periodo 2005-2007, como consecuencia de la disparidad del comportamiento de los sectores que describen las gráficas restantes.

En segundo lugar, si analizamos la evolución de los márgenes en cada uno de los tres sectores, podemos extraer las siguientes conclusiones. Por lo que se refiere a la industria, la figura 1.c) pone de manifiesto un patrón común de comportamiento de la industria desde 2000 a 2004/05, periodo en el que se detecta un decrecimiento de los márgenes en todas las CCAA. Sin embargo, a partir de 2005-06 esta homogeneidad desaparece. Este momento de cambio puede apreciarse también en la figura 1.d). En cuanto a la construcción, destaca su comportamiento errático, como se desprende de la figura 1.e). Además, en el gráfico 1.f) podemos apreciar que esa disparidad es destacable en el periodo 2001-03, pero muy especialmente en el año 2007. Finalmente, la figura 1.g)

muestra un patrón común del comportamiento de los servicios de 2002 a 2008: de 2002 a 2004/5 hay un descenso en los márgenes y desde ahí a 2008 un aumento, después no hay homogeneidad en el comportamiento

En conjunto, por tanto, podemos afirmar que el inicio de la etapa del periodo de expansión se aprovechó para la mejora en la competitividad tanto en el sector de la industria como en el de los servicios, como pone de manifiesto la tendencia descendente de la tasa de crecimiento de los márgenes. Sin embargo, esa mejora no se mantuvo y a partir de 2005 se aprecian signos de relajamiento que han pasado una factura muy cara con el estallido de la crisis económica. A ello se une que la construcción, sector sobre el que se apoyó de forma importante el crecimiento económico de nuestro país, no ha mostrado signos de una mejora competitiva clara en todo el periodo.

Gráfico 1. ESTIMACIÓN DE LOS MÁRGENES



Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Finalmente, para obtener una primera aproximación a la evolución cíclica de dichos márgenes (datos brutos), presentamos en los cuadros 11 a 14 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 España y para cada región específica).

Cuadro 11. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PEARSON. TOTAL

	SECTOR INDUSTRIA	
	TOTAL-ESPAÑA	TOTAL-REGIÓN
ESPAÑA	0,017	
ANDALUCÍA	-0,008	-0,014
CANTABRIA	-0,030	0,030
EXTREMADURA	-0,088	-0,022
NAVARRA	0,116	0,162
PAÍS VASCO	-0,050	-0,038

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

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Cuadro 12. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PEARSON. SECTOR INDUSTRIA

	SECTOR INDUSTRIA			
	SECTOR-ESPAÑA	TOTAL-ESPAÑA	SECTOR-REGIÓN	TOTAL-REGIÓN
ESPAÑA	0,272	0,215		
ANDALUCÍA	0,184	0,121	0,222	0,093
CANTABRIA	0,237	0,141	0,172	0,103
EXTREMADURA	0,144	0,103	0,591***	0,334**
NAVARRA	0,064	-0,053	0,045	-0,060
PAÍS VASCO	0,176	0,111	0,190	0,156

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

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Cuadro 13. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PEARSON. SECTOR CONSTRUCCIÓN

	SECTOR CONSTRUCCIÓN			
	SECTOR-ESPAÑA	TOTAL-ESPAÑA	SECTOR-REGIÓN	TOTAL-REGIÓN
ESPAÑA	0,069	-0,041		
ANDALUCÍA	0,066	0,094	-0,028	0,053
CANTABRIA	-0,015	-0,052	-0,088	-0,084
EXTREMADURA	0,132	0,081	0,496***	0,288
NAVARRA	0,048	-0,002	0,046	0,010
PAÍS VASCO	-0,181	-0,176	-0,008	-0,220

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

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

**Cuadro 14. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PEARSON.
SECTOR SERVICIOS**

	SECTOR INDUSTRIA			
	SECTOR- ESPAÑA	TOTAL- ESPAÑA	SECTOR- REGIÓN	TOTAL- REGIÓN
ESPAÑA	0,203	0,105		
ANDALUCÍA	0,103	0,080	0,153	0,130
CANTABRIA	0,120	0,018	0,179	0,059
EXTREMADURA	-0,072	-0,153	-0,210	-0,288
NAVARRA	0,076	-0,029	0,163	-0,051
PAÍS VASCO	0,087	0,018	0,125	0,032

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

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos *CLURegio*.

Dado que el margen puede considerarse como una variable “proxy” de la competitividad, el análisis de su relación con el ciclo reviste importancia puesto que nos está indicando como reacciona la competitividad ante las fases expansivas o recesivas del ciclo. De forma intuitiva, podemos decir que si el margen es contracíclico, la economía responde ante las expansiones con una mejora de la competitividad pero ante las recesiones esa mejora se pierde. Un margen procíclico demuestra, por el contrario, que la economía reacciona positivamente ante los periodos recesivos pero se relaja en los periodos expansivos. Para la economía española, los datos anteriores sugieren para el conjunto nacional y las regiones consideradas un comportamiento acíclico de los márgenes, ya que las correlaciones no son significativas, excepto en el caso de Extremadura (construcción e industria) donde hay evidencia débil de un comportamiento procíclico. En definitiva, aunque no se pueden extraer resultados concluyentes, estos resultados están en la línea de los que se habían alcanzado con el análisis gráfico, puesto que los márgenes acíclicos muestran, al menos, que no hemos aprovechado la fase expansiva para una mejora de la competitividad.

6. Conclusiones

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

Se ha constatado, a partir de la base de datos que hemos construido, que la inmensa mayoría de las variables analizadas son I(1) y que para todas las regiones y los sectores productivos analizados (con la excepción de la construcción en Navarra y los servicios en Extremadura) 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 CLU 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 regionales-sectoriales. En el periodo analizado se observa que, mientras que en el sector de la industria y de los servicios se aprovechó la etapa de expansión para mejorar la competitividad, en el sector de la construcción se observa un comportamiento bastante errático y sin mejoras competitivas relevantes. Este resultado es destacable pues el crecimiento de España ha pivotado sobre dicho sector, al menos, hasta 2007.

Otro resultado relevante es que, para el conjunto nacional y regional, los márgenes muestran un comportamiento acíclico. Por tanto, parece claro que no hemos aprovechado ni la entrada en el euro ni la fase expansiva del ciclo para mejorar nuestra competitividad vía reducción de los márgenes.

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 (con la necesaria colaboración de los Institutos Regionales de Estadística) el análisis a otras economías regionales españolas. Asimismo, sería conveniente indagar empíricamente sobre la espirales precios-salarios-productividad y vincular esa investigación al diseño óptimo del modelo de negociación colectiva en España.

Referencias bibliográficas

BROUWER, G. y ERICSSON, N.R. (1998): "Modeling Inflation in Australia", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), pp. 433-449.

CARABALLO, M.A., BUITRAGO, E.M^a, y GÓMEZ, F. (2011): "Precios, Costes Laborales Unitarios y Márgenes: Un Análisis Sectorial para España y sus Regiones", Documento de Trabajo E2011/05, Centro de Estudios Andaluces. (<http://www.centrodeestudiosandaluces.info/PDFS/E201105.pdf>)

DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.

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.

KRYVTSOV, O. y MIDRIGAN, V. (2011): "Inventories, Markups and Real Rigidities in Sticky Price Models of the Canadian Economy", Working Paper 2011-9, Bank of Canada.

KURITA, T. (2010): "Empirical Modeling of Japan's Markup and Inflation, 1976-2000", *Journal of Asian Economics*, 21(6), pp. 552-563.

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.

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.