

# El comportamiento de la inflación española. Una visión desde la vertiente de la oferta.

Nicolás Carrasco

Universidad Carlos III e Instituto Flores de Lemus

## Resumen

En el presente trabajo se realiza un análisis del comportamiento de la inflación en España para el período 1980-2003 desde la vertiente de la oferta. El marco analítico utilizado se basa en el modelo de *mark-up*, según el cual a largo plazo el nivel general de precios internos se forma añadiendo un margen a los costes totales unitarios. El enfoque de la cointegración se utiliza en este trabajo y posibilita el análisis de los determinantes de largo y de corto plazo de la inflación. Para el primer caso se utiliza el análisis de cointegración de Johansen y para el estudio del corto plazo se estima un modelo de corrección del error. Los resultados empíricos sugieren que el modelo estimado representa de manera aceptable la evolución de la inflación española en las últimas décadas. También muestran que el coste laboral por unidad de producto (CLU) es el factor fundamental a largo y a corto plazo en la explicación de la formación de precios y que la velocidad de ajuste de la inflación a sus posiciones de equilibrio es lenta, poniendo de relieve la falta de flexibilidad de algunos mercados de bienes y servicios. Por otro lado, también se constata que el *mark-up* en la economía española muestra un claro comportamiento anticíclico.

**Palabras clave:** Inflación, coste laboral unitario, España, modelo de *mark-up*, cointegración, outputgap.

**Clasificación JEL:** C51, C52, EC31, E01

## Abstract

This paper examines the behaviour of spanish's inflation in 1980-2003 period, from the supply side. The analytical framework used is based on *mark-up* model, according this model in the long-run the domestic general price level is a *mark-up* over total unit costs. The cointegration's approach is used in this work and enables the separation of the long-run and short-run determinants of inflation in Spain. Johansen's cointegration approach is used in first case and the estimation of an error correction model has been utilized in short-run study. Our

empirical results suggests that estimated model fairly describes Spanish inflation's evolution in the last decades. It also shows that Unit Labor Costs (ULC) is the major long-run and short-run determinant price's formation and the inflation in Spain and that inflation slowly gains its equilibrium position. This fact points out lack of flexibility in same goods and services markets. On the other hand, we can observe that *mark-up* in the spanish economy shows a clear counter-cyclical behaviour.

**Key words:** Inflation, unit labor cost, Spain, *mark-up* model, cointegration, outputgap.

**JEL Classification:** C51, C52, EC31, E01

## 1.- Introducción.

La inflación de la economía española, medida por la tasa de variación del Índice de Precios de Consumo (IPC), terminó el ejercicio 2003 en el 2,4% y las previsiones anticipan que en 2004 puede acabar algunas décimas por encima del 3,0%. Estas tasas de inflación que la economía española ha registrado en los primeros años del siglo XXI y las que mostró en los últimos del pasado siglo son notablemente más bajas que las que históricamente ha mantenido, con independencia de algunos años excepcionales. A este respecto cabe mencionar que la economía española llegó a registrar tasas de inflación por encima del 20,0% en algún año del segundo lustro de los setenta y que en la primera mitad de los ochenta osciló en torno al 10,0%. Este proceso de reducción tendencial de la inflación que la economía española ha registrado desde finales de los setenta no ha sido privativo de la economía española sino que también ha tenido lugar en la mayoría de las economías occidentales.

Muchos son los factores que han podido ser responsables de este proceso de desaceleración de los precios en las últimas décadas en las economías de nuestro entorno pero se suelen mencionar entre los más relevantes la incorporación de las nuevas tecnologías en los procesos productivos, el proceso de desregularización y liberalización llevado a cabo en ese periodo tanto en los mercados de bienes y servicios como en los de factores. Probablemente también ha podido contribuir a dicha desaceleración la integración de las economías en los mercados mundiales.

Con independencia de los factores aludidos, a este proceso de reducción de la inflación han contribuido de forma genérica y decisiva, de acuerdo con Malo (2001), dos argumentos teóricos que han sido asumidos por los gobiernos, los agentes sociales y la sociedad en general. El primero de ellos es la convicción de que a medio y largo plazo existe una relación inversa entre inflación y crecimiento económico y el segundo se refiere a que la inflación comporta determinados costes que tienen importantes efectos negativos sobre el funcionamiento económico y el bienestar social, debido a la distorsión que produce sobre las decisiones de ahorro e

inversión y por ende en la asignación eficiente de los recursos. Estos argumentos teóricos han superado de forma favorable varias contrastaciones empíricas y han calado en la sociedad, contribuyendo de forma decisiva a que la lucha contra la inflación sea hoy en día uno de los principales objetivos de la política económica.

El presente trabajo tiene como finalidad principal analizar el comportamiento de la inflación de la economía española en los últimos veinticinco años desde el punto de vista de la oferta. Tras describir los rasgos más característicos de nuestra inflación en ese período, se estudia el proceso de formación de precios por el lado de las rentas utilizando los datos de la Contabilidad Nacional. Posteriormente se estima un modelo de comportamiento de los precios que se basa en la hipótesis de *mark-up* según la cual a largo plazo éstos se generan añadiendo un margen sobre los costes de producción, modelos que han sido ampliamente utilizados. En la estimación y validación de este modelo se aplica el enfoque de la cointegración que integra el comportamiento a corto plazo de los precios con sus determinantes de equilibrio o de largo plazo.

## **2.- Rasgos básicos de la inflación española.**

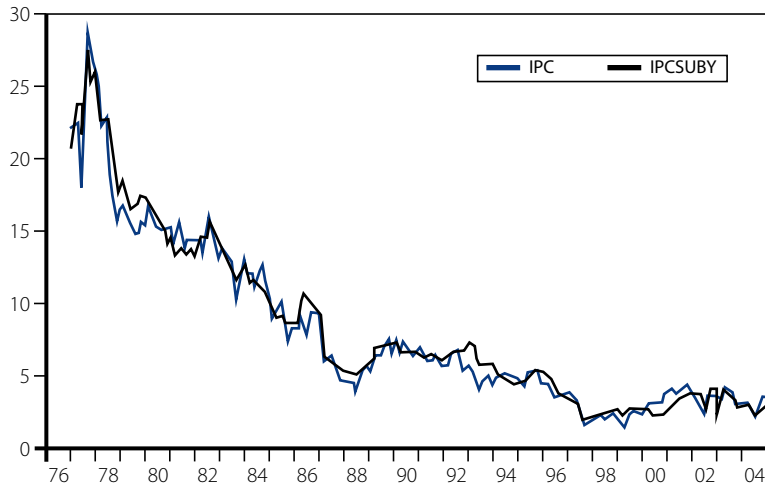
La economía española ha mostrado casi de forma sistemática una elevada propensión inflacionista. A mediados de los setenta, coincidiendo con la primera crisis del petróleo y el proceso de cambio político de transición a la democracia, registró un fuerte repunte, de tal forma que en los meses centrales de 1977 la tasa de variación interanual del IPC alcanzaba niveles muy elevados, por encima del 25,0%, y, según Alcaide (1995), existía cierto riesgo de caer en una situación de hiperinflación, véase gráfico 1. Un hito importante en la evolución de la inflación española lo constituye la firma de los denominados Pactos de la Moncloa en octubre de ese año; en ellos se contemplaba un conjunto de medidas estabilizadoras de corte monetario y fiscal entre las que se incluía un cambio significativo en el comportamiento de la negociación colectiva, en particular en el aspecto de la negociación salarial.

A partir de esa fecha, los salarios pactados en los convenios colectivos se fijarían tomando como referencia la inflación prevista en lugar de la inflación pasada, tal y como venían estableciéndose con anterioridad. El objetivo de este cambio era impedir el proceso de autoalimentación de la inflación que ese sistema llevaba implícito.

Este conjunto de medidas surtieron un efecto inmediato y produjeron un cambio de rumbo favorable en la evolución de la inflación de tal forma que ya en 1978 la inflación se situó claramente por debajo del 20,0%. A partir de ese ejercicio la inflación ha seguido una tendencia marcadamente descendente, con alguna ligera interrupción transitoria (véase gráfico 1), hasta 1997, año que tuvo lugar el examen de los criterios de Maastricht sobre convergencia nominal para entrar en el euro. De hecho, en mayo de ese ejercicio la tasa de variación interanual del IPC marcó, excepcionalmente y ayudada por los precios del petróleo, un mínimo al situarse en el 1,4%. Posteriormente y hasta 2001 exhibió una tendencia ligeramente alcista alcanzando en algunos meses de ese ejercicio tasas ligeramente por encima del 4,0%; desde ese año y hasta mediados de 2004 muestra una cierta inestabilidad oscilando entre el 4,0 y el 2,1%. Esta volatilidad ha sido inducida, principalmente, por el comportamiento de los precios del petróleo en los dos últimos años.

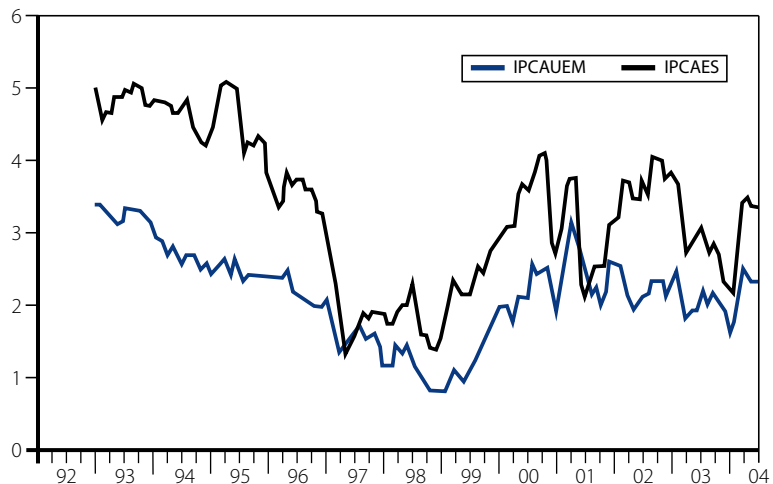
En el análisis de la evolución de la inflación española en las últimas décadas destacan varias características diferenciadoras respecto al resto de los países desarrollados. En primer lugar se observa un crecimiento más elevado que el de sus principales competidores, a pesar del intenso proceso de desaceleración que nuestros precios han registrado en los últimos 25 años. En efecto, en el gráfico 2 se muestra la evolución de las tasas de crecimiento interanual del IPC armonizado de España y de la Unión Europea y Monetaria (UEM) desde principios de la década de los noventa hasta agosto de 2004. En todo ese período, el diferencial de inflación frente a la eurozona se ha mantenido en torno a un punto porcentual aunque en algunos años ha sido más abultado y en otros, prácticamente, se anuló, como en 1997. El estrechamiento que el diferencial muestra en 2001 no fue tal sino que respondió a un efecto espúreo de naturaleza estadística, derivado del cambio metodológico que el IPC registró en ese año al incluir por primera vez las rebajas.

**Gráfico 1**  
**IPC e IPSEBENE.**  
**Precios de consumo de España y la UEM**  
**(tasas de variación interanual en %).**



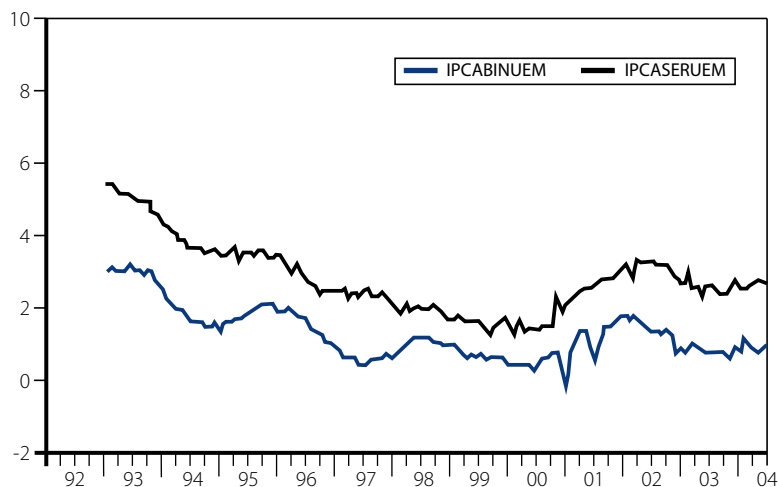
Fuente: INE.

**Gráfico 2**  
**IPC armonizado de España y de la UEM.**  
**Precios de consumo de España y la UEM**  
**(tasas de variación interanual en %).**



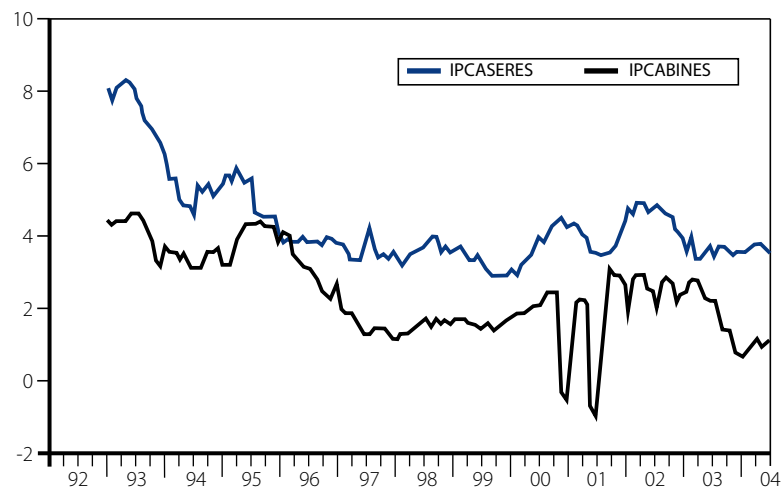
Fuente: INE y Eurostat.

**Gráfico 3**  
**IPC armonizado de la UEM: Servicios y Bines.**  
**Precios de consumo de España y la UEM**  
**(tasas de variación interanual en %).**



Fuente: Eurostat.

**Gráfico 4**  
**IPC armonizado de España: Servicios y Bines.**  
**Precios de consumo de España y la UEM**  
**(tasas de variación interanual en %).**



Fuente: INE y Eurostat.

Es cierto que nuestros precios, en su proceso de convergencia con los de la eurozona, tienen que crecer más rápido, puesto que parten de unos niveles inferiores. Sin embargo, la permanencia de ese abultado diferencial supone una pérdida de competitividad, situación que se ha visto agravada desde la entrada de España en el euro, al depender la política monetaria para toda la eurozona del Banco Central Europeo. Tras la transferencia de competencias a ese Organismo ya no se puede hacer uso de las devaluaciones competitivas, que con cierta frecuencia se hacía en el pasado, a fin de restituir, al menos temporalmente, la competitividad perdida por la vía de los precios. La corrección de este abultado diferencial resulta de gran importancia pues en caso contrario la economía española seguirá perdiendo competitividad con la zona euro, que es donde se dirigen el 70,0% de nuestras exportaciones, lo que antes o después terminará por afectar negativamente al crecimiento del producto y del empleo.

Otro rasgo característico de la inflación española es su marcada dualidad, inflación dual. Con este término se alude al mayor crecimiento que habitualmente registran los precios de los servicios respecto al de los bienes industriales no energéticos, componentes en cierta forma asimilables a los bienes no comercializables y a los comercializables. Esta característica se puede visualizar en el gráfico 3: se observa que los precios de los servicios tienden a crecer por encima de los de los bienes industriales no energéticos, siendo una de las principales causas de este mayor crecimiento el hecho de que los servicios, en general, presenten un menor avance de la productividad que los bienes industriales no energéticos, lo que suele traducirse en un crecimiento más elevado de sus precios. Por lo tanto, bajo la óptica de la oferta, si los precios finales reflejan sus costes de producción es obvio que los precios de los servicios tenderán a crecer por encima de los precios de los sectores productores de bienes. También existen factores de demanda que hacen que los servicios tengan una mayor propensión inflacionista que los bienes. Además, los mercados de servicios suelen gozar de un menor grado de exposición a la competencia que los bienes industriales, tanto en los mercados interiores como exteriores, lo que facilita la traslación de costes a precios finales.

Este diferencial de crecimiento sectorial de los precios de los bienes y servicios se produce en la mayor parte de las economías



pero todo parece indicar que en la economía española presenta mayor intensidad, véanse gráficos 3 y 4 en los que se puede observar la evolución del crecimiento de los precios de los bienes industriales y servicios en la UEM y en España en términos armonizados. En el caso español la dualidad se amplificó tras la entrada en la UE y la constitución del mercado único, al someterse los bienes a una mayor competencia exterior pero los servicios, por su propia naturaleza, permanecieron más al abrigo de esa competencia exterior. De alguna forma este fenómeno pone de relieve la poca flexibilidad de muchos mercados de servicios, a pesar de la liberación que en algunas ramas de este sector se han llevado a cabo en los últimos años.

Otra característica que se observa en la evolución de la inflación española es la fuerte resistencia a la baja. Los períodos en los que la inflación se ha situado por debajo del 3,0% ha sido por causas de naturaleza coyuntural, por lo que dichos períodos han sido reducidos. Lo habitual, incluso en la etapa reciente de inflación más baja, ha sido el mantenimiento por encima de esa cota y en los casos en los que ha conseguido bajar de ese límite enseguida ha rebotado al alza. Este comportamiento pone de manifiesto que la oferta productiva tiene una cierta falta de flexibilidad y está constituida por mercados de productos y factores poco flexibles, lo que hace que cualquier perturbación exógena alcista se traslade con cierta facilidad a los precios finales, incluso en etapas de debilidad de la demanda.

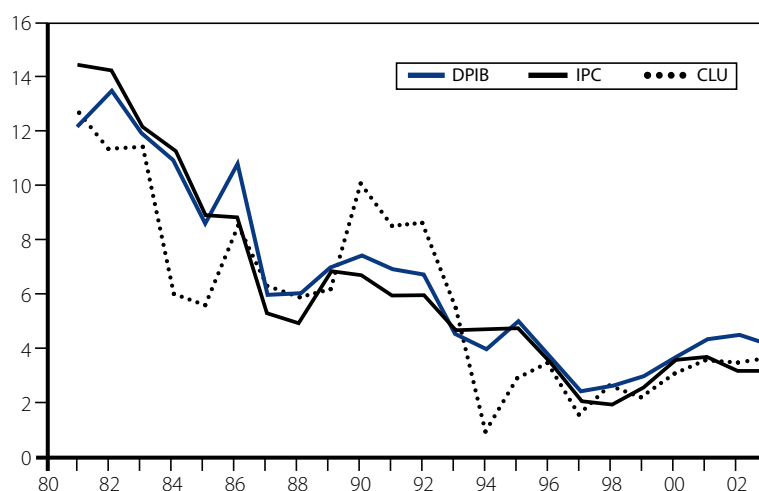
### **3.- Precios y Costes.**

En el gráfico 5 se muestra la evolución de la tasa de variación media anual del IPC, del deflactor del PIB y de los costes laborales por unidad de producto (CLU) para el período 1980-2003. El primer rasgo que se deduce de la observación de dicho gráfico es la estrecha relación existente entre los dos indicadores de inflación y de estos con los CLU. En el período analizado, el crecimiento de este agregado se ha mantenido la mayoría de los años por debajo del deflactor del PIB con excepción del período más agudo de la crisis de los primeros noventa 1990-1993, en los que el crecimiento del CLU se posicionó por encima del correspondiente al del deflactor

del PIB. Cabe mencionar que en ausencia de modificaciones de los impuestos indirectos netos, un crecimiento del CLU por debajo del deflactor del PIB supone una mejora del excedente empresarial por unidad de producto, por lo que el comportamiento del período 1990-1993 tuvo que afectar negativamente al excedente empresarial y a la rentabilidad de las empresas y provocó el ajuste salarial duro de los años posteriores, particularmente, 1994. No obstante, cabe mencionar que en ese ejercicio la moderación salarial también pudo verse influida, según algunos analistas del mercado laboral, por la no aplicación de algunos preceptos no estrictamente salariales contemplados en la reforma laboral que entraba en vigor en ese año, es decir pudo haber un intercambio entre moderación salarial y el aplazamiento de algunos preceptos no salariales contemplados en la reforma.

En los años posteriores, los tres índices han evolucionado paralelamente pero siempre los CLU lo han hecho por debajo del deflactor del PIB, aunque en el bienio 2001-2002 se observa una ampliación del diferencial entre el crecimiento del deflactor del PIB y el del CLU. Esa ampliación pudo deberse en gran parte a la introducción física del euro que permitió, con el redondeo de

**Gráfico 5**  
**Deflactor del PIB y CLU**  
**(tasas de variación interanual en %).**



Fuente: INE.

precios, un impulso alcista de los precios y una clara ampliación de márgenes comerciales y por ende del excedente empresarial, sobre todo en algunos sectores más afectados por el citado redondeo.

Aunque el seguimiento de la inflación se suele realizar por medio del IPC, cabe recordar que este índice no recoge todos los bienes y servicios que se generan en la economía, sino solamente los de consumo. Un indicador de precios con mayor cobertura que el IPC es el deflactor del Producto Interior Bruto (PIB) que incluye todos los precios de los bienes y servicios producidos en el país.

En las cifras de la Contabilidad Nacional, el deflactor del PIB a precios de mercado se obtiene por medio de los deflatores del consumo y la inversión nacionales. Sin embargo, por el lado de las rentas el PIBpm es la suma de la remuneración de los asalariados, el excedente bruto de explotación y los impuestos indirectos netos de subvenciones. Expresando las macromagnitudes anteriores por unidad de producto, la tasa de variación del deflactor del PIB se puede obtener fácilmente multiplicando el peso que cada una de estas macromagnitudes tiene en el PIB por su correspondiente tasa de variación y sumar los tres productos resultantes.

En el cuadro 1 se han realizado dichas operaciones para los últimos 24 años (1980-2003) dividiendo el período muestral en tres subperíodos, del mismo número de años cada uno: 1980-1988; 1988-1996 y 1996-2003. Los datos de dicho cuadro ponen de manifiesto que la remuneración de los asalariados es la variable más importante en la explicación de los crecimientos del deflactor del PIB puesto que en los dos últimos subperíodos su contribución a dichos crecimientos supera la mitad de la variación total y en el primero se encuentra muy cerca. No obstante, cabe mencionar que la participación de la remuneración de los asalariados, es decir, la masa salarial, puede estar influida por el aumento del empleo asalariado respecto al empleo total, es decir, por la tasa de asalarización. Cabe preguntarse cual hubiera sido la participación de los asalariados en caso de haber mantenido constante la ratio asalariados/ocupados. Ello se puede analizar por medio de los CLU monetarios, definidos como el cociente entre la remuneración por asalariado y la productividad por ocupado. De acuerdo con esta definición, la variación del CLU y su aportación al deflactor del PIB serán, por definición, idénticas a las que hubiera correspondido a la

### Cuadro 1. Rentas y Precios período 1980-2003. (Contribución en puntos porcentuales y porcentajes a las tasas de variación del PIB).

	Media 1980-1988	Media 1988-1996	Media 1996-2003
1. Remuneración de asalariados (1.a+1.b)	4,35 (43,5)	3,10 (55,4)	1,69 (50,01)
1.a. Costes laborales unitarios (1)	4,25 (42,4)	2,85 (50,9)	1,37 (40,7)
1.b. Diferencia por asalarización	0,10 (1,1)	0,25 (4,5)	0,32 (9,7)
2. Excedente bruto de exportación y rentas mixtas	4,49 (44,8)	2,03 (36,3)	1,12 (33,2)
3. Impuestos indirectos netos	1,17 (11,7)	0,47 (8,4)	0,56 (16,6)
4. Deflactor del PIB (1+2+3)	10,01 (100,0)	5,60 (100,0)	3,37 (100,0)
5. Importaciones de bienes y servicios	1,33 (13,3)	0,39 (6,9)	0,49 (14,5)
6. Exportaciones de bienes y servicios	1,64 (16,4)	0,65 (11,6)	0,63 (18,7)
7. Sector exterior (6-5)	0,31 (3,1)	0,26 (4,7)	0,14 (4,2)
8. Demanda nacional (4-7)	9,70 (96,9)	5,34 (95,4)	3,23 (95,8)
PRO Memoria			
Variación anual IPC	10,01	5,36	2,75
Variación anual IPC no alimentación	9,98	5,73	2,72
Variación anual PIB real	2,61	2,32	3,50

(1) Entre paréntesis figura la contribución en puntos porcentuales.

(2) Manteniendo constante el ratio asalariados / ocupados del inicio de cada período.

Fuente: INE y elaboración propia.

### Cuadro 2. Rentas y Precios período 2000-2003. [ Variación y contribución de cada componente de precio al crecimiento del deflactor del PIB (1) ].

Componente de precios	2000		2001		2002(2)		2003(3)	
	Var en %	Contr. en puntos	Var en %	Contr. en puntos	Var en %	Contr. en puntos	Var en %	Contr. en puntos
1. Remuneración de asalariados (1.a+1.b) (4)	3,6	1,82 (53,1)	4,0	1,98 (47,3)	3,9	1,94 (43,2)	4,1	2,04 (51,0)
1.a. Costes laborales unitarios	2,9	1,45 (42,3)	3,5	1,75 (41,8)	3,3	1,64 (36,5)	3,5	1,74 (43,5)
1.b. Tasa de asalarización	0,7	0,37 (10,8)	0,5	0,23 (5,5)	0,6	0,30 (6,7)	0,6	0,30 (7,5)
2. Excedente bruto de explotación (4)	2,9	1,14 (33,2)	5,2	2,04 (48,7)	5,3	2,10 (46,8)	2,8	1,12 (28,0)
3. Impuestos indirectos netos (4)	4,6	0,47 (13,7)	1,6	0,17 (4,1)	4,5	0,45 (10,0)	8,4	0,84 (21,0)
4. Deflactor del PIB (1+2+3)	3,4	3,43 (100,0)	4,2	4,19 (100,0)	4,5	4,49 (100,0)	4,0	4,00 (100,0)
5. Precios de las exportaciones	7,4	2,22 (64,7)	2,7	0,80 (19,1)	1,1	0,32 (7,1)	0,7	0,19 (4,8)
6. Precios de las importaciones	9,7	3,10 (90,7)	0,5	0,16 (3,8)	-1,3	-0,39 (-8,7)	-0,2	-0,06 (1,5)
7. Sector exterior (5-6)	--	-0,88 (-25,7)	--	0,64 (15,3)	--	0,71 (15,3)	--	0,25 (3,3)
8. Deflactor de la demanda nacional (4-7)	4,2	4,30 (125,7)	3,5	3,60 (84,7)	3,7	3,80 (84,7)	3,6	3,80 (96,7)

(1) Entre paréntesis figura la contribución en puntos porcentuales.

(2) Datos provisionales de contabilidad nacional.

(3) Avance de contabilidad nacional.

(4) Por unidades de producto.

Fuente: INE y elaboración propia.

remuneración de los asalariados en el caso de que se hubiera mantenido constante la proporción del trabajador por cuenta ajena en el total de la población ocupada.

Lo que se pone de manifiesto en dicho cuadro es que la creciente tasa de asalarización ha tenido también una participación creciente en la explicación del crecimiento del deflactor del PIB, de tal forma que de representar al 1,1% en el período 1980-1988 se ha pasado al 9,7% en el período 1996-2003. Simultáneamente se aprecia una significativa caída en este último período de la aportación del CLU que se ha reducido en más de 10,0 puntos porcentuales, hasta el 40,7%.

En cuanto a la aportación del excedente al crecimiento del deflactor del PIB se observa que ha mantenido una evolución decreciente en el período analizado. Así, desde el 44,8% del período 1980-1998 se ha pasado al 33,2% de la etapa 1996-2003. La pérdida de peso del excedente en la explicación del deflactor del PIB y la de los CLU en los últimos 25 años ha sido compensada por el aumento de la participación de la tasa de asalarización y de los impuestos indirectos netos. En la parte inferior del cuadro1 se muestra también la evolución del deflactor de la demanda nacional que se obtiene del deflactor del PIB tras incluir el efecto de las exportaciones y excluir el de las importaciones.

En el cuadro 2 se detalla la formación de precios y rentas año a año para el período más reciente, 2000-2003. En 2003 la tasa de variación interanual del deflactor del PIB se situó en el 4,0%, medio punto porcentual por debajo de la tasa registrada en 2002. A su vez, este crecimiento medio fue mayor de nuevo que la tasa media anual del IPC (3,0%), debido, en gran parte, al positivo efecto que sobre los precios interiores tuvieron los precios de los productos importados.

Los CLU, calculados a tasa de asalarización constante, en 2003 mostraron una cierta aceleración, de la misma magnitud que la desaceleración registrada en 2002. Así, en ese ejercicio registraron un crecimiento sobre el año anterior del 3,5%, dos décimas por encima de la del año anterior. A su vez, su contribución a la variación del deflactor del PIB subió de forma importante, al 43,5% desde el 36,5% del año anterior. Esta contribución, no obstante, sigue siendo inferior a la que correspondería de acuerdo con su peso en el PIB,

que supera el 50,0%. El excedente bruto por unidad de producto, por el contrario, anotó una fuerte desaceleración en 2003, disminuyendo su tasa de crecimiento anual al 2,8% desde el 5,3% del año anterior; a su vez, fue responsable del 28% del aumento del deflactor del PIB, lo que contrasta con una contribución significativamente mayor del año anterior (46,8%). Por su parte, los impuestos indirectos netos unitarios mostraron en 2003 una aceleración que elevó su tasa interanual al 8,4%, 2,9 pp mayor que la de un año antes, por lo que su contribución a la tasa de variación del deflactor del PIB también aumentó significativamente, desde el 10,0% de 2002 al 21,0%. El excedente tuvo un crecimiento elevado en 2001 y 2002 y, por tanto, una contribución muy elevada en esos años en la explicación del deflactor del PIB, la vuelta a un crecimiento más moderado en 2003 explica la desaceleración y la caída en la participación del crecimiento del deflactor del PIB en ese año. El elevado crecimiento del excedente en el bienio 2001-2002 pudo deberse, en gran parte, a la introducción física del euro, hecho que fue aprovechado por las empresas para fijar sus precios al alza y recomponer márgenes.

En el cuadro 2 se recoge también la evolución del deflactor de la demanda nacional. Tras la aceleración de 2002, en 2003 redujo ligeramente su ritmo de crecimiento, una décima, hasta el 3,6%. Esta tasa fue medio punto inferior a la del PIB, lo que se debió a que los precios de las importaciones crecieron por debajo de los de las exportaciones, es decir, se produjo una ganancia de la Relación Real de Intercambio (RRI), como resultado de la fortaleza del euro frente al dólar. No obstante, cabe mencionar que la ganancia de la RRI en 2001 y 2002 fue mayor, debido, fundamentalmente, al buen comportamiento de los precios del petróleo en esos ejercicios.

## **4.- El marco teórico y los datos utilizados.**

En lo que sigue se intenta explicar la evolución de los precios de consumo de la economía española por medio de factores reales desde la vertiente de la oferta. Como se ha visto anteriormente, entre las variaciones del deflactor del PIB (DPIB) y las del IPC existe

una estrecha relación entre sí y con las de los CLU, véase gráfico 5. La principal diferencia entre ambos índices de precios se debe a que el segundo incluye los precios de importación y el primero no, puesto que este último mide solamente los precios de los bienes y servicios producidos en el interior. Se intenta, por tanto, formalizar la relación existente entre el nivel de precios y sus principales factores determinantes, básicamente, los CLU y los precios de importación ( $P_m$ ).

En la literatura económica se han propuesto diversos enfoques para la modelización del comportamiento de los precios. Entre los más importantes cabe mencionar: el enfoque monetario, los modelos basados en la curva de Phillips y los modelos de *mark-up*. El primero de estos enfoques considera que a largo plazo la inflación es siempre un fenómeno monetario que está estrechamente relacionado con la cantidad de dinero en circulación. Los modelos de la curva de Phillips explican las variaciones de la inflación por medio de factores reales tales como la tasa de paro y otras medidas de actividad tales como la utilización de la capacidad productiva. Por su parte, los modelos de *mark-up* se basan en la hipótesis de que los precios se forman añadiendo un margen, un *mark-up*, a los costes totales unitarios.

En concreto, el modelo básico que se estima a continuación se basa en la hipótesis de *mark-up*, modelo que ha sido utilizado con profusión en la economía aplicada. Una de las aplicaciones más recientes de este enfoque, que ha tenido una gran repercusión en la literatura económica, ha sido la realizada por Brouwer y Ericsson (1988) para la economía australiana.

De forma sintética, el modelo de *mark-up* contempla que en el largo plazo, el nivel general de precios se determina añadiendo un margen a los costes totales unitarios, incluyendo costes laborales unitarios (CLU) y también los precios de importación. Se supone que los aumentos impositivos sobre la producción y el consumo son un caso excepcional y que los costes financieros tienen una escasa relevancia sobre el total del coste de la producción, por ello no se consideran. En el largo plazo el nivel de precios de consumo se determina por:

$$P = \mu (CLU)^\alpha (P_m)^\beta \quad (1)$$

Al tomar logaritmos en la expresión anterior se convierte en:

$$\ln P = \ln \mu + \alpha \ln \text{CLU} + \beta \ln P_m \quad (2)$$

donde  $\mu$  representa el margen bruto sobre los costes,  $\ln P$  es el logaritmo de los precios y  $\ln P_m$  es el logaritmo de los precios de los productos importados en moneda del país. Los coeficientes de las variables representan las elasticidades de los CLU y de los precios de importación, respectivamente, puesto que al utilizar en la estimación la transformación logarítmica de las mismas dichos coeficientes tienen una interpretación natural como elasticidades.

Se espera que los coeficientes  $\alpha$  y  $\beta$  tengan signos positivos por lo que un incremento en los CLU y/o en  $P_m$  conlleva incrementos en el nivel general de precios. En una ecuación de este tipo, la restricción de homogeneidad lineal implica que debe cumplirse que la suma de las elasticidades sea igual a la unidad:

$$\alpha + \beta = 1 \quad (3)$$

Los datos utilizados en el presente estudio son series temporales, tienen periodicidad anual y el tamaño muestral abarca el período 1980-2003, siendo la fuente original de los mismos el Instituto Nacional de Estadística (INE). Como variable dependiente o explicativa de los precios de consumo se utilizan diversas medidas alternativas como el índice general de precios de consumo IPC, el índice de precios de los servicios y bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE), el IPC no alimenticio (IPCNA) y también se prueba con el deflactor implícito del PIB (DPIB). Para el cálculo de los CLU nominales, definidos como se ha hecho anteriormente, es decir, como la remuneración por asalariado dividido por la productividad por ocupado se utilizan datos de la Contabilidad Nacional (CN). Para los precios de importación ( $P_m$ ) se utilizan tanto el deflactor implícito de las importaciones de la CN como el Índice de Valores Unitarios de las importaciones (IVUIIMP) que elabora la Subdirección General de Análisis Macroeconómico del Ministerio de Economía y Hacienda. Dado que esta variable arroja mejores resultados en las distintas estimaciones realizadas es la que se utilizará a continuación.

La variable ficticia Dum1 se introduce con el fin de captar el ajuste salarial duro que se produjo en algunos años de la década de los ochenta, principalmente en la primera mitad, en los cuales el



CLU anotó retrocesos por debajo del 1,0%. Esta variable toma valor 1 en los años 1980, 82, 84, 85, 86 y en el resto cero. Como se verá más adelante esta variable resulta altamente significativa en las ecuaciones que interviene. También se introduce la variable **outputgap** o brecha de producción que representa el ciclo económico y se introduce para tener en cuenta en la evolución de los precios la fluctuación cíclica de la economía. Esta variable se ha construido como desviación de la actividad económica (PIB) respecto a su tendencia, obteniendo el PIB tendencial por medio de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott.

## 5.- Estimación del modelo.

Un primer intento de estimación del modelo teórico del *mark-up* descrito en el apartado anterior se presenta en el cuadro 3. En la parte superior de dicho cuadro se muestran las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en niveles de los logaritmos de las variables del apartado anterior, ecuación 2, para las cuatro variantes de la variable dependiente mencionadas anteriormente. Un análisis de esos resultados nos dice que esas estimaciones son claramente espúreas puesto que individualmente los coeficientes son altamente significativos y también lo son globalmente, según los correspondientes *t* de student y el *R*<sup>2</sup>, pero se observa que los residuos adolecen un grave problema de autocorrelación de primer orden de acuerdo con el valor que toma el estadístico de Durbin-Watson. Este conjunto de datos nos muestra que esa regresión estimada es claramente espúrea.

En la parte inferior de dicho cuadro se presentan las estimaciones por MCO del modelo en forma de tasas de variación y se incluyen dos variables que actúan a corto plazo, el *outputgap* o brecha de producción y la variable ficticia *dum1*. Se ha probado también con los precios energéticos como una variable explicativa adicional, como en otros países, pero esa variable, cuantificada a través del IPC de productos energéticos o de IPC de combustibles y carburantes, no ha sido significativa. La no significatividad para el caso español puede obedecer a la elevada dependencia energética del exterior que tiene la economía española por lo que las variaciones de esa variable vienen recogidas, en gran parte, en la

variable Pm, lo que produce multicolinealidad entre esas variables y distorsiona su efecto sobre la variable a explicar.

$$\Delta \ln P = \ln(\mu) + \beta_1 \Delta \ln \text{CLU} + \beta_2 \Delta \ln P_m + \beta_3 \text{Dum1} + \beta_4 \text{outputgap} \quad (4)$$

Este es un modelo estándar en forma de tasas de crecimiento que, con alguna pequeña variante, ha sido estimado para la economía española por Carrasco y Lorente (1989) y en Laborda *et al.* (2000). No obstante, este modelo no es del todo satisfactorio, puesto que aunque mejora de forma notable respecto a la versión anterior en niveles sigue adoleciendo de autocorrelación de primer orden aunque de forma menos grave. Además sólo explica el comportamiento del modelo en el corto plazo olvidando totalmente el comportamiento de largo plazo; incluso olvida si las

**Cuadro 3.**  
**Estimaciones iniciales del modelo de mark-up.**

Estimación en niveles (1)				
Variables Explicativas y estadísticos básicos	Variable Explicada			
	ln IPC	ln IPSEBENE	ln IPCNA	ln DPIB
Constante	4,22 (20,9)	4,40 (22,4)	4,24 (28,36)	4,73 (24,2)
lnCLU	0,99 (57,4)	1,05 (62,0)	1,03 (79,8)	1,07 (63,6)
lnIVUIMP	0,15 (3,6)	1,12 (2,9)	0,15 (4,798)	0,09 (2,1)
R <sup>2</sup>	0,996	0,996	0,998	0,996
$\sigma_e^2$	0,027	0,027	0,020	0,026
D - w	0,50	0,53	0,59	0,52
Estimación de tasas de variación (1)				
Constante	0,01 (3,2)	0,01 (2,9)	0,01 (3,5)	0,02 (4,7)
$\Delta \ln \text{CLU}$	0,68 (10,5)	0,75 (11,2)	0,75 (14,7)	0,70 (11,2)
$\Delta \ln \text{IVUIMP}$	0,12 (5,9)	0,08 (3,7)	0,13 (7,8)	0,05 (2,6)
DUm1	0,04 (5,6)	0,03 (4,6)	0,03 (5,2)	0,03 (5,4)
outputgap	-0,002 (-1,4)	-0,003 (-2,3)	-0,001 (1,8)	-0,001 (-1,2)
R <sup>2</sup>	0,96	0,95	0,97	0,95
$\sigma_e^2$	0,01	0,01	0,010	0,01
D - w	1,93	1,85	1,53	1,95

(1) Entre paréntesis figura el estadístico t de Student.  
Fuente: Elaboración propia.

variables de la ecuación son estacionarias. Sin embargo, el modelo teórico del *mark-up* supone una relación dinámica estable entre los precios, los CLU y los precios de importación que representa una relación de equilibrio en el largo plazo. Si existe esa relación de equilibrio a largo plazo debe existir al menos una relación de cointegración en el conjunto de esas variables que se han especificado en el modelo de *mark-up*.

A continuación se verifica la existencia de alguna relación de cointegración entre las variables del modelo y se formula un modelo de corrección del error que integra el comportamiento a corto y a largo plazo.

No obstante, antes de verificar la existencia de cointegración entre las variables que entran en el modelo de largo plazo es preciso verificar el orden de integración de las mismas. Para verificar ese grado de integración se utiliza el test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Dickey y Fuller (1981), uno de los más populares de la literatura econométrica. Para llevar a cabo dicho test se estima la siguiente ecuación para cada una de las variables consideradas:

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \beta_0 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \rho_i \Delta x_{t-i} + \delta t + e_t \quad (5)$$

también se estiman dos alternativas de esa ecuación, una sin constante y otra sin tendencia ( $t$ ).

**Cuadro 4.**  
**Orden de Integración de las variables**  
**(test DFA de raíces unitarias).**

Ho: I(1) la variable tiene una raíz unitaria			
Variable	con constante	con constante y tendencia	sin constante y sin tendencia
ln IPCNA	-3,653	-1,936	0,591
ln IPSEBENE	-2,845	-3,017	0,603
ln CLU	-2,219	-1,264	-2,418 (b,c)
ln IVUIMP	-3,259 (b,c)	-3,713 (b,c)	0,131
Ho: I(2) la variable tiene dos raíces unitarias			
$\Delta \ln$ IPCNA	-1,564	-4,351 (b,c)	-2,142 (b,c)
$\Delta \ln$ IPSEBENE	-2,812	-2,246	-3,435 (a,b,c)
$\Delta \ln$ CLU	-1,252	-2,589	-1,176
$\Delta \ln$ IVUIMP	-3,804 (a,b,c)	-3,598 (c)	-4,001 (a,b,c)

(1) Fuente: Elaboración propia.

a) Rechazo de la hipótesis nula al 1,0% de significatividad.

b) Rechazo de la hipótesis nula al 5,0% de significatividad.

c) Rechazo de la hipótesis nula al 10,0% de significatividad.

El citado contraste se aplica a los logaritmos de las variables y los resultados del mismo se recogen en el cuadro 4. Del análisis de dichos resultados se deduce que para todas las variables consideradas se rechaza de forma contundente la hipótesis nula de  $I(0)$  frente a la alternativa  $I(1)$ , aunque la variable  $\ln VUIMP$  puede presentar alguna duda, si bien se inclina por el rechazo de la hipótesis nula. Por lo tanto, se admite que todas las variables tienen una raíz unitaria. En el contraste de la hipótesis de  $I(1)$  frente a  $I(2)$ , es decir, se prueba si las variables tienen una segunda raíz unitaria, los resultados son concluyentes a favor de una segunda raíz unitaria solamente para la variable  $\ln CLU$  y presentan dudas las variables  $\ln IPCNA$  y  $\ln IPSEBENE$  mientras que para  $\ln VUIMP$  la existencia de una segunda raíz es claramente rechazada. Cabe recordar que la existencia de una segunda raíz unitaria en los índices de precios implica que las tasas de inflación no son estacionarias. La aplicación del test alternativo de Phillips-Perron y los correlogramas de dichas variables arrojan en términos generales resultados parecidos a los obtenidos con el test DFA.

Como es de sobra conocido, la búsqueda de relaciones de cointegración entre un conjunto de variables requiere que todas ellas sean integradas del mismo orden. Las diferencias de orden de integración nos incapacitaría en principio la búsqueda de relaciones de cointegración pero cabe mencionar que los resultados anteriores no se pueden considerar del todo concluyentes, sobre todo si se tiene en cuenta la baja potencia de los tests de raíces unitarias, lo limitado del tamaño muestral y las prescripciones de la teoría económica.

En el trabajo empírico es frecuente encontrar diferente orden de integración en el conjunto de variables de un modelo especificado y para la búsqueda de cointegración, teniendo en mente las limitaciones apuntadas de los tests de raíces unitarias, se suele llegar a una solución de compromiso. De hecho en el mencionado trabajo de la aplicación del modelo de *mark-up* para la economía australiana los autores también encontraron diferente orden de integración entre las variables y la solución de compromiso que tomaron fue considerar a todas las variables como  $I(1)$ . En nuestro caso se adopta la misma solución y en adelante todas las variables son  $I(1)$ .

Una vez aceptado que todas las variables del modelo son I(1) se puede llevar a cabo el análisis de la cointegración por medio de la técnica de Johansen. El primer paso es especificar la longitud del modelo VAR, que en nuestro caso se decide sobre la base del criterio de información a Akaike y del criterio de Schwarz. Del análisis de esas estimaciones se deduce que la longitud más idónea del modelo VAR es uno.

En el análisis del largo plazo los mejores resultados se han conseguido con las variables  $\ln PCNA$  y  $\ln IPSEBENE$  como indicadores alternativos de precios. Ello se debe a que tanto  $DPIB$  como el  $IPC$  general incluyen algunos componentes como los productos energéticos y los alimentos no elaborados que en cierta forma son exógenos al comportamiento de la economía española y además tienen una fuerte volatilidad. Por ello, tanto el  $IPC$  no alimenticio como el índice de precios de los servicios y bienes industriales no energéticos reflejan con más precisión la verdadera evolución subyacente de los precios de la economía española y son las variables que se consideran a continuación.

En el cuadro 5 se muestran los resultados del análisis de cointegración que se han obtenido tras la aplicación del método de Johansen (1988,1990). Tanto el estadístico de la **Traza** como el  $\lambda_{\max}$  indican que existe una relación de cointegración entre el conjunto de variables  $\ln PCNA$ ,  $\ln CLU$  y  $\ln IVUIMP$  y también existe una única relación de cointegración para el conjunto alternativo de variables  $\ln IPSEBENE$ ,  $\ln CLU$  y  $\ln IVUIMP$ .

La relación de cointegración estimada para el primer conjunto de variables es:

$$\ln PCA = 0,9069 \ln CLU + 0,1325 \ln IVUIMP + 4,3225 \quad (6)$$

y para el segundo es:

$$\ln IPSEBENE = 0,8869 \ln CLU + 0,09542 \ln IVUIMP + 4,5030 \quad (7)$$

En las relaciones de cointegración se observa que todas las variables presentan los signos esperados y que la mayor importancia en la explicación de la inflación a largo plazo es la de los  $CLU$ . En la primera ecuación la elasticidad del  $CLU$  es 0,9069, notablemente mayor que la de los precios de importación (0,1325), y en la segunda esos parámetros son muy similares. La suma de los

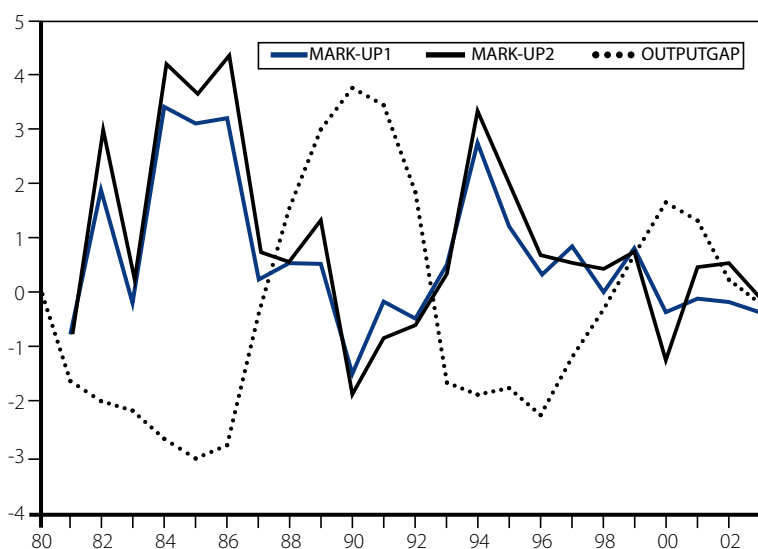
### Cuadro 5. Test de cointegración de Johansen.

Conjunto de variables: InIPCNA InCLU InVIUIMP			
test de la traza			
Ho: número de relaciones de cointegración	Valores propios	Estadística de la traza	Valor crítico al 5%
Ninguna	0,6429	40,3431	35,1928
Al menos una	0,3532	17,6908	20,2618
Al menos dos	0,3082	8,1059	9,1645
test del valor propio máximo			
Ho: número de relaciones de cointegración	Valores propios	Estadística del valor propio máximo	Valor crítico al 5%
Ninguna	0,6429	22,6523	22,2996
Al menos una	0,3532	9,5848	15,8921
Al menos dos	0,3082	8,1059	9,1645
Conjunto de variables: InIPCNA InCLU InVIUIMP			
test de la traza			
Ho: número de relaciones de cointegración	Valores propios	Estadística de la traza	Valor crítico al 5%
Ninguna	0,6678	48,8084	35,1927
Al menos una	0,3638	19,5648	20,2618
Al menos dos	0,3541	9,6157	9,1645
test del valor propio máximo			
Ho: número de relaciones de cointegración	Valores propios	Estadística del valor propio máximo	Valor crítico al 5%
Ninguna	0,6678	24,2437	22,2996
Al menos una	0,3638	9,9489	15,8921
Al menos dos	0,3541	9,6157	9,1645
Fuente: Elaboración propia.			

coeficientes de cada relación de cointegración está muy próxima a la unidad por lo que es muy probable que la hipótesis de homogeneidad no sea rechazada.

De las relaciones anteriores (6 y 7) se puede obtener directamente el *mark-up* por las expresiones:  $\text{InIPCNA}-0,9069$   $\text{InCLU}-0,1325$   $\text{InVIUIMP}=\text{MARK-UP1}$  en el primer caso y por  $\text{InIPSEBENE}-0,8869$   $\text{InCLU}-0,09542$   $\text{InVIUIMP}=\text{MARK-UP2}$  en el segundo. La representación gráfica de las tasas de variación de estas dos medidas alternativas de *mark-up* junto con el outputgap se muestran en el gráfico 6: se observa que las tasas de variación de ambas medidas de *mark-up* son muy similares y que exhiben, a su vez, un marcado patrón contracíclico. El comportamiento anticíclico del *mark-up* también ha sido constatado para otras

**Gráfico 6**  
**Mark-up y ciclo económico**  
**(tasas de variación anual del mark-up).**



Fuente: INE y elaboración propia.

economías en diversos trabajos como Rotemberg and Woodford (1991). La posible explicación de este patrón anticíclico es la siguiente: en las fases alcistas y de mayor ritmo de actividad económica los empresarios pueden estar dispuestos a aceptar una reducción del margen unitario, menor excedente por unidad de producto, probablemente siempre que se mantenga la participación del excedente total en el VAB.

De acuerdo con el teorema de representación de Engle-Granger (Engle-Granger, 1987) si existe una relación de cointegración entre un conjunto de variables se puede estimar un modelo de corrección del error que recoja el comportamiento a corto plazo.

En el cuadro 6 se recogen los resultados finales de la estimación del modelo de corrección del error, tras el proceso de eliminación de variables poco significativas. En este modelo, que representa el comportamiento a corto plazo, el residuo obtenido en la relación de cointegración retardado un período, MCE(-1), se incorpora en el modelo y es el mecanismo de corrección del error.

**Cuadro 6.**  
**Estimación de los Modelos de Corto Plazo con**  
**mecanismo de Corrección del Error (1).**

Variables Explicativas y estadísticos básicos	Variable dependiente	
	$\Delta \ln \text{IPCNA}$	$\Delta \ln \text{IPSEBENE}$
C	0,008 (2,99)	0,009 (2,27)
$\Delta \ln \text{CLU}$	0,799 (14,20)	0,82 (10,79)
$\Delta \ln \text{IVUIIMP}$	0,118 (6,49)	0,064 (2,58)
MCE (-1)	-0,169 (-1,86)	-0,167 (-1,77)
Dum1	0,021 (3,76)	0,023 (3,17)
outputgap (-1)	-0,002 (-2,25)	-0,003 (-2,68)
$R^2$	0,98	0,96
$\sigma_e^2$	0,006	0,008
D - w	1,64	1,68

Fuente: Elaboración propia.  
(1) Entre paréntesis figura la t de Student.

También se incluyen dos variables adicionales que actúan a corto plazo, el outputgap y la dum1, para tener en cuenta el efecto del ciclo sobre los precios y el ajuste salarial duro que tuvo lugar en varios años del primer lustro de los 80.

Las diferentes pruebas de diagnóstico del modelo realizadas muestran que los residuos son ruido blanco y que el modelo representa de forma aceptable el comportamiento a corto plazo. Además las diferentes pruebas de estabilidad de los parámetros indican que los parámetros estimados del modelo han permanecido estables a lo largo del período muestral.

Los resultados de la estimación de este modelo nos dicen que las elasticidades a corto plazo de los precios de consumo respecto a los CLU (0,80) y a los precios de las importaciones (0,12) son algo inferiores a las de largo plazo y que también a corto plazo la variación de los CLU sigue siendo la variable más importante. El coeficiente del mecanismo de corrección del error (MCE) es relativamente bajo (0,17) y con signo negativo. El pequeño tamaño



de ese coeficiente nos dice que la corrección del desequilibrio de los precios existente en el momento  $t$  respecto a su nivel de equilibrio es muy lento y que tan solo el 17,0% de ese desequilibrio se corrige en un año; ello pone en evidencia la falta de flexibilidad de muchos mercados de bienes y servicios y la resistencia a la baja de los precios mencionada anteriormente. Las variaciones de los precios de importación también tienen en el corto plazo un impacto débil en la explicación de la tasa de inflación.

La variable cíclica retardada un período resulta altamente significativa y con signo negativo aunque con una importancia pequeña en la explicación de la inflación. El signo negativo de esta variable podría en principio ser un resultado contradictorio, puesto que se espera que un mayor nivel de actividad conlleve presiones inflacionistas. Sin embargo, en un modelo de *mark-up*, la hipótesis anticipada anteriormente sobre una posible reducción del margen unitario por parte de los empresarios en las fases alcistas resulta compatible con ese signo negativo.

## 6.- Principales conclusiones.

Del análisis realizado sobre la evolución de la inflación española en las dos últimas décadas se deducen varios resultados de interés, algunos de los cuales se recopilan a continuación:

- a) Los datos de la Contabilidad Nacional ponen de manifiesto que el CLU ha sido un factor importante en la desaceleración de la inflación en los últimos 25 años. A su vez, se observa una pérdida de peso tanto del CLU como del excedente empresarial unitario en la contribución a la explicación de las variaciones del deflactor del PIB y, por tanto, de las del IPC en ese período. Esta pérdida de peso ha sido recogida por la contribución de la tasa de asalarización y de los impuestos indirectos netos.
- b) El modelo de *mark-up* explica satisfactoriamente el comportamiento de la inflación española, siendo los costes laborales por unidad de producto la variable más relevante, a gran distancia del resto de las variables del modelo.
- c) En el análisis del orden de integración de las variables existe

cierta discrepancia. Sin duda, los datos inequívocamente muestran que todas son  $I(1)$  pero también sugieren que alguna puede ser  $I(2)$ , aunque lo específico de la muestra y lo reducido de su tamaño puede poner en duda esa segunda raíz. No obstante, ante esas incertidumbres y otras de otro tipo se consideran que todas son  $I(1)$ . A su vez, se encuentra una relación de cointegración entre las variables del modelo.

- d) Las estimaciones econométricas muestran que los CLU son la variable más importante en la explicación de los precios internos, con una elasticidad de largo plazo casi unitaria y algo menor en la de corto plazo. La relevancia del resto de las variables explicativas es relativamente pequeña pero estadísticamente muy significativas.
- e) Los resultados econométricos ponen en evidencia que los desequilibrios de la inflación respecto a sus valores de largo plazo o de equilibrio se corrigen lentamente, lo que evidencia cierta inercia y rigideces de la economía española.
- f) Se constata un comportamiento anticíclico del *mark-up* en la economía española, lo que puede explicarse por la hipótesis de que cuando el ritmo de actividad es elevado los empresarios pueden aceptar una disminución de su margen unitario; probablemente aceptaran esa reducción siempre y cuando mantengan la participación del excedente empresarial en el VAB.

## Bibliografía:

ALCAIDE J. (1995): Rasgos fundamentales de la evolución de los precios españoles. *En Problemas económicos españoles en la década de los noventa*. Enrique Fuentes Quintana Compilador. Círculo de Lectores, Madrid.

BOWER, G. y ERICSSON Neil, R. (1988): "Modeling inflation in Australia", *Journal of Business and Economic statistics*, vol 16, nº 4, págs. 433 -449.

CARRASCO N. y LORENTE, J. R. (1989): "La evolución de los costes laborales unitarios y los precios de consumo". Mimeo.

DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981): "Likelihood Ratio statistics for Autorregressive time series with a unit Root", *Econometría*, 49 (4), págs. 1057-1072.

ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): "Cointegración y corrección del error: representation, estimation and testing", *Econometría*, 50, págs. 987-1007.

JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Análisis of Cointegracion Vectors", *Journal of Economics Dynamic and Control*, 17, págs. 231-254.

JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration. With applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, págs. 169-210.

LABORDA, A. et alia. (2001): "Inflación, costes laborales y Relación Real de Intercambio", *Cuadernos de Información Económica*, nº 160, págs. 157-161.

MALO, J. L. (2001): "Efectos Macroeconómicos de la Inflación". En la Inflación: Indicador clave para la política económica. *Seminario Fundación ICO*, Madrid 8 y 9 de marzo de 2001.

ROTEMBERG, J. J. y M. WOODFORD (1991): "Mark-ups and the Business Cycle", *NBER Macroeconomics annual*, 63.

