

LA INFLACION DUAL EN ESPAÑA: COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS EN LOS SECTORES INDUSTRIAL Y DE SERVICIOS

Hallar una explicación de la inflación dual existente en la economía española es lo que pretende **José Luis Raymond Bara** en este trabajo. En nuestra economía, la evolución de los precios en el sector industrial es muy diferente de la que se da en el sector servicios, lo que significa que los factores que condicionan dicha evolución actúan en uno y otro sector con distinta intensidad. La idea central del presente análisis es que mientras el sector industrial se halla expuesto a la competencia externa y, por tanto, sus precios se ven condicionados por la inflación exterior, una parte crucial del sector servicios está protegida de aquélla y, por tanto, el comportamiento de los costes es el factor que mejor explica la evolución de sus precios. Tras exponer los datos existentes, el autor estima un modelo de comportamiento de los precios en los dos sectores y presenta sus conclusiones.

I. INTRODUCCION

UN aspecto relevante del comportamiento de los precios en la economía española es la dispar evolución de las tasas de inflación en los sectores industrial y de servicios. Esta inflación diferencial es indicativa de que los factores condicionantes del comportamiento de los precios en ambos sectores actúan con distinta intensidad. En particular, la línea argumental es que el sector industrial se halla expuesto a la competencia exterior, de forma que, en un marco de tipos de cambio fijos y apertura progresiva de la economía española, la elevación de precios de los productos industriales se halla condicionada por la inflación externa. Por

contra, una sustancial parte del sector servicios, por la propia naturaleza de su *output*, está protegida de la competencia exterior. En este contexto, el comportamiento de los costes será el principal factor explicativo de los precios.

En la exposición que sigue, después de una presentación de datos, se procede a estimar un simple modelo de comportamiento de los precios en los dos sectores que permite destacar el distinto papel que la competencia exterior ejerce. Un apartado final de conclusiones cierra la exposición.

Antes de proseguir, conviene señalar que la limitación de datos obliga a ensayar especificaciones muy simples, tendentes a captar los que consideramos como factores fundamentales que explican el fenómeno de la inflación dual en España.

II. LA INFLACION DUAL EN LA ECONOMIA ESPAÑOLA

El cuadro n.º 1 y el gráfico 1 permiten reflejar la característica señalada. En efecto, en términos de deflactor del PIB, la economía española alcanza una cota máxima de inflación en 1977 y, a partir de esta fecha, la tasa de inflación desciende hasta 1987. Entre este año y 1991, la inflación experimenta un ligero ascenso.

Midiendo la inflación en el sector servicios por el deflactor implícito del PIB sectorial, la inflación desciende desde 1977 hasta 1985. Con posterioridad a este año, la tasa de inflación experimenta un notable ascenso, hasta quedar situada en el 8,5 por 100 en 1991.

Con respecto al sector industrial, destaca el hecho de que el crecimiento del deflactor del PIB sectorial decrece de forma acusada a partir de 1985. En concreto, en este año 1985, el crecimiento de precios se situó en el entorno del 14 por 100, frente a un crecimiento de precios próximo al 1 por 100 en 1990, y del 3,7 por 100 en 1991.

El año 1985 parece, pues, marcar el inicio de una nueva fase, en la que España logra corregir los problemas inflacionistas del sector industrial (la disminución en la tasa de inflación anual se sitúa en una media de 1,7 puntos por año), pero a costa de una acentuación de las tensiones inflacionistas en el sector servicios.

Dado que la participación de los servicios en el PIB es, en 1991, próxima al 63 por 100, mientras

**GRAFICO 1
TASAS DE INFLACION EN LOS SECTORES
INDUSTRIAL (ILPI) Y DE SERVICIOS (ILPS)**



que la de industria se halla situada en el entorno del 23 por 100 (el restante 14 por 100 corresponde a construcción, con un 9 por 100, y a agricultura, con un 5 por 100), la inflación global resulta dominada por el comportamiento de los precios en el sector servicios.

III. SALARIOS, PRODUCTIVIDADES Y PRECIOS RELATIVOS

A efectos de explicar esta inflación dual de los sectores industrial y de servicios, puede ser útil, como primera aproximación, examinar el comportamiento de variables expresivas de costes en los dos sectores.

Un primer problema que se plantea es la falta de información estadística suficientemente desagregada para poder aproximar los costes de producción. En particular, se puede considerar que el sector industrial utiliza cuatro bloques de *inputs*: capital, trabajo, materias primas importadas y bienes finales adquiridos al sector servicios, que son *inputs* del sector industrial. No obstante, a partir

CUADRO N.º 1

EVOLUCION DE LA INFLACION EN ESPAÑA

obs	ILP	ILPI	ILPS
1971	0,070951	0,032246	0,092936
1972	0,079468	0,052492	0,097684
1973	0,104470	0,069885	0,115240
1974	0,159122	0,146783	0,178171
1975	0,159277	0,133036	0,171196
1976	0,147460	0,140140	0,164142
1977	0,207280	0,170670	0,219312
1978	0,192949	0,168227	0,214355
1979	0,157068	0,146619	0,164631
1980	0,130438	0,121336	0,154324
1981	0,107531	0,101619	0,117457
1982	0,134507	0,126354	0,128845
1983	0,099763	0,111926	0,111861
1984	0,096991	0,075958	0,113683
1985	0,084875	0,137710	0,057349
1986	0,084117	0,080875	0,073680
1987	0,059363	0,037681	0,082080
1988	0,062841	0,035383	0,068289
1989	0,073411	0,045315	0,067726
1990	0,071459	0,012218	0,090991
1991	0,066349	0,037633	0,084292

ILP: Incremento del logaritmo del deflactor del PIB.

ILPI: Incremento del logaritmo del deflactor del PIB del sector industrial.

ILPS: Incremento del logaritmo del deflactor del PIB del sector servicios.

de las estadísticas disponibles, sólo ha sido factible construir series homogéneas para los costes laborales. Esta es la principal partida de costes, dado que en 1991 la remuneración de los asalariados representó un 58 por 100 del valor añadido bruto del sector industrial, aunque es evidente que los costes laborales no agotan las partidas de coste del sector.

Por lo que respecta al sector servicios, cabría aplicar un razonamiento similar. En este caso, la retribución de los asalariados representó en 1991 un porcentaje próximo al 50 por 100 del valor añadido bruto del sector.

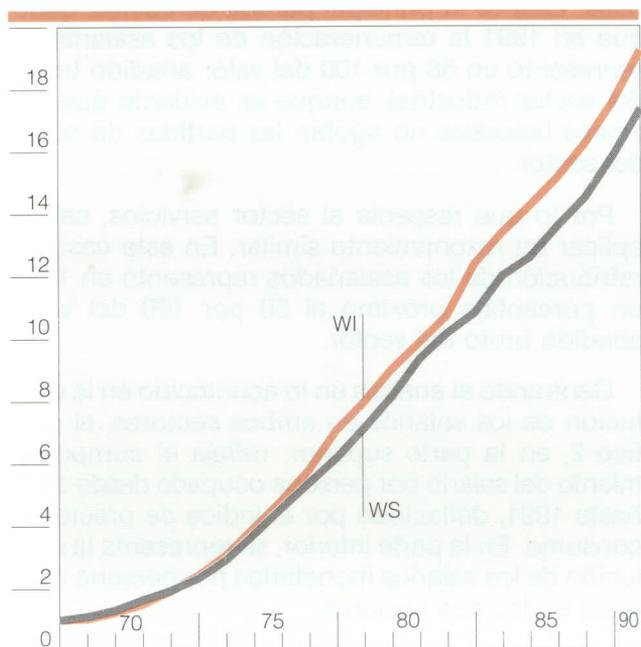
Centrando el análisis en lo acontecido en la evolución de los salarios en ambos sectores, el gráfico 2, en la parte superior, refleja el comportamiento del salario por persona ocupada desde 1970 hasta 1991, deflactado por el índice de precios al consumo. En la parte inferior, se representa la evolución de los salarios monetarios por persona ocupada en los dos sectores.

Un hecho que destaca de este gráfico es el relativo paralelismo que se da en el comportamiento

GRAFICO 2
SALARIO POR PERSONA OCUPADA
EN LOS SECTORES INDUSTRIAL Y DE SERVICIOS
a) Evolución del salario deflactado por el IPC
en industria (WIR) y en servicios (WSR)



b) Evolución del salario monetario en industria (WI)
y en servicios (WS) Base 1 en 1970



de las dos series. Así, por lo que respecta al sector industrial, en el período 1970-1980 el salario por persona ocupada a precios constantes crece a una tasa media anual del 5,4 por 100. A partir de esta fecha, se puede considerar que la variable prácticamente se estabiliza, si bien se observa un repunte alcista a partir de 1989. Con relación al sector servicios, la primera fase de crecimiento de salarios concluye en 1979, con un crecimiento medio anual del 4,6 por 100. Desde este año hasta el final del período, el crecimiento también se hace prácticamente nulo, aunque los dos últimos años muestran también evidencias una aceleración. En el conjunto de los veintiún años contemplados, el salario real en industria crece a una media anual del 2,8 por 100, y en los servicios esta tasa se sitúa en el 2,3 por 100. Es decir, la diferencia es de 0,5 puntos porcentuales. En términos monetarios, las respectivas tasas de crecimiento del salario por persona ocupada son del 15,1 por 100 para la industria y del 14,6 por 100 para los servicios.

Con respecto a la productividad aparente del trabajo, definida como simple cociente entre producción y población ocupada, tal como el gráfico 3 refleja, el sector industrial muestra crecimientos de productividad muchos más acusados. En concreto, el crecimiento medio de la productividad en el período 1970-1991 es de un 3,7 por 100 en industria y de 1,8 por 100 en servicios. La diferencia se sitúa, por tanto, en 1,9 puntos porcentuales.

Una primera sugerencia que se deriva de este análisis gráfico es que el crecimiento de salarios en los sectores industrial y de servicios no se corresponde con el respectivo comportamiento de la productividad. Los datos apuntan a un crecimiento de salarios relativamente homogéneo (los salarios en un sector pueden contribuir a explicar los salarios en el otro sector), mientras que las diferencias en el crecimiento de la productividad resultan notorias. Esta homogeneidad en el crecimiento de salarios (*), aunada al distinto comportamiento de la productividad, explica, pues, un aumento en el precio relativo de los servicios frente a los productos industriales.

En efecto, tomando base 1 en 1970, el precio relativo del *output* industrial frente al *output* de los servicios se sitúa en 0,56 en 1991, mientras que la productividad aparente relativa evoluciona de 1 en 1970 a 1,48 en 1991. El gráfico 4 permite apreciar esta asociación entre precios relativos y productividades relativas en forma de diagrama de dispersión. El coeficiente de correlación es de $-0,83$.

GRAFICO 3
PRODUCTIVIDAD APARENTE DEL TRABAJO
EN LOS SECTORES INDUSTRIAL (PAI)
Y DE SERVICIOS (PAS)
Base 1 en 1970

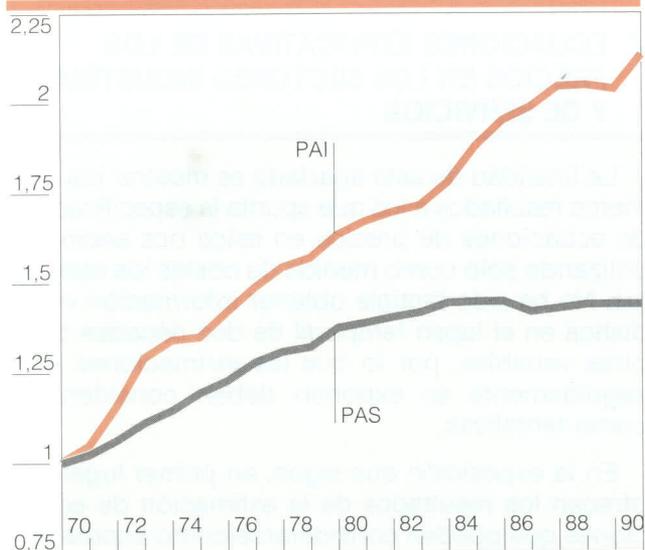
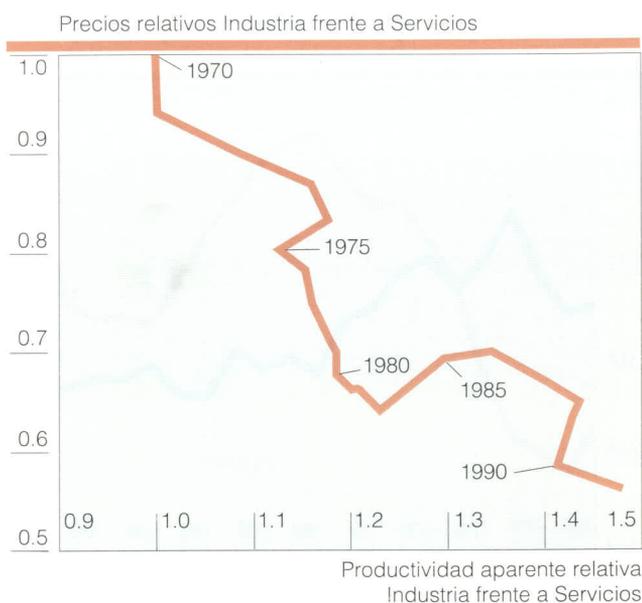


GRAFICO 4
PRECIOS RELATIVOS
Y PRODUCTIVIDADES RELATIVAS



Este análisis explica, pues, a grandes rasgos, el descenso de los precios relativos de los productos industriales frente a los servicios en el curso de dos décadas. La implicación es que, a precios corrientes, el PIB relativo de industria frente a servicios decrece de 0,70 en 1970 a 0,36 en 1991, mientras que a precios de 1970 se mantiene prácticamente estable. Es decir, la disponibilidad relativa de bienes industriales frente a servicios apenas ha variado en los últimos veinte años. No obstante, este análisis no permite apreciar los factores que justifican la dispar evolución de la inflación que se produce en ambos sectores, sobre todo a partir de 1985. Consideramos que las causas de este comportamiento hay que buscarlas en las distintas posibilidades de traslación de costes que ambos sectores tienen, en el contexto de una integración progresiva de la economía española en la de la Europa comunitaria.

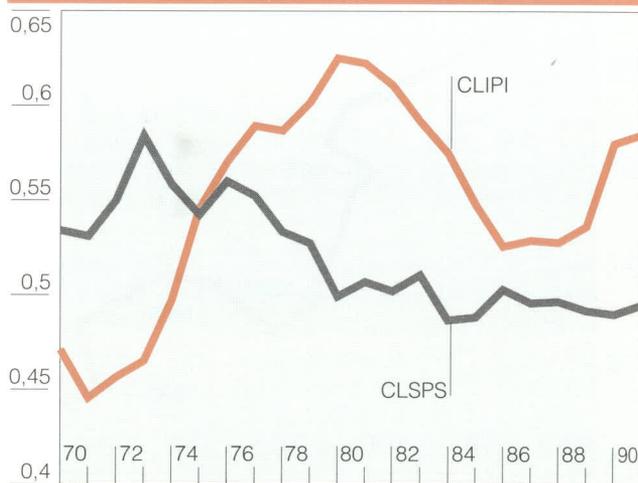
IV. UN ANALISIS GRAFICO DE LAS POSIBILIDADES DE TRASLACION DE COSTES A PRECIOS

Una forma simple de tratar de aproximar las posibilidades de traslación de costes a precios en los

sectores industrial y de servicios es a través del cálculo de los costes laborales por unidad de *output* —es decir, salario monetario dividido por productividad aparente del trabajo— con relación al precio del *output*. Ello equivale a obtener la participación salarial en el PIB del sector. Esta *ratio* puede entenderse como un cociente entre «costes» y «precios» en el supuesto de que el único *input* productivo fuese el factor trabajo. Si el sector puede con facilidad trasladar costes a precios, el aumento de los costes laborales unitarios será absorbido por los precios del *output*, con lo que este aumento de costes laborales unitarios no constituirá una especial dificultad para el sector. Por contra, si el sector no puede con facilidad trasladar costes a precios, ello se reflejará en un aumento de los costes laborales unitarios en términos reales y, posiblemente, tendrá su contrapartida en la compresión de otras partidas del valor añadido, tales como el excedente.

El gráfico 5 recoge los resultados de este cálculo. Se puede observar que la situación en los dos sectores de industria y de servicios es notoriamente dispar. El sector servicios ha podido con facilidad trasladar costes a precios, dada la situación prote-

GRAFICO 5
EVOLUCION DE LOS COSTES LABORALES
UNITARIOS CON RELACION AL PRECIO
DEL OUTPUT EN LOS SECTORES
INDUSTRIAL (CLIFI) Y DE SERVICIOS (CLSPS)



gida frente al exterior. De esta forma, los costes laborales por unidad de *output* frente al precio del *output* han permanecido bastante estables, mostrando una cierta tendencia a decrecer. De esta tendencia es difícil derivar conclusiones, dado que puede obedecer a cambios en la función de producción sectorial. A diferencia, el comportamiento de los costes laborales unitarios reales del sector industrial permite con claridad identificar tres fases: la fase de rápido aumento, que comprende el período 1970-1980; la fase de descenso, que abarca el período 1980-1986, y finalmente, la fase de revitalización de costes frente a precios, que se inicia en 1986 y que prosigue hasta 1991, acentuándose la tendencia en los últimos dos años.

El punto clave del proceso reciente es el aumento de costes y la dificultad del sector industrial para la traslación de costes a precios, debido al efecto de freno que ejerce la competencia exterior, en un contexto en el que la peseta ha tendido a revalorizarse hasta la reciente devaluación de septiembre de 1992. Es cierto que el factor trabajo no constituye el único *input* productivo, a la vez que existen otras vías para competir distintas de la estrategia de costes. Por otro lado, dentro del sector industrial, la situación puede ser muy desigual dependiendo de subsectores. No obstante, lo que los datos agre-

gados indican para el sector es el inicio, a partir de 1986, de una tendencia en que el aumento de costes laborales unitarios por unidad de *output* excede al crecimiento de precios, también por unidad de *output*, lo que puede plantear una situación comprometida a medio y largo plazo.

V. ECUACIONES EXPLICATIVAS DE LOS PRECIOS EN LOS SECTORES INDUSTRIAL Y DE SERVICIOS

La finalidad de este apartado es mostrar los primeros resultados a los que apunta la especificación de ecuaciones de precios en estos dos sectores, utilizando sólo como medida de costes los salariales. No ha sido factible obtener información estadística en el lapso temporal de dos décadas para otras variables, por lo que las estimaciones que seguidamente se exponen deben considerarse como tentativas.

En la exposición que sigue, en primer lugar, se ofrecen los resultados de la estimación de ecuaciones que pueden considerarse como expresivas de la relación a largo plazo entre las variables contempladas. Se intenta también apreciar en qué medida, en el caso del sector industrial, el proceso de apertura de la economía española puede haber afectado a las posibilidades de traslación de costes a precios. Finalmente, se detalla la estimación de ecuaciones dinámicas que tratan de incorporar una estructura de desfases en la relación precios-costes.

1. Relaciones a largo plazo explicativas de los precios

Hablar de relaciones a largo plazo significa que, en esta primera fase de la estimación, se prescindirá de la estructura dinámica del modelo.

El punto de partida es muy simple, y consiste en suponer que los precios en cada sector se forman añadiendo un margen a los costes unitarios de producción internos. Adicionalmente, que el margen precios-costes está en función de la diferencia entre los precios en el mercado exterior y los costes internos de producción.

En efecto, denominando «P» a los precios nacionales, «PE» a los precios exteriores expresados en pesetas y «C» a los costes internos de producción, cabe postular:

$$P = C + \lambda (PE - C)$$

en donde los costes internos de producción «C» pueden definirse de forma que incluyan un margen «normal» de beneficios.

Alternativamente, esta ecuación puede expresarse como:

$$P = (1 - \lambda) \cdot C + \lambda \cdot PE$$

Al adoptar este planteamiento, el coeficiente « λ » mide el grado de apertura de la economía y el de comerciabilidad del *output*. En el supuesto de un sector abierto que produce un *output* plenamente comercializable, $\lambda = 1$, lo que implica que los precios nacionales coincidirán con los exteriores. Alternativamente, si se trata de un sector por completo protegido, o que produce un *output* no comercializable, $\lambda = 0$, y el factor determinante de los precios interiores serán los costes internos de producción.

En el momento de definir «C», sería conveniente englobar, no solamente los costes laborales, sino la totalidad de costes. Es decir, además de los costes del trabajo se deberían contemplar los del capital, los de las materias primas importadas y los de los *inputs* adquiridos a otros sectores. No obstante, dado que no se dispone de esta información, la estimación que seguidamente se ofrece incluye sólo los costes laborales.

Por otro lado, si la ecuación se expresa en términos logarítmicos, se tendrá una estimación directa de la elasticidad. En este caso, la relación de comportamiento subyacente podría ser del tipo:

$$\frac{P}{C} = A (PE/C)^{\lambda}$$

en cuyo caso, no es necesario que «C» incluya el margen de beneficio normal para que la suma de coeficientes sea unitaria. El margen de beneficio normal vendría recogido por el término constante «A» de la relación:

$$\ln P = \ln A + (1 - \lambda) \ln C + \lambda \ln (PE)$$

En este trabajo, por razones estadísticas, hemos optado por la especificación logarítmica, si bien las conclusiones a que ambas estimaciones apuntan resultan muy similares. Por otro lado, debido a que los costes contemplados no agotan la totalidad de costes, no se ha impuesto la restricción de que la suma de coeficientes sea unitaria. Ello impide dar una interpretación precisa al término constante.

Respecto al proceso de estimación seguido, es conveniente una breve alusión al método en dos

etapas. Es una propiedad bien conocida que cuando se opera con regresores integrados o estacionarios en tendencia con tendencia determinista, y entre ellos existe una relación de cointegración, la estimación de la ecuación estática ofrece estimadores consistentes de los coeficientes a largo plazo (véase Engle y Granger, 1987). Omitir la estructura dinámica de la primera fase no es, sin embargo, aconsejable por razones de eficiencia y de sesgo en muestras finitas. Si, *a priori*, o en función de los resultados muestrales, resulta claro que el proceso subyacente de generación de los datos es de tipo dinámico, la alternativa de la estimación en dos etapas no es recomendable. Ahora bien, en nuestro caso, al estimar un modelo estático, en el sentido de no introducir desfases de la variable dependiente, se obtienen estadísticos que, en principio, no son incompatibles con un ruido blanco para la parte aleatoria. Ante la incertidumbre de si el proceso de generación de los datos es estático o dinámico, y dado el reducido tamaño muestral disponible, se ha estimado, en primer lugar, una ecuación estática. Al operar de entrada con modelos dinámicos, se obtenían similares respuestas a largo plazo. Adicionalmente, por lo que respecta a la ecuación de precios industriales, las variables desfasadas resultaban, individualmente y en bloque, poco significativas.

Por otro lado, consideramos que no procede poner mucho énfasis en tratar de discriminar si la variable dependiente y los regresores son procesos integrados o estacionarios en tendencia con tendencia determinista. Con muestras de reducido número de observaciones resulta inviable la distinción entre ambos procesos (véase, por ejemplo, Campbell y Perron, 1991, así como los comentarios a este trabajo de Cochrane, 1991, o de Miron, 1991). En cualquier caso, cuando las variables se multiplican por doce en veinte años, como ocurre con el deflactor del PIB de los servicios, por siete si se considera el deflactor del PIB industrial y por dígitos de este mismo orden de magnitud para las restantes variables, la estacionariedad de las variables queda claramente descartada. (Los resultados del *test* formal de Dickey-Fuller sobre la existencia de raíces unitarias se detallan en los cuadros del *anexo*). Interesa, fundamentalmente, verificar si la parte aleatoria del modelo de regresión es estacionaria y, preferiblemente, ruido blanco. El problema es, no obstante, que con sólo veinte observaciones la potencia de los *tests* formales es escasa. En tal contexto, la estimación de modelos de corrección de error puede constituir una evidencia adicional sobre

la estacionariedad de la parte aleatoria en el modelo estático estimado en niveles.

Los resultados obtenidos en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y por variables instrumentales (VI) de la ecuación de precios industriales se detallan en los cuadros n.º 2 y 3. El logaritmo del deflactor del PIB industrial (LPI) se hace depender del logaritmo de los costes laborales unitarios de producción (LCLI) y del logaritmo de los precios exteriores desfasados un período (LPE). Esta variable desfasada un período tenía mayor capacidad explicativa que en términos corrientes. Como variable expresiva de los precios exteriores, y como primera aproximación, se ha utilizado el

deflactor implícito del PIB en los países de la Europa de los doce expresado en pesetas. Cabe señalar que la Europa comunitaria representa del orden de un 65 por 100 de las transacciones exteriores españolas.

El resultado, como cabía esperar dadas las características de los regresores, es prácticamente el mismo al estimar la ecuación por MCO o por VI. En cuanto al estadístico de Durbin-Watson es de «dos». A pesar de este valor del estadístico, el *test* de Dickey-Fuller sólo rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria a un nivel de significación próximo al 5 por 100, pero no del 1 por 100. Dada, no obstante, la escasa potencia del con-

CUADRO N.º 2

ESTIMACION POR MCO DE LA ECUACION DE PRECIOS INDUSTRIALES
(Variable dependiente: logaritmo deflactor de precios industriales)

<i>Variables explicativas</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico "t"</i>
Constante	0,339	15,94
Logaritmo costes laborales unitarios industria	0,398	11,52
Logaritmo precios exteriores (- 1)	0,473	15,33
Coefficiente determinación corregido		0,999
Error <i>standard</i>		0,0222
Durbin-Watson		1,97
<i>Test</i> de cointegración de Dickey-Fuller ampliado (*)		
Estadístico "t"		4,21
Valores críticos Mckinnon		
1 por 100		5,15
5 por 100		4,21
10 por 100		3,79

(*) Según propuesta de Engle y Granger (1987).

CUADRO N.º 3

ESTIMACION POR V.I. DE LA ECUACION DE PRECIOS INDUSTRIALES
(Variable dependiente: logaritmo deflactor PIB industrial)

<i>Variables explicativas</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico "t"</i>
Constante	0,333	14,67
Logaritmo costes laborales unitarios industria	0,387	10,37
Logaritmo precios exteriores (- 1)	0,482	14,50
Coefficiente determinación corregido		0,999
Error <i>standard</i>		0,0223
Durbin-Watson		2,03

Instrumentos: Valores desfasados un período de la variable dependiente y de las explicativas.

CUADRO N.º 4

ESTIMACION POR MCO DE LA ECUACION DE PRECIOS DE LOS SERVICIOS
(Variable dependiente: logaritmo deflactor PIB servicios)

<i>Variables explicativas</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico "t"</i>
Constante	0,576	29,11
Logaritmo costes laborales unitarios servicios	0,938	18,17
Logaritmo precios exteriores (– 1)	0,116	2,43
Coefficiente determinación corregido		0,999
Error <i>standard</i>		0,0247
Durbin-Watson		1,44
<i>Test</i> de cointegración de Dickey-Fuller ampliado (*)		
Estadístico "t"		3,22
Valores críticos Mckinnon		
1 por 100		5,15
5 por 100		4,21
10 por 100		3,79

(*) Según propuesta de Engle y Granger (1987).

CUADRO N.º 5

ESTIMACION POR V.I. DE LA ECUACION DE PRECIOS DE LOS SERVICIOS
(Variable dependiente: logaritmo deflactor PIB servicios)

<i>Variables explicativas</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico "t"</i>
Constante	0,589	28,59
Logaritmo costes laborales unitarios servicios	0,979	19,04
Logaritmo precios exteriores (– 1)	0,079	1,58
Coefficiente determinación corregido		0,999
Error <i>standard</i>		0,0251
Durbin-Watson		1,44

Instruments: Valores desfasados un período de la variable dependiente y de las explicativas.

traste, así como los resultados que más adelante se exponen relativos a la estimación del modelo de mecanismo de corrección de error, se ha supuesto la estacionariedad de la perturbación aleatoria. (Véase el *anexo* para una discusión de este extremo).

El aspecto que destaca de esta estimación es una elasticidad de 0,4 de los precios industriales con respecto a los costes laborales de producción internos, mientras que la correspondiente elasticidad con relación a los precios exteriores se sitúa en el entorno de 0,5. La comerciabilidad del *output* producido explica estas elasticidades.

Según esta ecuación, el sector industrial puede tener dificultades para la traslación de costes a precios, en un contexto de tipos de cambio fijos, si la inflación en España es más elevada que la imperante en países de su entorno. Esta circunstancia puede explicar la reducida tasa de inflación de los bienes industriales a partir de 1985.

Con respecto a los servicios, los resultados obtenidos al relacionar el deflactor del valor añadido bruto del sector con los costes laborales unitarios y con los precios exteriores desfasados un período se detallan en los cuadros n.ºs 4 y 5. En este caso, el *test* de Dickey-Fuller no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, si bien la evidencia posterior

conduce a suponer la estacionariedad de la perturbación aleatoria.

La elasticidad de los precios de los servicios con respecto a los costes laborales unitarios es muy próxima a la unidad, mientras que los precios exteriores ejercen un efecto prácticamente nulo, dada la escasa comerciabilidad del *output* producido. Esta hipótesis se afianza al efectuar la estimación de la ecuación por variables instrumentales.

En síntesis, pues, estas ecuaciones justifican la inflación diferencial de los sectores industrial y de servicios, en un contexto de apertura progresiva de la economía española y de apreciación del tipo de cambio.

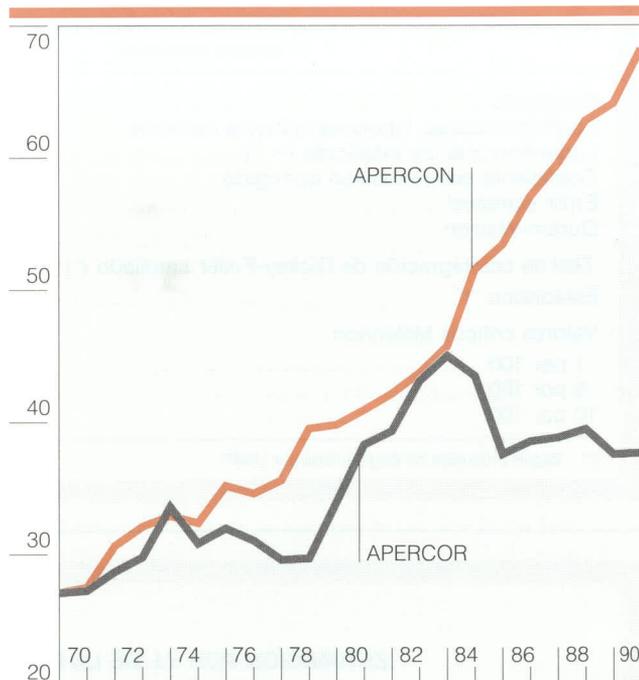
2. Apertura de la economía española y comportamiento de los precios industriales

No es la pretensión de este trabajo ahondar en el tema de la apertura de la economía española. Únicamente, poner de manifiesto que en el período contemplado, si se define un índice de apertura como simple cociente entre importaciones «más» exportaciones con relación al PIB, se observa que la economía española es progresivamente más abierta. Por otro lado, esta mayor apertura de la economía española parece ir acompañada de un aumento del peso de los precios externos en la determinación de los precios industriales, así como de una mayor dificultad del sector industrial para la traslación de costes a precios.

En efecto, centrando la atención, en primer lugar, en la obtención de un índice simple de apertura, el cociente entre importaciones y exportaciones con relación al PIB proporciona una medida de la importancia relativa de las transacciones externas. Existen índices alternativos para medir el grado de apertura de una economía. El propuesto tiene la ventaja de su sencillez. A este respecto, el gráfico 6 recoge la evolución de la *ratio* descrita.

El primer aspecto que destaca de este gráfico es que las conclusiones de lo acontecido a partir de 1984 son muy distintas según que el cociente se evalúe a precios corrientes o constantes. A precios corrientes, tal como recoge la línea de trazo discontinuo, el índice de apertura de la economía española se reduce desde 1984, al pasar de un 45 por 100 en esta fecha a un 38 por 100 en 1991. No obstante, ello es consecuencia de la evolución de los deflatores.

GRAFICO 6
EVOLUCION DEL GRADO DE APERTURA DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA



$$\text{APERCON} = \frac{\text{Importaciones a precios 1970} + \text{Exportaciones a precios 1970}}{\text{PIB a precios 1970}}$$

$$\text{APERCOR} = \frac{\text{Importaciones a precios corrientes} + \text{Exportaciones a precios corrientes}}{\text{PIB a precios corrientes}}$$

Así, a precios constantes de principios de período, el peso de las transacciones exteriores en el PIB aumenta de forma sostenida desde 1970 hasta 1991, pasando de un 27 a un 68 por 100. Por otro lado, a partir de 1984, el grado de apertura medido de esta forma experimenta una aceleración. En efecto, la ganancia medida anual de participación en el período 1970-1984 se sitúa en 1,33 puntos porcentuales, frente a 3,21 puntos porcentuales de ganancia media en el período 1984-1991.

En la medida en que la apertura trate de aproximar magnitudes físicas, resulta preferible utilizar precios constantes y concluir que, en efecto, esta apertura ha aumentado en los años considerados.

Es razonable pensar que, en paralelo a este aumento del grado de apertura, los precios exte-

rios hayan incrementado su peso en la determinación de los precios de los productos industriales, y que este aumento se haya visto acompañado de una mayor dificultad del sector para la traslación de costes a precios. Es decir, en términos de la ecuación de precios previamente descrita, ello debe traducirse en un aumento del coeficiente « λ ».

No se propone un contraste formal de esta hipótesis. Únicamente se pretende ofrecer una interpretación intuitiva. Esta interpretación intuitiva puede derivarse de la estimación recursiva de la ecuación de precios industriales. La estimación recursiva consiste en utilizar inicialmente un período de tiempo reducido para efectuar la estimación (concretamente, el período 1971-1977) y, progresivamente, ir añadiendo observaciones, repitiendo cada vez la estimación hasta completar la muestra disponible.

La no estabilidad de los coeficientes en la estimación recursiva de una ecuación puede considerarse como evidencia en contra del modelo. Somos conscientes de que las ecuaciones estimadas constituyen sólo una aproximación, de suerte que los resultados de esta estimación recursiva pueden constituir un indicio del efecto descrito.

Tal como el gráfico 7 refleja, la elasticidad de los precios industriales con respecto a los costes laborales internos muestra tendencia a reducirse a lo largo del tiempo. A nivel estadístico, los *tests* formales de constancia estructural (*tests* de Chow con ruptura estructural en 1980 o *test* derivados de los residuos recursivos) no rechazan con claridad la hipótesis nula de estabilidad estructural, si bien los datos apuntan a que, efectivamente, la correspondiente elasticidad evidencia cierta tendencia a decrecer. Por contra, la elasticidad de los precios industriales con respecto a los precios exteriores tiene un comportamiento creciente.

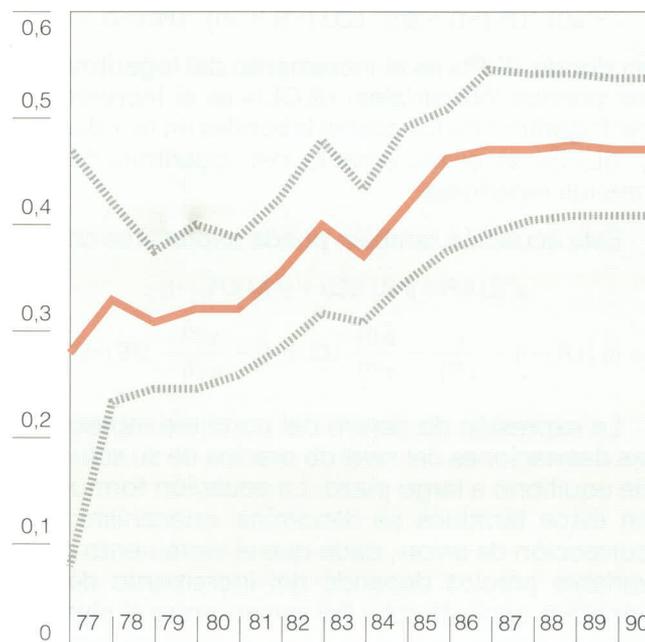
En este contexto, el sector industrial se enfrenta a una elevación de costes que viene dominada por la inflación interna, salvo las disminuciones conseguidas vía el aumento de la productividad, mientras que las posibilidades de traslación de costes a precios están progresivamente más condicionadas por la inflación externa y por la evolución del tipo de cambio.

GRAFICO 7
ESTIMACION RECURSIVA DE LA ECUACION
A PRECIOS INDUSTRIALES

a) Elasticidad precios-costes laborales unitarios



b) Elasticidad precios industriales-precios exteriores



Nota: Las líneas de trazo discontinuo señalan un intervalo de confianza del 95 por 100.

3. Una primera aproximación a la especificación de ecuaciones de precios en los sectores industrial y de servicios

Aceptada la hipótesis de que las variables contempladas siguen procesos integrados, y de que existe una relación de cointegración acorde con la ecuación explicativa de los precios industriales, y una relación de cointegración acorde con la ecuación explicativa de los precios de los servicios, ambas ecuaciones pueden formularse como mecanismo de corrección de error.

En concreto, para la ecuación de precios industriales, se tiene:

$$\alpha(L) \cdot LPI = \mu + \beta(L) \cdot LCCLI + \gamma(L) \cdot LPE(-1) + \epsilon$$

en donde « $\alpha(L)$ », « $\beta(L)$ », y « $\gamma(L)$ » son polinomios en el operador de retardos « L », y « LPI », « $LCCLI$ » y « LPE » son los logaritmos de los precios industriales, de los costes laborales unitarios en la industria y de los precios exteriores.

Dado que siempre es factible la descomposición:

$$\begin{aligned} \alpha(L) &= \alpha(1) \cdot L + \alpha^*(L) (1-L) \\ \beta(L) &= \beta(1) \cdot L + \beta^*(L) (1-L) \\ \gamma(L) &= \gamma(1) \cdot L + \gamma^*(L) (1-L) \end{aligned}$$

sustituyendo, se tiene:

$$\alpha^*(L) ILPI = \beta^*(L) ILCCLI + \gamma^*(L) ILPE(-1) + \mu - \alpha(1) \cdot LPI(-1) + \beta(1) \cdot LCCLI(-1) + \gamma(1) \cdot LPE(-2) + \epsilon$$

en donde « $ILPI$ » es el incremento del logaritmo de los precios industriales, « $ILCCLI$ » es el incremento del logaritmo de los costes laborales en la industria y « $ILPE$ » es el incremento del logaritmo de los precios exteriores.

Esta ecuación también puede expresarse como:

$$\alpha^*(L) ILPI = \beta^*(L) ILCCLI + \gamma^*(L) ILPE(-1) - \alpha(1) \left[LPI(-1) - \frac{\mu}{\alpha(1)} - \frac{\beta(1)}{\alpha(1)} LCCLI(-1) - \frac{\gamma(1)}{\alpha(1)} LPE(-2) \right] + \epsilon$$

La expresión de dentro del corchete representa las desviaciones del nivel de precios de su solución de equilibrio a largo plazo. La ecuación formulada en estos términos se denomina «mecanismo de corrección de error», dado que el incremento de la variable precios depende del incremento de las variables explicativas y del «error» entre el nivel de precios observado en « $t-1$ » y el nivel de precios de equilibrio en tal período. Un nivel de precios observado en « $t-1$ » por encima del nivel de equilibrio implica un error positivo, y, en conse-

cuencia, este desequilibrio tiende a reducir la inflación en « t », lo que contribuye a adecuar las variables a su nivel de equilibrio a largo plazo. A la inversa en caso de un «error» negativo.

La expresión de dentro del corchete puede denominarse « ZI », y una estimación consistente de tal variable, en el supuesto de procesos cointegrados, se logra a través de la estimación de la ecuación estática por mínimos cuadrados ordinarios. Adicionalmente, en este supuesto, el sesgo de endogeneidad no afecta a la propiedad de consistencia.

Después de un proceso de simplificación secuencial, la ecuación de precios seleccionada adopta la forma:

$$ILPI = \alpha_1 \cdot ILPI(-1) + \beta_0 \cdot ILCCLI + \gamma_1 \cdot ILPE(-1) - \delta \cdot ZI(-1) + \epsilon$$

Siguiendo igual planteamiento para la ecuación de precios en los servicios, se obtiene:

$$ILPS = \alpha_1^* \cdot ILPS(-1) + \beta_0^* \cdot ILCLS - \delta^* \cdot ZS(-1) + \epsilon^*$$

en donde « $ILPS$ » es el incremento del logaritmo de los precios de los servicios, « $ILCLS$ » es el incremento del logaritmo de los costes laborales unitarios en el sector servicios y « ZS » son las desviaciones entre el logaritmo de los precios observados en los servicios y la solución de equilibrio a largo plazo de tales precios. Cabe destacar que en la ecuación de precios de los servicios no interviene el incremento del logaritmo de los precios exteriores.

Las ecuaciones precedentes plantean un potencial problema de endogeneidad. El incremento del logaritmo de los costes laborales unitarios puede estar correlacionado con la perturbación aleatoria. Dado, además, que ambas variables son estacionarias, la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios proporcionará estimadores inconsistentes caso de resultar transgredida la hipótesis de exogeneidad.

La solución podría ser la estimación de ambas ecuaciones por variables instrumentales. No obstante, posiblemente existe correlación significativa entre las perturbaciones de la ecuación de precios en la industria y las perturbaciones de la ecuación de precios en los servicios, debido a la probable existencia de factores omitidos comunes. Por ello, resulta más aconsejable estimar las dos ecuaciones de forma conjunta por mínimos cuadrados triéticos (MC3E). Como instrumentos, se han utilizado los valores desfasados de las distintas variables

CUADRO N.º 6

ESTIMACION ECUACIONES DE PRECIOS
POR MC3E

a) Ecuación de precios industriales.

Variable dependiente: ILPI

Variabes explicativas	Coefficiente	Estadístico "t"
ILPI (- 1)	0,385	3,08
ILCLI	0,343	4,11
ILPE (- 1)	0,189	3,23
ZI (- 1)	-0,874	5,45
Coefficiente determinación corregido	0,880	
Error <i>standard</i>	0,0167	
Durbin-Watson	1,68	

Instrumentos: Const., ILPI (- 1), ILCLI (- 1), ILPE (- 1), ZI (- 1).

b) Ecuación de precios en los servicios.

Variable dependiente: ILPS

Variabes explicativas	Coefficiente	Estadístico "t"
ILPS (- 1)	0,298	2,24
ILCLS	0,738	5,25
ZS (- 1)	-0,756	5,11
Coefficiente determinación corregido	0,863	
Error <i>standard</i>	0,0183	
Durbin-Watson	2,04	

Instrumentos: Const., ILPS (- 1), ILCLS (- 1), ZS (- 1).

Definición de variables

LPI: Logaritmo deflactor PIB industrial.

LCLI: Logaritmo costes laborales unitarios en industria.

LPE: Logaritmo precios exteriores expresados en pesetas.

ILPI = LPI - LPI (- 1)

ILCLI = LCLI - LCLI (- 1)

ILPE = LPE - LPE (- 1)

ZI = LPI - 0,339 - 0,398 LCLI - 0,473 LPE (- 1)

LPS: Logaritmo deflactor PIB servicios.

LCLS: Logaritmo costes laborales unitarios en servicios.

ILPS = LPS - LPS (- 1)

ILCLS = LCLS - LCLS (- 1)

ZS = LPS - 0,575 - 0,938 LCLS - 0,116 LPE (- 1)

adicional del carácter cointegrado de las relaciones estimadas en niveles.

La estructura dinámica subyacente que de estas ecuaciones se desprende, es:

$$LPI = 0,30 + 0,51 \cdot LPI(-1) - 0,38 \cdot LPI(-2) + 0,35 \cdot LCLI + 0,19 \cdot LPE(-1) + 0,22 \cdot LPE(-2)$$

$$LPS = 0,44 + 0,54 \cdot LPS(-1) - 0,30 \cdot LPS(-2) + 0,74 \cdot LCLS - 0,03 \cdot LCLS(-1) + 0,08 \cdot LPE(-2)$$

No obstante, la incertidumbre que al respecto se tiene es apreciable, en la medida en que la estructura de desfases seleccionada posiblemente sea sensible a la muestra utilizada.

A nivel pragmático, la modelización utilizando el enfoque de «mecanismo de corrección de error» permite reducir el error *standard* de 0,022 a 0,017 para la ecuación de precios industriales, y de 0,025 a 0,018 para la ecuación de precios en los servicios. Por otro lado, la significatividad de las variables «ZI» y «ZS» —es decir, del término de error— constituye una forma alternativa de validar la estimación en niveles.

En cualquier caso, es conveniente que el aparato econométrico no haga olvidar la limitación básica de las ecuaciones postuladas. Esta radica en que, por un lado, los costes contemplados únicamente incluyen los laborales, pero no los de otros *inputs* utilizados en el proceso productivo. Por otro, existe cierta evidencia, acorde con el resultado esperable *a priori*, de que el proceso de traslación de costes a precios en la industria resulta progresivamente más difícil a medida que la economía se abre al exterior, a la vez que los precios exteriores adquieren mayor relevancia como determinantes de los precios nacionales.

Una modelización adecuada de estos dos extremos exigiría disponer de más información estadística, a la vez que relacionar los parámetros del modelo con índices expresivos de la apertura de la economía española. El problema es claramente relevante cara a la formación de un mercado único europeo que, a largo plazo, exige la adecuación de los precios nacionales a los exteriores. Esta convergencia en precios comporta también la convergencia en costes. El proceso puede lograrse de forma voluntaria, a través de la moderación de costes, o de forma más traumática, pero que también comporta convergencia, a través de la quiebra de empresas que queden fuera de mercado.

explicativas. De esta forma, se soluciona el problema de endogeneidad, a la vez que se contempla la covarianza no nula entre la perturbación aleatoria de las dos ecuaciones.

El resultado de la estimación se detalla en el cuadro n.º 6. De este cuadro destaca la elevada significatividad de los dos términos de corrección de error (ZI y ZS), lo que constituye un contraste

VI. CONCLUSIONES

A modo de síntesis, cabría tratar de ordenar los principales puntos de la exposición precedente:

1. En primer lugar, la motivación de este trabajo es tratar de hallar una explicación al fenómeno de la inflación dual en la economía española. En efecto, en 1990, el crecimiento del deflactor del PIB se situó en el 7,1 por 100. No obstante, por componentes, la tasa de inflación del deflactor de los servicios fue de un 9,1 por 100, frente al 1,2 por 100 para el deflactor de los bienes industriales. Los datos provisionales de 1991 señalan una inflación del 6,6 por 100 para el deflactor del PIB, del 8,4 por 100 para los servicios y del 3,8 por 100 para la industria. Este diferencial de inflación en estos dos sectores es expresivo del dispar comportamiento de los precios en un sector sometido a la competencia exterior, que es el industrial, frente a otro, el de los servicios, que, por la propia naturaleza de su *output*, se halla en gran medida protegido de la influencia de los precios internacionales.

2. Al analizar la evolución de los costes salariales en los sectores industrial y de servicios, se comprueba que, pese a la dispar evolución de la productividad, el crecimiento de salarios por persona ocupada es relativamente similar en los dos sectores. En concreto, entre 1970 y 1991, el valor medio del crecimiento de los salarios por persona ocupada, y a precios estables, se sitúa en el 2,8 por 100 para el sector industrial y en el 2,3 por 100 para el sector servicios. La diferencia es, pues, de 0,5 puntos porcentuales. No obstante, en este mismo período de tiempo, el crecimiento de la productividad aparente del trabajo es, como promedio, del 3,7 por 100 en industria y del 1,8 por 100 en servicios. Por tanto, la diferencia de crecimiento de salarios es de un 22 por 100, frente a más de un 100 por 100 de diferencia en el crecimiento de la productividad. La razón es que los factores determinantes del crecimiento de salarios, posiblemente, son relativamente comunes en ambos sectores (a nivel más formal, se comprueba que los salarios en ambos sectores obedecen a procesos cointegrados), mientras que las características del *output*, así como otros factores específicos, determinan el dispar crecimiento de la productividad.

3. Una implicación de este análisis es que la evolución a largo plazo de los precios relativos de industria frente a servicios debe estar condicionada

por el comportamiento de la productividad relativa en los dos sectores.

En efecto, entre 1970 y 1991 los precios relativos de los productos industriales con respecto a los servicios decrecen un 44 por 100, frente a un aumento del 48 por 100 en la productividad relativa. Por otro lado, la correlación entre ambas series se sitúa en $-0,83$.

Este aumento de los precios relativos de los productos industriales frente a los de los servicios explica que, a precios corrientes, el cociente entre los PIB de ambos sectores decrezca un 49 por 100 en el curso de dos décadas. No obstante, a precios de 1970, el PIB industrial, frente al PIB de los servicios, permanece prácticamente estable.

En otras palabras, la disponibilidad de bienes industriales frente a servicios ha variado poco en los últimos veinte años, si bien la relación entre los recursos que la economía dedica a producir bienes industriales frente a los recursos que dedica a producir servicios ha decrecido considerablemente. En concreto, la población ocupada relativa en los dos sectores ha disminuido un 37 por 100. Se produce, pues, *terciarización* de la economía española a precios corrientes, así como desde la óptica de la población ocupada relativa. Apenas se produce *terciarización* si la medición se efectúa en términos de la disponibilidad relativa de bienes industriales frente a servicios.

Este análisis a partir del comportamiento de las productividades aparentes relativas del factor trabajo es ilustrativo de la evolución a largo plazo del nivel relativo de precios en los dos sectores. La dificultad para incorporar cambio técnico en los que son servicios personales, la inherente dificultad para medir adecuadamente la productividad en el sector servicios y el carácter protegido del sector y, en buena medida, regulado, pueden explicar este resultado. No obstante, queda por explicar el diferencial anual de inflación que se produce entre los dos sectores, sobre todo, a partir de 1985, en que se amplía muy considerablemente el *gap* entre la inflación en los servicios y la inflación en el sector industrial.

4. Este diferencial de inflación, que se produce de forma acusada a partir de 1985, entre los sectores industrial y de servicios se atribuye, fundamentalmente, a las distintas posibilidades de traslación de costes a precios que tiene un sector abierto a la competencia exterior, como es el industrial, frente a otro, el de los servicios, que, por la propia natu-

raleza de su *output*, se halla protegido de esta competencia exterior. Algunas regulaciones que afectan al sector pueden contribuir a acrecentar el proceso.

El análisis se efectúa a dos niveles:

- A un primer nivel intuitivo, de forma gráfica, se examina la evolución en los dos sectores de la *ratio* entre los costes laborales por unidad de *output* y el precio por unidad de *output*. Un sector que traslada con facilidad costes a precios debe caracterizarse por una *ratio* relativamente estable entre ambas magnitudes. A diferencia, si el sector tiene dificultades para la traslación de costes a precios debido a la competencia exterior, la evolución temporal de la *ratio* costes-precios debe reflejar el comportamiento de los costes unitarios del factor trabajo y de los precios exteriores expresados en pesetas. Efectivamente, se comprueba que, en un período de veinte años, la relación costes-precios en el sector servicios es bastante estable, mientras que en el sector industrial experimenta notables oscilaciones.

- A un segundo nivel, se estima una ecuación que explica los precios en los dos sectores en función de los costes unitarios de producción y de los precios exteriores. En tal contexto, la elasticidad de los precios nacionales con respecto a los exteriores mide el grado de apertura y de comerciabilidad del *output*. Esta elasticidad es prácticamente nula para el sector servicios y próxima a 0,5 para el sector industrial. Por otro lado, la elasticidad precios-costes es próxima a la unidad para el sector servicios e inferior a 0,5 para el sector industrial.

La inflación dual a partir de 1985 puede, pues, considerarse como el subproducto de un tipo de cambio que tiende a revaluarse, en la muestra de años contemplada, en un contexto de apertura progresiva de la economía española hacia países que experimentan una menor tasa global de inflación.

5. Otra característica que el análisis previo registra para el sector industrial es una cierta tendencia al aumento en el tiempo de la elasticidad precios industriales-precios exteriores, a la vez que una disminución de la elasticidad precios-costes. Ello coincide con el aumento del grado de apertura de la economía española, y se interpreta que estos procesos pueden estar ligados. A medida que la economía española se abre a la competencia exterior, los precios de los bienes comercializables dependen más de los precios exteriores, y en menor medida de los costes internos de producción.

6. De hecho, a largo plazo, la existencia de un mercado único comporta, en términos generales, la convergencia en niveles de precios para los bienes comercializables. En algunos casos, puede considerarse que España parte con una cierta ventaja comparativa en lo que respecta a costes unitarios de producción, pero el diferencial de inflación puede absorber con rapidez esta ventaja. A este respecto, conviene llamar la atención sobre el hecho de que el Programa de Convergencia elaborado por el gobierno español, y derivado de los acuerdos de Maastricht, pone énfasis en la igualación de las tasas de inflación, pero no contempla la hipotética pérdida de competitividad resultante de que la misma tasa de inflación final puede alcanzarse partiendo de tasas iniciales distintas. A título ilustrativo, entre 1991 y 1996 está previsto que la tasa de inflación en España, medida a través del deflactor del PIB como indicador global, se reduzca desde tasas próximas al 7 por 100 hasta el 3 por 100. Considerando base 1 en 1990, el nivel de precios en 1996 se situaría en 1,31. Por otro lado, un país que tiene una inflación del 3 por 100 en 1990 y que la mantiene estable hasta 1996, llega a esta fecha con un índice de precios de 1,19. Aun en el supuesto de igualar tasas de inflación en 1996, la pérdida de competitividad con respecto a 1990 se cifraría en el entorno del 10 por 100. El mismo análisis podría efectuarse en términos de costes unitarios de producción.

El objeto de esta digresión es, pues, resaltar que, aun considerando el mejor de los mundos, con tipos de cambio fijos, es difícilmente evitable que en los próximos años la economía española experimente una nueva pérdida de competitividad con respecto a los países más estables de la Europa comunitaria. La devaluación reciente de la peseta es una manifestación del proceso. Tratar de minimizar esta pérdida exige ahondar en el cumplimiento del programa de atenuación inflacionista.

7. Por otro lado, la convergencia en precios, a largo plazo, implica también la convergencia en costes. Esta convergencia en costes, si los costes nacionales son superiores a los exteriores, puede lograrse, no obstante, por dos vías. La voluntaria comporta aceptar un programa de moderación de costes. La forzosa logra el ajuste sobre la base de la desaparición de empresas que han quedado fuera de mercado. Ello se traduce en la destrucción de parte del tejido productivo industrial y en el inevitable aumento del desempleo. Pocas dudas caben de que los costes sociales aparejados son más acusados en el supuesto de una adaptación

forzosa, sobre todo porque el proceso de cierre de empresas y pérdida de empleo, una vez iniciado, tiende a autoalimentarse y resulta difícilmente controlable, como la experiencia española anterior a 1986 permite ejemplificar.

8. En tal contexto, cabe concluir que la minimización de los costes de ajuste derivados de la integración de España en la Europa comunitaria exige la atenuación de la inflación global de la economía española, dado que esta inflación global es un componente básico explicativo de la evolución de los costes unitarios de producción. En definitiva, esta tasa global de inflación condiciona el crecimiento de los salarios, que resulta ser relativamente homogéneo entre los distintos sectores productivos. Adicionalmente, cabe esperar que a mayor tasa global de inflación, la dualidad entre la inflación de los sectores industrial y de servicios se acentúe.

Por otro lado, un motor fundamental de la tasa global de inflación es el crecimiento de precios en los servicios. El sector está, en buena medida, abrigado de la competencia internacional, lo que permite que sus precios tengan una evolución autónoma.

Cara a reducir la inflación del sector servicios, es conveniente moderar el crecimiento salarial, dado que se está ante un proceso circular. Mayores precios de los servicios condicionan mayores salarios, y éstos, a su vez, aumentan el precio de los servicios. Además, se trata de potenciar todos aquellos factores que puedan contribuir a aumentar la productividad en los servicios, así como a reducir su carácter protegido frente al exterior, favoreciendo la acción de la competencia.

El sentido de estas actuaciones debe ser atenuar la inflación «global» de la economía española, a la vez que contribuir a limar la inflación «dual». En otro caso, aunque los logros en términos de inflación agregada fuesen aceptables, ignorar el problema de la inflación dual podría ser tan arriesgado como concluir que un individuo que tiene la cabeza en el horno y los pies en el congelador se halla, como promedio, confortablemente instalado.

NOTA

(*) Un *test* de Dickey-Fuller, tendente a analizar si los salarios en los dos sectores están cointegrados, permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración a un nivel de significación inferior al 5 por 100.

ANEXO

CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS EN LOS MODELOS UNIVARIANTES DE PRECIOS Y DE COSTES

Para el contraste de la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en el proceso univariante de generación de los datos, se parte del siguiente modelo general:

$$Y_t = \mu + \beta \cdot t + \frac{1}{\Phi(L)} \cdot \epsilon_t$$

en donde « Y_t » es la variable analizada, « t » es el término tendencial «tiempo» y « $\Phi(L)$ » constituye un polinomio en el operador de retardos « L ».

Esta ecuación puede expresarse como:

$$\Phi(L) Y_t = \mu^* + \beta \cdot \Phi(1) \cdot t + \epsilon_t$$

O bien, dado que: $\Phi(L) = \Phi(1) \cdot L + \phi(L) (1-L)$, la ecuación admite la representación:

$$\phi(L) \cdot \Delta Y_t = \mu^* - \Phi(1) \cdot Y_{t-1} + \beta \cdot \Phi(1) \cdot t + \epsilon_t$$

El contraste de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, equivale al contraste de la hipótesis nula $\Phi(1) = 0$, a través de la significatividad de « Y_{t-1} ».

El orden de « $\phi(L)$ » se ha seleccionado atendiendo a la significatividad de los valores desfasados de « ΔY_t » en

la ecuación precedente. Obsérvese que el orden de « $\Phi(L)$ » es igual al de « $\phi(L)$ » más unidad. En función de este criterio, el orden de « $\phi(L)$ » elegido ha sido «uno», lo que implica un orden de « $\Phi(L)$ » igual a dos.

Utilizando el *test* de Dickey-Fuller y los valores críticos tabulados por McKinnon (1991), que incorpora la versión 7,0 del programa Micro TSP, en ningún caso se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. No obstante, dedicando suficiente esfuerzo a la introducción de tendencias segmentadas (*splines*), los resultados del *test* podrían ser otros.

Por otro lado, el contraste es poco potente. Sirva como ejemplo el cuadro A.6 que reproduce los resultados de aplicar el *test* al siguiente proceso de generación de datos postulado *a priori*, y considerando una realización del proceso:

$$Z_t = 1 + t + \frac{1}{1-0,8L} \cdot \epsilon_t$$

en donde $\epsilon_t \sim \text{NID}(0,1)$.

CUADRO A1

CONTRASTE DE RAIZ UNITARIA LOGARITMO DE LOS PRECIOS INDUSTRIALES

Variable dependiente: ILPI = LPI - LPI (- 1)

Variables explicativas	Coeficiente	Estadístico "t"
ILPI (- 1)	0,696	3,90
LPI (- 1)	- 0,054	0,69
Constante	0,0496	1,12
Tendencia temporal	0,0033	0,36
Durbin-Watson	2,52	
<i>Test</i> Dickey-Fuller ampliado		
Estadístico "t"	0,69	
Valores críticos Mckinnon		
1 por 100	4,50	
5 por 100	3,66	
10 por 100	3,27	

CUADRO A2

CONTRASTE DE RAIZ UNITARIA LOGARITMO COSTES LABORALES UNITARIOS EN LA INDUSTRIA

Variable dependiente: ILCLI = LCLI - LCLI (- 1)

Variables explicativas	Coeficiente	Estadístico "t"
ILCLI (- 1)	0,603	4,80
LCLI (- 1)	- 0,077	1,69
Constante	0,0285	0,49
Tendencia temporal	0,0046	0,79
Durbin-Watson	2,81	
<i>Test</i> Dickey-Fuller ampliado		
Estadístico "t"	1,69	
Valores críticos Mckinnon		
1 por 100	4,50	
5 por 100	3,66	
10 por 100	3,27	

CUADRO A3

**CONTRASTE DE RAIZ UNITARIA
LOGARITMO DE LOS PRECIOS EXTERIORES**
Variable dependiente: $ILPE = LPE - LPE(-1)$

Variables explicativas	Coefficiente	Estadístico "t"
ILPE (- 1)	0,382	1,28
LPE (- 1)	- 0,099	0,54
Constante	0,0801	0,72
Tendencia temporal	0,0099	0,38
Durbin-Watson	2,16	
<i>Test</i> Dickey-Fuller ampliado		
Estadístico "t"	0,54	
Valores críticos Mckinnon		
1 por 100	4,53	
5 por 100	3,67	
10 por 100	3,27	

CUADRO A4

**CONTRASTE DE RAIZ UNITARIA
LOGARITMO DE LOS PRECIOS DE SERVICIOS**
Variable dependiente: $ILPS = LPS - LPS(-1)$

Variables explicativas	Coefficiente	Estadístico "t"
ILPS (- 1)	0,767	4,89
LPS (- 1)	- 0,076	1,61
Constante	0,0393	1,09
Tendencia temporal	0,0079	1,19
Durbin-Watson	2,46	
<i>Test</i> Dickey-Fuller ampliado		
Estadístico "t"	1,61	
Valores críticos Mckinnon		
1 por 100	4,50	
5 por 100	3,66	
10 por 100	3,27	

CUADRO A5

**CONTRASTE DE RAIZ UNITARIA LOGARITMO DE LOS
COSTES LABORALES UNITARIOS EN LOS SERVICIOS**
Variable dependiente: $ILCLS = LCLS - LCLS(-1)$

Variables explicativas	Coefficiente	Estadístico "t"
ILCLS (- 1)	0,497	2,53
LCLS (- 1)	- 0,070	1,28
Constante	0,0489	0,73
Tendencia temporal	0,0053	0,72
Durbin-Watson	2,15	
<i>Test</i> Dickey-Fuller ampliado		
Estadístico "t"	1,28	
Valores críticos Mckinnon		
1 por 100	4,50	
5 por 100	3,66	
10 por 100	3,27	

CUADRO A6

**CONTRASTE DE RAIZ UNITARIA
UTILIZANDO SERIES SIMULADAS**

$$Z_t = 1 + t + u_t$$

$$u_t = 0,8 \cdot u_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\epsilon \sim \text{NID}(0,1)$$

Variable dependiente: $IZ = Z - Z(-1)$

Variables explicativas	Coefficiente	Estadístico "t"
Z (- 1)	- 0,411	1,78
Constante	0,915	1,46
Tendencia temporal	0,441	1,88
Durbin-Watson	1,97	
<i>Test</i> Dickey-Fuller ampliado		
Estadístico "t"	1,78	
Valores críticos Mckinnon		
1 por 100	4,57	
5 por 100	3,69	
10 por 100	3,29	

Con dieciocho observaciones puede observarse que no se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.

Estos resultados son sólo un ejemplo. Pero la conclusión general es que, en la práctica, es muy difícil discriminar entre raíz unitaria o proceso estacionario con tendencia determinista. Similar consideración es aplicable a los *tests* de cointegración: discriminar con precisión entre perturbación aleatoria autocorrelacionada y estacionaria, y perturbación no estacionaria, resulta inviable con muestras de reducido tamaño como las disponibles frecuentemente en las aplicaciones empíricas.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- CAMPBELL, J. Y., y PERRON, P. (1991), «Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots», en *N.B.E.R. Macroeconomics Annual*, The Mit Press, págs. 141-201.
- COCHRANE, J. H. (1991), «Comment», en *N.B.E.R. Macroeconomics Annual*, The Mit Press, págs. 201-210.
- ENGLE, R. F., y GRANGER, C. W. J. (1987), «Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing», *Econometrica*, vol. 55, número 2, págs. 251-276.
- MACKINNON, J. (1991), «Critical values for cointegration tests», en ENGLE, R. F., y GRANGER, C. W. J. (eds.), *Long run economic relationships*, Oxford University Press.
- MIRON, J. A. (1991), «Comment», en *N.B.E.R. Macroeconomics Annual*, The Mit Press, págs. 211-218.