

La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología

Este artículo ha sido elaborado por Antoni Espasa, María Cruz Manzano, María de los Llanos Matea y Víctor Catasús, del Servicio de Estudios del Banco de España.

I. Resumen

En este artículo se ofrece de forma resumida una metodología ordenada para llevar a cabo un análisis sistemático del proceso inflacionista en el caso español, cuyo planteamiento se expone en el apartado II.

El enjuiciamiento de la situación inflacionista, a través de cada nueva observación disponible del Índice de Precios al Consumo (IPC), requiere modelos cuantitativos capaces de explicar el comportamiento que se esconde detrás de cada nuevo dato —véanse apartados III y IV—. Dichos modelos permiten también alargar la serie con predicciones y realizar una estimación de la inflación subyacente, o tendencia de los precios más fiable, tal como se expone en el apartado V. Con la estimación de la inflación subyacente, se puede responder a las siguientes preguntas —véase apartado VII—:

1. El movimiento en los precios, ¿está acelerándose, desacelerándose o en una situación de crecimiento constante?
2. Las perspectivas de inflación, ¿están mejorando o empeorando?
3. La situación inflacionista actual, ¿es permanente o va a cambiar de signo en el futuro próximo?
4. ¿Es la política monetaria compatible con el objetivo de inflación perseguido?
5. ¿Cuál es la medición más adecuada del diferencial de inflación?

Dado el estado de la información disponible en el caso español, la estimación de los efectos inflacionistas de la introducción del impuesto sobre el Valor Añadido requiere también el uso de modelos sobre precios —véase apartado VI—. La cuantificación de dichos efectos es necesaria si se quiere estimar adecuadamente la inflación subyacente, o tendencia de los precios, y si se quiere medir con cierta precisión el diferencial de inflación respecto al exterior. Con los modelos utilizados, se estima que el IVA supuso un incremento de 2,41 puntos porcentuales en el IPC global en 1986.

El seguimiento adecuado del diferencial de inflación respecto a determinados grupos de países es esencial en cualquier análisis de la situación inflacionista —véase apartado VIII—, pues, entre otras cosas, permite obtener elementos de juicio para instrumentar la política económica, tanto en su vertiente de política fiscal —en concreto, financiación del déficit— como de política monetaria.

En el apartado IX y último, se realiza un breve análisis de la situación inflacionista para 1987, según la información disponible hasta enero de este año. De este análisis se desprende:

- a) el IPC global y el IPSEBENE (índice de precios al consumo de servicios y bienes elaborados no energéticos) muestran evoluciones subyacentes de crecimiento desacelerado;
- b) en el caso del IPC global, esta evolución es mejor que la que se estimaba en octubre, pero ello es, en gran parte, debido a la reducción de los precios de la energía, ocurrida en noviembre. La evolución subyacente actual del IPSEBENE es peor que la estimada en octubre;
- c) el IPSEBENE muestra una inflación subyacente actual del 5,7 %;
- d) el crecimiento acumulado para el IPC global durante 1987 se predice entre el 5,1 y el 5,9 %, según sea el perfil mensual con el que se logre el objetivo anual definido para las magnitudes monetarias;
- e) de lo anterior se deduce que la política monetaria anunciada es compatible con el objetivo de inflación, pero necesaria para que éste pueda lograrse.

Al acabar de escribir este artículo, ha llegado el dato del IPC correspondiente a febrero. Tanto en el índice global como en el IPSEBENE, lo observado se halla por encima de la predicción. Esto supone un empeoramiento de las perspectivas sobre la inflación que hemos enumerado en a)–e). El comportamiento aparentemente moderado del IPC total es consecuencia, básicamente, del fuerte retroceso de los precios de los alimentos no elaborados. La falta de significado de la evolución mensual de este componente se comentó en el *Boletín Económico* de febrero de 1987, páginas 41 a 52.

En el gráfico 7 del texto se calcula la inflación subyacente incluyendo la información de febrero de 1987.

II. Planteamiento del problema y series de precios relevantes

El análisis de la inflación debe realizarse sobre índices de precios finales. En la economía española, el único precio final que se observa con prontitud es el índice de precios al consumo (IPC), que, por otra parte, es el único que se construye a nivel mensual, por lo que el estudio que sigue se basa en dicho índice.

Los datos sobre los incrementos del índice de precios al consumo son muy oscilantes. Véase, por ejemplo, el gráfico 1. Este hecho implica que el mero seguimiento de dichos datos es poco informativo en un análisis a fondo de la inflación en la economía española. Por ello se requiere un estudio cuantitativo profundo de las series temporales de los precios en cuestión, que debe diseñarse en función de los objetivos perseguidos con el análisis de la inflación.

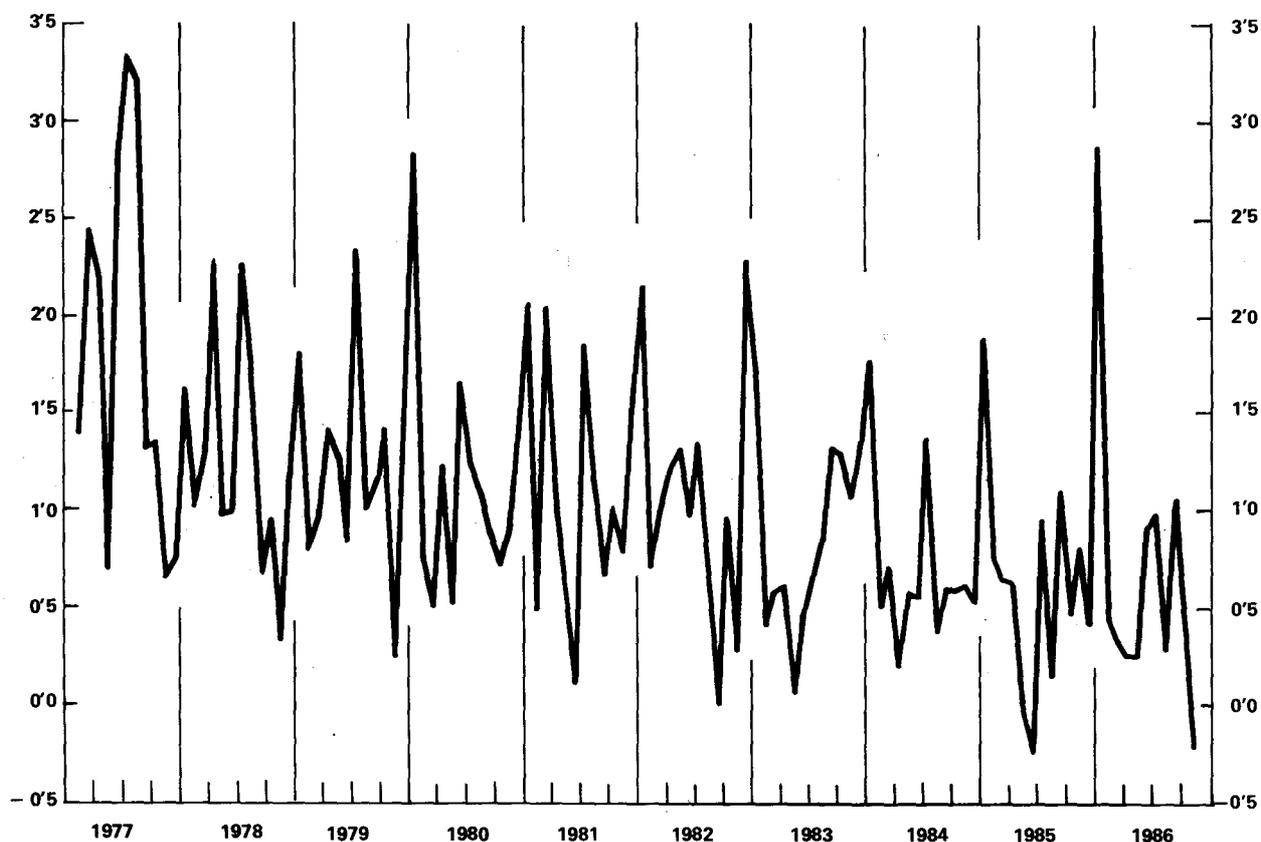
Una enumeración de dichos objetivos incluirá, normalmente, los siguientes puntos:

- 1) evaluar en qué medida un nuevo dato observado sobre el índice de precios es bueno o malo;
- 2) predecir a corto y medio plazo la evolución del IPC;
- 3) estimar la evolución subyacente de los precios;
- 4) analizar la evolución subyacente, considerando:
 - a) su velocidad de avance;
 - b) su mejora o empeoramiento respecto a estimaciones anteriores;
 - c) comparándola con las predicciones a medio plazo.

Antes de continuar, debemos abordar la cuestión de cuál es el grado de agregación de precios con el que vamos a trabajar. Para contestar a la pregunta planteada, debemos tener en cuenta que un mismo nivel de inflación en el índice agregado total, IPC, puede corresponder a situaciones muy distintas, pues:

- a) las características tendenciales y oscilantes de los componentes del índice total pueden ser muy diversas y no tender a compensarse entre sí;

1. Incrementos mensuales del Índice de Precios al Consumo



b) las medidas para reducir la inflación pueden ser diferentes según sea la evolución de los distintos precios que componen el agregado.

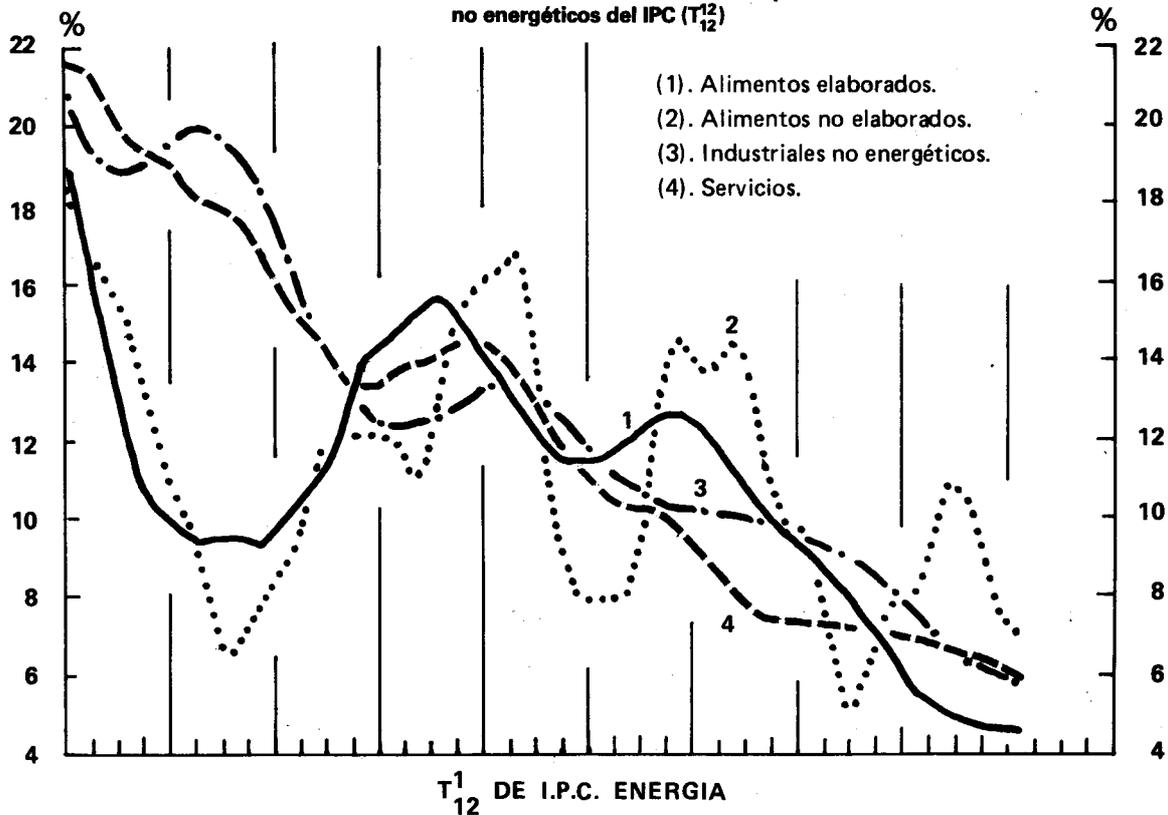
Por tanto, el nivel de agregación debe elegirse en función de a) y b) y de los objetivos del análisis. Investigar las características tendenciales y oscilantes de todos los componentes del IPC es una tarea larga que no hemos realizado. En su defecto, hemos desglosado el IPC en los cinco componentes básicos que se señalan en el cuadro 1, y estudiado sus características. Se ha podido comprobar que dichos componentes tienen evoluciones distintas (véase gráfico 2), que aconsejan analizar el agregado total a partir de los análisis específicos de estos cinco componentes.

Esta solución no es óptima, pero ciertamente incorpora un nivel de desagregación mínimo, a partir del cual conviene analizar el IPC.

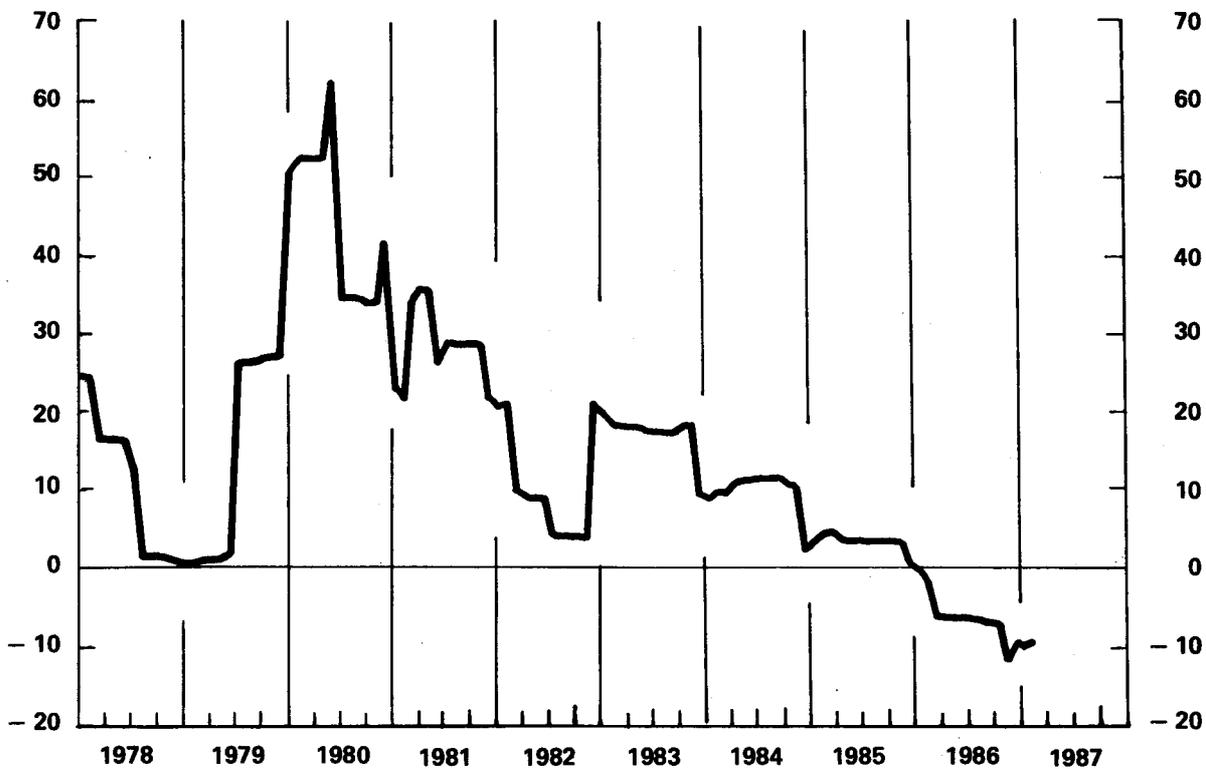
Sobre la base de estos componentes del cuadro 1, se obtienen ciertos agregados intermedios cuya evolución es también muy útil analizar. Estos agregados intermedios se enumeran en el cuadro 1.

El estudio de los componentes básicos del IPC revela la existencia de uno muy errático —el índice de precios de alimentos no elaborados— y de otro que se mueve escalonadamente —bienes energéticos—. Estos últimos son precios administrados, y su movimiento, de naturaleza más bien determinística, requiere una consideración especial a la hora de obtener la evolución subyacente del IPC; sobre este tema volveremos más adelante. En cuanto al índice de precios de alimentos sin elaborar (ANE), podemos ver en el gráfico 2 que las tasas de crecimiento de su tendencia oscilan alrededor de las tasas de crecimiento de las tendencias de los otros componentes no energéticos del IPC (IPSEBENE). Asimismo, en el gráfico 3 podemos ver que la relación entre el ANE y el IPSEBENE —índice de precios de

2. Tasas anuales de las tendencias de los componentes no energéticos del IPC (T_{12}^1)



T_{12}^1 DE I.P.C. ENERGIA



1. Componentes básicos del IPC

IPC (100 %)	A) Alimentos sin elaborar (15,46 %) B) Alimentos elaborados (17,56 %) C) Industriales no energéticos (24,74 %) D) Servicios (34,24 %) E) Energía (7 %)
Agregados intermedios útiles	
1) A+B, Alimentos (33,02 %) 2) C+D, no alimenticio-no energético (59,98 %) 3) C+D+E, no alimenticio (66,98 %) 4) B+C, bienes elaborados no energéticos (43,30 %) 5) B+C+D+E, servicios y bienes elaborados no energéticos (77,54 %) 6) B+C+D+E, servicios y bienes elaborados (84,54 %) 7) A+B+C+D, IPC no energético (93,00 %)	

servicios y bienes elaborados no energéticos— oscila alrededor de un valor que se mantiene relativamente estable desde 1980. Todo ello sugiere que, para analizar la evolución subyacente de la inflación en la economía española, es conveniente eliminar del IPC los precios de alimentos no elaborados, sobre todo en períodos de estabilidad de los precios relativos (1).

El argumento anterior se puede aplicar también a los precios energéticos. Así, en períodos en los que se espere que el precio relativo de la energía respecto a los demás precios no va a cambiar a medio plazo, se pueden eliminar del IPC los precios energéticos, con el fin de analizar la inflación subyacente de la economía.

Más adelante analizaremos cómo estimar la evolución subyacente en una serie temporal cualquiera, pero en este momento de la exposición conviene destacar que, en períodos de cierta estabilidad en los precios relativos alrededor de un valor constante, la evolución subyacente de la inflación se puede estudiar en el índice de precios de servicios y bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE), mejor que en el índice global de precios al consumo.

(1) En el *Boletín Económico* de febrero de 1987, se incluye un artículo de Juan José Camio, que analiza una serie de razones, ligadas al tratamiento que el IPC da a los bienes estacionales, por las que la evolución mensual del IPC de los alimentos no elaborados no es representativa del comportamiento efectivo de los precios correspondientes.

Por otra parte, la estabilidad de la cesta de bienes y servicios que componen el IPSEBENE es menos sensible que la cesta del IPC global a variaciones de los precios de sus componentes. Por este motivo, el IPSEBENE es, probablemente, más representativo del coste de vida que el IPC global, cuando los alimentos sin elaborar se encarecen o abaratan, de forma marcada, pero transitoria, respecto al resto de bienes. Así, aunque es cierto que la economía española tiende a indiciarse sobre el IPC total, tenemos que en tanto en cuanto éste oscila alrededor del IPSEBENE, podemos decir que, a medio plazo, la indicación se realiza alrededor de este último. Es más: incluso en el corto plazo, los agentes estarán más dispuestos a indiciar por debajo del IPC en períodos en los que la inflación subyacente del IPC global está por encima de la inflación subyacente del IPSEBENE, que en períodos en los que el IPSEBENE está por encima del IPC.

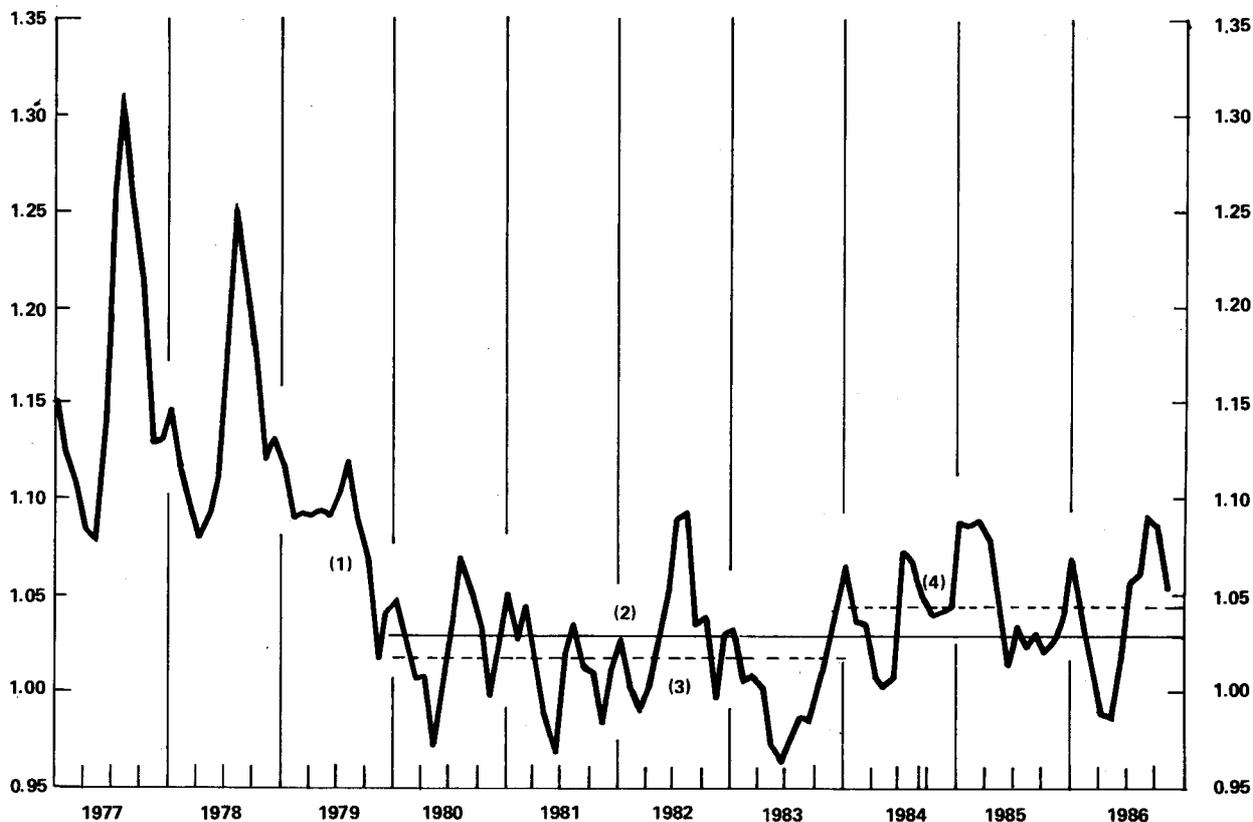
Por todo lo anterior, cabe recomendar la utilización, al menos para un análisis a medio plazo, del IPSEBENE como índice relevante. En cualquier caso, será siempre conveniente analizar la inflación a nivel de IPC y de IPSEBENE. Así, en situaciones en las que el IPC está por debajo del IPSEBENE, es peligroso aventurar que la inflación se va a consolidar alrededor del nivel subyacente del IPC y no alrededor del nivel subyacente del IPSEBENE.

III. Modelos cuantitativos para el análisis de la inflación

Tanto para evaluar una nueva observación como para predecir los valores futuros en una serie temporal o para estimar su evolución subyacente, es necesario disponer de modelos cuantitativos capaces de explicar el comportamiento recogido en los datos.

Los modelos cuantitativos se pueden clasificar, en función del nivel de información que utilizan, en: univariantes, con indicador y econométricos. Los modelos univariantes utilizan el mínimo de información posible: los valores observados de la serie bajo estudio. En estos modelos, el valor presente de una serie temporal se explica en función de sus valores pasados, dando lugar a lo que se denominan *modelos Arima*; pueden ampliarse con la inclusión de variables explicativas artificiales, principalmente binarias, para captar movimientos atípicos importantes registrados por la serie temporal, debidos a causas de tipo institucional, y que han de ser incorporados

3. ANE/IPSEBENE



- (1). ANE/IPSEBENE.
 (2). Media del ANE/IPSEBENE en el período 8001-8611.
 (3). Media del ANE/IPSEBENE en el período 8001-8312.
 (4). Media del ANE/IPSEBENE en el período 8401-8611.
 ANE = IPC de alimentos sin elaborar (15.46%).

de modo exógeno, pues no forman parte del comportamiento regular de la serie económica (1).

Para los fines de este artículo, denominamos *indicador* a aquella variable económica cuya evolución se adelanta a la de la variable dependiente, que en nuestro caso es el índice de precios al consumo. Los modelos con indicador son modelos que incluyen indicadores como variables explicativas. Los indicadores que consideraremos en este trabajo son: precios industriales, precios de importación y precios agrícolas.

Los modelos econométricos especifican una relación entre la variable objeto de estudio y un conjunto de variables explicativas, de acuerdo con una

determinada teoría económica. Estos se pueden clasificar en estructurales y de forma reducida. En los primeros, las variables causales entran directamente como variables explicativas, mientras que, en los segundos, las variables causales que se determinan dentro del sistema estructural han sido sustituidas por las variables que, a su vez, las determinan a ellas. Es decir, la obtención de la forma reducida de un modelo estructural, que normalmente será multicuacional, requiere resolver éste, obteniendo las variables endógenas —las que se determinan dentro del sistema— en función exclusivamente de las variables exógenas —las que se explican fuera del sistema— y de los retardos de las propias variables endógenas. Por otra parte, si los modelos econométricos multicuacionales cumplen la hipótesis de recursividad, es aceptable estudiar cada una de las ecuaciones del modelo con independencia de las demás.

(1) Sobre este último punto, puede consultarse, por ejemplo, Espasa 1986a.

Modelos econométricos estructurales de precios son, por ejemplo, los modelos de *mark-up*. En el nivel mensual donde nos hemos situado, los modelos de *mark-up* no se pueden construir para la economía española, pues una parte importante de las variables coste que entran en ellos no se observa mensualmente. Una alternativa pudiera ser la formulación de modelos de *mark-up* condensados (1), en los que los precios al consumo se explican en función de un índice de precios internos al por mayor —en nuestro caso, el índice de precios industriales de bienes de consumo, IPIN— como variable que engloba los costes de producción de los bienes de producción interna, y un índice de precios al por mayor externo— el índice de precios de importación de bienes de consumo expresado en pesetas, IPM—, como variable que engloba los costes de producción en frontera de los bienes de producción externa.

La variable IPIN se observa mensualmente, pero, en cuanto a la variable IPM, sólo se dispone de datos trimestrales; por ello, se ha intentado mensu- lizar esta última variable utilizando la información mensual de la serie de valor efectivo nominal de la peseta frente a países desarrollados. Al introducir esta variable IPM, así mensu- lizada, en un modelo de *mark-up* condensado, no aparece como significativa, por lo que el modelo se reduce a uno en el que el índice de precios industriales actúa como indicador de los precios de consumo.

Los modelos de precios de forma reducida se obtienen a partir de un conjunto de supuestos sobre cuáles son las variables endógenas y exógenas de la economía. Así, se puede pensar en modelos en los que la cantidad de dinero y las variables de tipo fiscal son de carácter exógeno, y la tasa de crecimiento de los precios viene explicada en función de dichas variables y de la inflación exterior. En la actualidad, se dispone de modelos, que denominaremos *monetaristas*, en los que la tasa de inflación viene explicada por la tasa de crecimiento del agregado monetario bajo el control del Banco de España. En estos modelos, no se incluyen variables de política fiscal ni de inflación exterior, por no haber resultado éstas significativas en las especificaciones que se han realizado (2).

(1) Estamos agradecidos a José Luis Malo de Molina por sugerirnos esta alternativa.

(2) La escasa significación de estas variables puede explicarse por la especificación de dinámicas largas para el dinero. Véase Gordon (1982).

Los modelos univariantes —en particular, los modelos Arima— tienen plena justificación económica. En efecto, suponiendo que las variables exógenas que entran en un modelo econométrico vienen determinadas por modelos Arima, se puede demostrar que las variables endógenas del modelo siguen, asimismo, modelos Arima. Así, pues, estos modelos son consistentes para explicar el comportamiento de variables como el IPC. En ellos, el efecto de las variables causales de los precios se tiene en cuenta, aunque con retraso, a través del pasado de la propia serie de precios. No obstante, los modelos Arima son ineficientes, en cuanto que no incorporan el efecto de las innovaciones recientes de las variables explicativas del modelo econométrico, ya que estas innovaciones pueden necesitar un determinado período de tiempo para incorporarse plenamente en la historia pasada de los precios. En contrapartida a la ineficiencia, los modelos Arima son fáciles de construir, con lo que la garantía de que el modelo empleado sea aproximadamente correcto y obtengamos predicciones insesgadas —con errores de predicción con media nula— es grande.

Los modelos con indicador son un poco más complejos que los modelos univariantes, pero su construcción continúa siendo relativamente sencilla. En estos modelos se incorporan con más prontitud —vía los indicadores— los efectos de las variables causales en los precios. Para predecir con estos modelos, es necesario predecir la evolución futura de los indicadores, por ejemplo, por procedimientos univariantes.

Las predicciones realizadas con modelos con indicador son más eficientes que las univariantes, pero menos que las econométricas. En nuestro trabajo se utilizan como indicadores los precios agrícolas y los precios industriales de bienes de consumo. En la actualidad, no se dispone de este tipo de modelos para el componente de servicios del IPC, por carecer de un indicador apropiado para dicho componente.

Para predecir con los modelos econométricos, se requiere predecir antes las variables explicativas. Si éstas se observan con mucho retraso, aunque el modelo econométrico sea correcto, puede dar lugar a predicciones más ineficientes que las univariantes y que las obtenidas con indicador. Si el modelo econométrico es aproximadamente correcto y no hay problemas en predecir las variables explicativas, las predicciones econométricas son las preferibles. En nuestro caso, la predicción de la cantidad de dinero más allá del año en curso es muy incierta, por lo que, en general, recomendamos las predicciones hechas con indicador.

Los modelos econométricos no son importantes solamente para la predicción, sino también para simular, como veremos más adelante.

Es importante disponer de modelos distintos para predecir los precios, ya que las diferencias en las predicciones alternativas pueden ser informativas. En efecto, las predicciones univariantes no incorporan los últimos acontecimientos en el sistema, hasta que éstos empiezan a afectar al pasado de la serie en cuestión. Ahora bien: en la medida en que tales acontecimientos hayan afectado ya a los indicadores, su efecto se reflejará en las predicciones con indicador. Por ello, la comparación de ambas predicciones puede servir para evaluar, de forma indirecta, el efecto de dichos acontecimientos en los precios, como ocurrió, por ejemplo, desde mediados de 1985 hasta mediados de 1986, cuando el proceso inflacionista estaba desacelerándose.

Con los modelos econométricos monetaristas, se puede simular si la política monetaria en curso es compatible con el objetivo de inflación. Además, la comparación de las predicciones (o simulaciones) monetaristas con las predicciones con indicador sirve para evaluar si la política monetaria es acomodaticia o tiende a favorecer o frenar la inflación.

Los modelos univariantes utilizados en el presente son los propuestos por Espasa *et al.* (1984), pero actualizados en cuanto a su estimación.

Los modelos con indicador han sido elaborados en Matea y Espasa (1986) y serán publicados próximamente. En cuanto a los modelos monetaristas, los comentamos en la sección siguiente.

Con la información publicada hasta enero de 1987, en la sección IX se dan las predicciones del IPC y del IPSEBENE para 1987, y se analizan brevemente sus diferencias. Como hemos dicho, las predicciones recomendadas son las realizadas utilizando modelos con indicador, y con ellas se extrapolan las series de precios para estimar y evaluar la inflación subyacente en los distintos índices de precios señalados en el cuadro 1. Las conclusiones sobre la inflación subyacente también se recogen en la sección IX.

IV. Modelos monetaristas para explicar la inflación

Desde finales de la década de los sesenta, la política monetaria ha venido ocupando un lugar clave en los

programas económicos de los gobiernos occidentales, dado que los procesos inflacionistas sólo persisten si son financiados por el crecimiento de los agregados monetarios, sean cuales fueren las causas primeras de aquellos (1). Por ello es importante estimar la relación dinámica existente entre tasa de inflación y tasa de crecimiento de los agregados monetarios.

A largo plazo, y suponiendo que la economía está en una situación de crecimiento equilibrado, con un tipo de interés de equilibrio determinado por factores reales, la relación entre tasa de inflación y tasa de crecimiento de la cantidad de dinero es la siguiente:

$$\pi = \frac{1}{E_{L,p}} (m - E_{L,y} y^*), \quad [1]$$

donde π es la tasa de inflación, m la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero; $E_{L,p}$ la elasticidad de la demanda de dinero respecto de los precios (2), y^* la tasa de crecimiento de la renta real de pleno empleo y $E_{L,y}$ la elasticidad de la demanda de dinero a la renta.

Como se puede comprobar a través de [1], la relación entre inflación y tasa de crecimiento del dinero sólo será unitaria si la elasticidad de la demanda de dinero a los precios es la unidad y si la tasa de crecimiento de la renta de pleno empleo no se ve afectada por la tasa de crecimiento del dinero. Puesto que la ecuación [1] sólo se cumple en una situación de crecimiento equilibrado, es de esperar que tenga lugar un proceso de ajuste dinámico entre la tasa de inflación y la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero; dicho proceso de ajuste se puede aproximar de forma empírica a través del siguiente modelo:

$$\pi_t = \gamma(L) m_t + u_t, \quad [2]$$

siendo $\gamma(L) = \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + \dots + \gamma_n L^n$, donde L es el operador de retardos y γ_i es el multiplicador de impacto de una variación en la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero en el momento $t-i$ sobre la tasa de inflación en el momento t . El término u_t es el residuo aleatorio que recoge perturbaciones de distinta procedencia, que afectan a la tasa de inflación, pero que se suponen independientes de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero.

La ecuación [2] permite estimar las relaciones a corto y largo plazo entre tasa de inflación y tasa de creci-

(1) Para una discusión sencilla sobre el tema, véase Mishkin, F. (1984): «The Causes of Inflation», National Bureau of Economic Research Working Paper nº 1453.

(2) No se impone a priori que dicha elasticidad sea unitaria.

miento del dinero. La relación a largo plazo viene dada por $\gamma(1) = \gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_n$, mientras que cada coeficiente γ_i nos indica cuál es el correspondiente multiplicador de impacto.

Teniendo en cuenta que la ecuación [2] intenta ser una aproximación a la relación dinámica de ajuste existente entre tasa de inflación y tasa de crecimiento del dinero, será válida siempre que los *otros factores* que inciden sobre la tasa de inflación sean independientes de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero. De lo contrario, la ecuación [2] sería una aproximación inconsistente a tal relación.

Supuesto que [2] constituye una aproximación válida, la cuestión es si $\gamma(1)$ —la elasticidad precios-dinero— va a ser igual a la inversa de la elasticidad de la demanda de dinero respecto de los precios, como se deduciría de la expresión [1]. Esta igualdad supondría la consideración de un período suficientemente largo de ajuste, de modo que la renta de la economía y el tipo de interés tendieran a sus sendas de crecimiento equilibrado. Dicha dinámica es muy compleja, y seguramente imposible de recoger a través del análisis de los datos, puesto que los sistemas económicos están sometidos a perturbaciones continuas que originan tales procesos de ajuste, que, con los períodos muestrales que se suelen utilizar, no es posible especificar la dinámica que lleva a la economía hasta la senda de crecimiento equilibrado.

La ecuación [2] se puede contemplar como la forma reducida de un modelo en el que:

1. La cantidad de dinero es una variable exógena.
2. Las variables, distintas de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, que intervienen en la determinación de la tasa de inflación han sido sustituidas por las variables exógenas de las cuales dependen.

En cuanto al punto 2, es de señalar que, dado que la ecuación sobre la cual realizamos nuestro estudio se considera en forma reducida, las *otras variables* que influyen sobre la tasa de inflación, que suponemos son independientes de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, se recogen a través del residuo aleatorio. Se intentaron especificaciones de esta forma reducida en las que apareciesen explícitamente variables fiscales y variables representativas de la inflación externa, sin resultados satisfactorios.

Los supuestos anteriores constituyen simplificaciones de la realidad, que son más o menos convenientes,

según el campo de análisis en el que estemos interesados (en este caso, la relación dinámica existente entre la tasa de crecimiento del agregado monetario bajo el control del Banco de España y la evolución de la tasa de inflación).

La aproximación empírica a la relación expuesta en la ecuación [2] está sujeta a importantes limitaciones, además de las ya mencionadas. Hay que elegir *un nivel de precios y una cantidad de dinero*.

En efecto, se requiere una aproximación al *bien económico dinero* que aparece en las relaciones estructurales de la economía y que como tal ha de ser un bien compuesto homogéneo, separable de la estructura del sistema. La definición de dicho *bien dinero* está sujeta a numerosos problemas en el contexto de sistemas financieros desarrollados como los actuales, y en la práctica se suelen utilizar como aproximaciones los agregados monetarios controlados por la autoridad monetaria. En esta nota, no entramos en la cuestión de si dichos agregados —en su mayoría, contruidos como suma simple de una gama de activos que suele comprender desde el efectivo hasta la deuda pública— aproximan de forma adecuada lo que se entiende por *bien compuesto* en sentido económico (1).

La elección del nivel de precios suele venir limitada por las disponibilidades estadísticas existentes en función de la periodicidad temporal en la que estemos interesados. Normalmente, se suele utilizar un Índice de Precios al Consumo (índice de Laspeyres), cuya construcción implica ignorar los efectos de cambios en los precios relativos de los bienes sobre las cantidades demandadas de los mismos.

Para el caso español, en Manzano y Espasa (1986) se estima la relación entre tasa de inflación y tasa de crecimiento de la cantidad de dinero para el período enero 1978-octubre 1985 (2) aproximada a través de la ecuación [2]. Se utiliza el Índice de Precios al Consumo (IPC), y, como agregado monetario, el que en la actualidad controla la autoridad monetaria, los «Activos Líquidos en manos del Público» (ALP), empleando la periodicidad mensual.

Dado el distinto comportamiento —como ya se ha señalado— de los diversos componentes del IPC, en el trabajo citado se estiman modelos para el IPC por componentes (3), detectándose respuestas dinámicas al di-

(1) Para una discusión sobre este tema, véase Manzano (1987).

(2) En estos momentos, se dispone de una actualización de dichos modelos hasta enero de 1987, no produciéndose variaciones apreciables en los resultados.

(3) Para el componente energético del IPC, por estar constituido por precios administrados, no se especifica ningún modelo.

nero, específicas en cada componente. Así, en el componente alimenticio, se observa una respuesta al dinero, mayor y más rápida que en el no alimenticio. Para todos los componentes, se estima que el 90 % del efecto total de una variación en la tasa de crecimiento de ALP sobre los precios se consigue en doce meses, aproximadamente, no encontrándose efectos contemporáneos. Asimismo, la elasticidad precios-dinero a largo plazo es muy similar, no significativamente distinta, para todos los componentes, situándose ésta en torno a 0,7.

Los resultados que se infieren de los modelos estimados ponen de manifiesto, como cabía esperar, que la relación entre tasa de crecimiento del dinero y tasa de inflación es de tipo tendencial. No es la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, observada en cada momento del tiempo, la que influye sobre la tasa de inflación, sino una cierta tendencia de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero. En el gráfico 4 se muestra para tres de los componentes del IPC –industriales no energéticos, alimentos elaborados y servicios (1)– la relación entre la inflación subyacente (aproximada a través de la T_{12}^{12} centrada del nivel de precios) y la contribución de la tasa de crecimiento del agregado monetario ALP a dicha inflación subyacente.

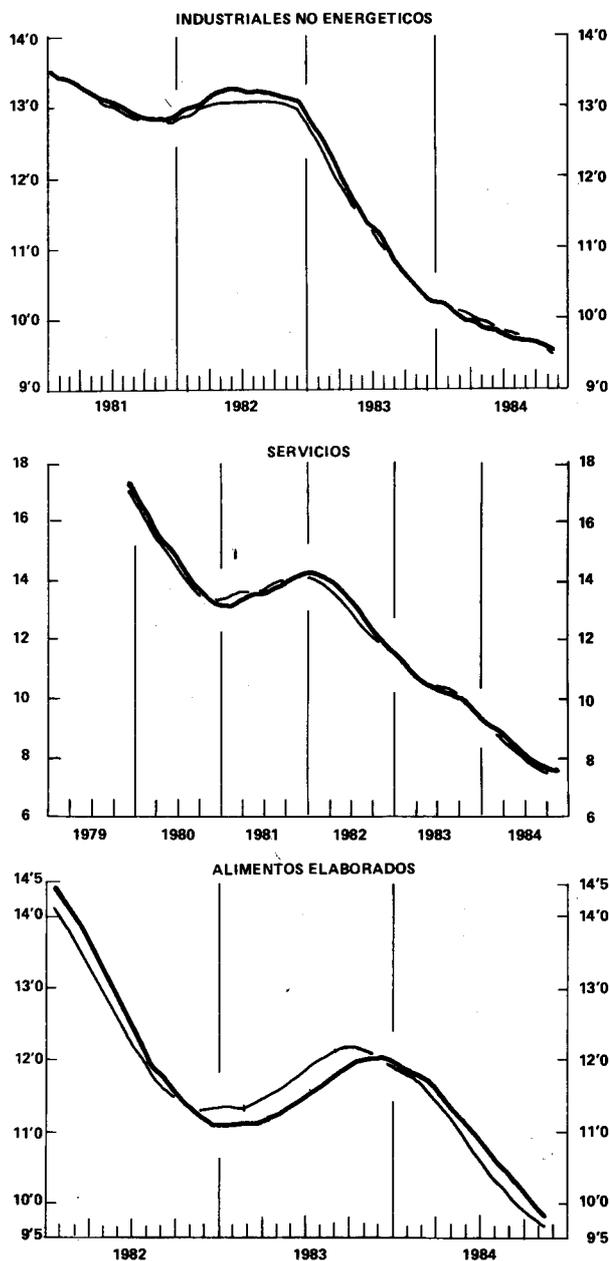
Los modelos comentados permiten realizar simulaciones sobre los efectos de sendas alternativas en la evolución de la tasa de crecimiento de ALP, y comparadas en función de su influencia sobre la tasa de inflación a lo largo de un año. Dicha comparación permite el diseño de sendas de evolución del agregado monetario compatibles con el objetivo de inflación trazado por las autoridades económicas. Se puede elegir entre las posibles sendas compatibles con el objetivo de inflación atendiendo a otras consideraciones tales como repercusiones a corto plazo sobre los tipos de interés, objetivos de tipo de cambio, etc. –véase, como ejemplo, Manzano (1987)–.

En efecto, como se puede desprender de lo dicho anteriormente, los modelos econométricos sobre precios de los que se dispone forman parte de un modelo más amplio de Control Monetario, véase Escrivá *et al.* (1986), en el que la política monetaria se puede evaluar en función de sus efectos sobre la inflación y sobre los tipos de interés.

Los ejercicios de simulación anteriores permiten hacer inferencias sobre el carácter más o menos acomodaticio de la evolución monetaria en relación a las iner-

(1) No se dispone de un modelo de este tipo para el componente de alimentos no elaborados.

4. Inflación subyacente y contribución tendencial del dinero



(*) En todos los casos, la línea gruesa es la tendencia de la contribución del dinero.

cias existentes en los precios. Dados los modelos alternativos disponibles sobre precios, es posible realizar tal tipo de inferencias comparando las previsiones derivadas de los modelos con indicador y las derivadas de los anteriores modelos.

V. Estimación de la inflación subyacente

La evolución subyacente en una serie temporal es una señal, o componente no observable, que representa un movimiento robusto alrededor del cual gira la serie original. En principio, esta señal podría ser la serie ajustada de estacionalidad. Esta última contiene oscilaciones de corto plazo que tienen media cero. Por tanto, a largo plazo, la serie ajustada de estacionalidad converge hacia una señal más robusta que, en la literatura estadística, se denomina tendencia. Por tal motivo, nosotros identificamos la evolución subyacente de una serie con su tendencia.

Sin embargo, en muchas aplicaciones prácticas se utiliza la serie ajustada de estacionalidad como señal de la evolución subyacente de la serie original. Dos razones básicas pueden justificar dicha práctica. La primera se refiere al hecho de que estamos considerando una serie temporal cuyo elemento irregular (oscilaciones a corto), que se incluye en la serie ajustada de estacionalidad, tenga influencia en la determinación de otras series económicas, y, por tanto, deseemos incluirlo dentro de la señal de la serie que estamos estudiando. No parece que este sea nuestro caso al analizar el índice de precios al consumo. Una segunda razón haría referencia al hecho de que la serie ajustada se estima mejor que la tendencia. En Maravall (1987), se aborda este problema y se aplica a la serie de activos líquidos en manos del público. Los resultados que se obtienen para dicha serie indican que la estimación de la tendencia es sólo ligeramente peor que la correspondiente estimación de la serie ajustada de estacionalidad.

Los resultados anteriores no son extrapolables a series con características distintas como los precios, pero sí que parecen apoyar la idea de que las ventajas de estimar la serie ajustada de estacionalidad en vez de la tendencia son mínimas, y, por tanto, no compensa trabajar con una señal que es mucho más oscilante.

En el tratamiento de un índice de precios conviene distinguir entre la serie original, que representa un nivel de precios, y la serie de inflación, que nosotros definimos como la serie que se obtiene al aplicar tasas anuales (T_{12}^1) a la serie original. En consecuencia, la evolución subyacente de un índice de precios será la tendencia de su correspondiente serie temporal, y la inflación subyacente vendrá dada por la tasa anual (T_{12}^1) de la evolución subyacente o tendencia de dicho índice.

Para los índices de precios al consumo, se puede comprobar que las tasas de crecimiento anual T_{12}^1 de sus tendencias siguen una evolución similar a la de la tasa T_{12}^1 de sus correspondientes series originales, ambas debidamente centradas (véase Espasa 1985 a y b). En consecuencia, la tasa T_{12}^1 de un índice de precios es una estimación aceptable de la tasa anual de su correspondiente inflación subyacente.

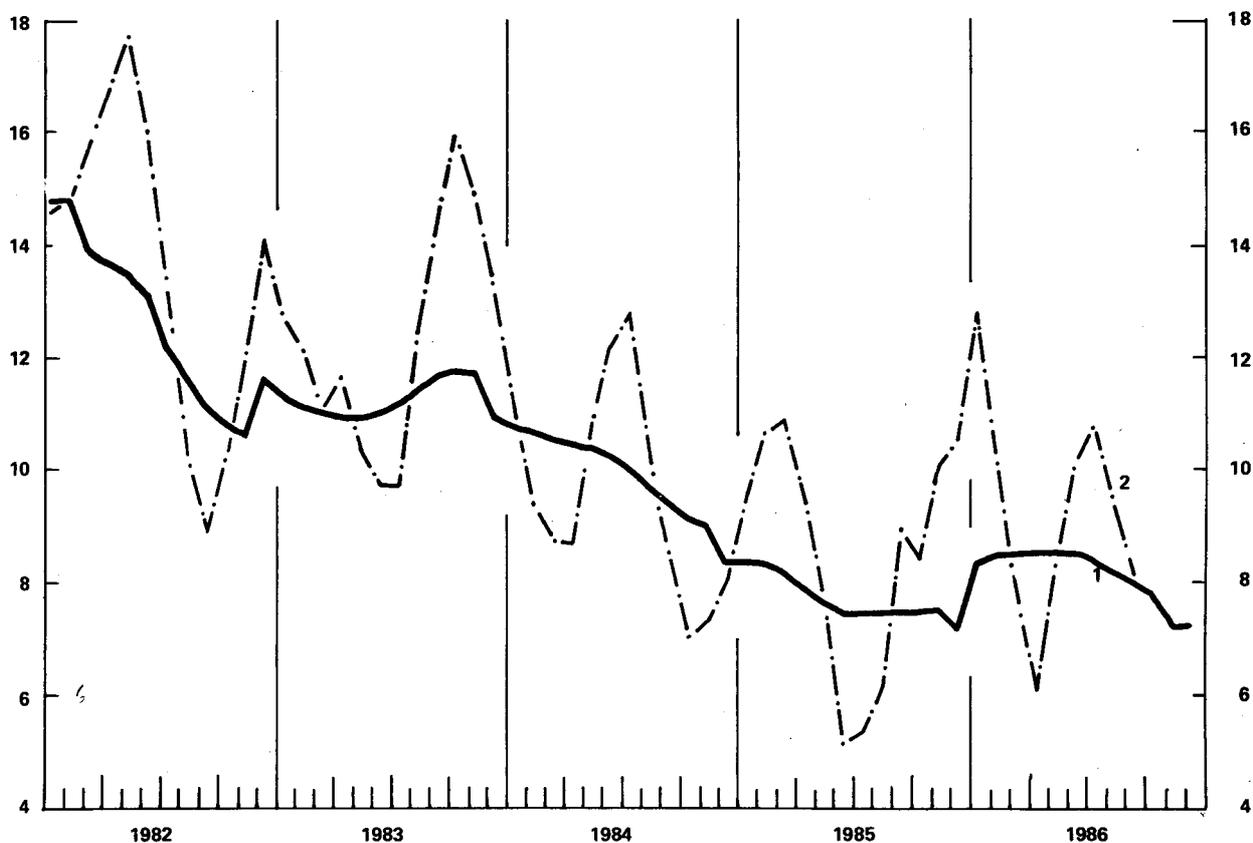
Para calcular el valor, debidamente centrado, de la tasa T_{12}^1 en el momento t , se requiere conocer los valores de la serie en $t + 1$, $t + 2$, ..., $t + 11$, que son desconocidos en el momento t . Nosotros proponemos calcular dicha tasa T_{12}^1 utilizando predicciones para los valores no observados.

Este procedimiento de cálculo de la inflación subyacente es válido para los componentes no energéticos del IPC. Los precios energéticos se mueven de forma escalonada, por lo que su tendencia es de carácter determinístico. En consecuencia, para el índice de precios de bienes energéticos, la inflación subyacente se estima como la tasa T_{12}^1 , asignada a la última observación que entra en el cálculo de la misma, de la serie original. Con ello, los cambios bruscos de los precios energéticos no se promedian en el tiempo, sino que se asignan a su inflación subyacente en el momento en que ocurren.

Es importante señalar que las tasas intra-anales, elevadas a tasa anual —por ejemplo, la tasa T_3^3 —, no sirven para aproximar la inflación subyacente (véase Espasa 1985b), pues contienen oscilaciones equívocas, como puede verse en el gráfico 5. Las tasas de crecimientos acumulados en los últimos doce meses, T_{12}^1 , tasas muy difundidas por los medios de comunicación, tampoco sirven para reflejar la inflación subyacente de los distintos índices (véase Espasa 1985b), pues tienen excesivas oscilaciones, que las distancian de las tasas anuales de sus respectivas tendencias (véase gráfico 6).

Respecto al seguimiento de la inflación subyacente a través de la tasa T_{12}^1 del IPC, hay que advertir que ha conducido a equívocos importantes en 1986, sobre todo en los meses de marzo y septiembre. Estos equívocos podrían paliarse utilizando predicciones de los índices de precios, con lo que se vería claramente que caídas o subidas que se interpretan como estables se van a interrumpir en los meses inmediatos. En estos momentos —enero de 1987—, el mensaje de la tasa T_{12}^1 puede ser también equívoco, tal como se explica en el epígrafe IX de este trabajo.

5. T_3^3 y T_{12}^{12} del índice de precios al consumo



(1). T_3^3 del IPC serie desestacionalizada.

(2). T_{12}^{12} del IPC con predicciones base noviembre 1986.

Como acabamos de señalar, la tasa T_{12}^1 no es una buena medida de la inflación subyacente en España, pero es menos mala, en general, que las medidas alternativas construidas sobre tasas intra-anales (T_3^3 , por ejemplo). En cualquier caso, la T_{12}^1 como estimador imperfecto de la inflación subyacente debería utilizarse debidamente centrada y no asignada a la última observación.

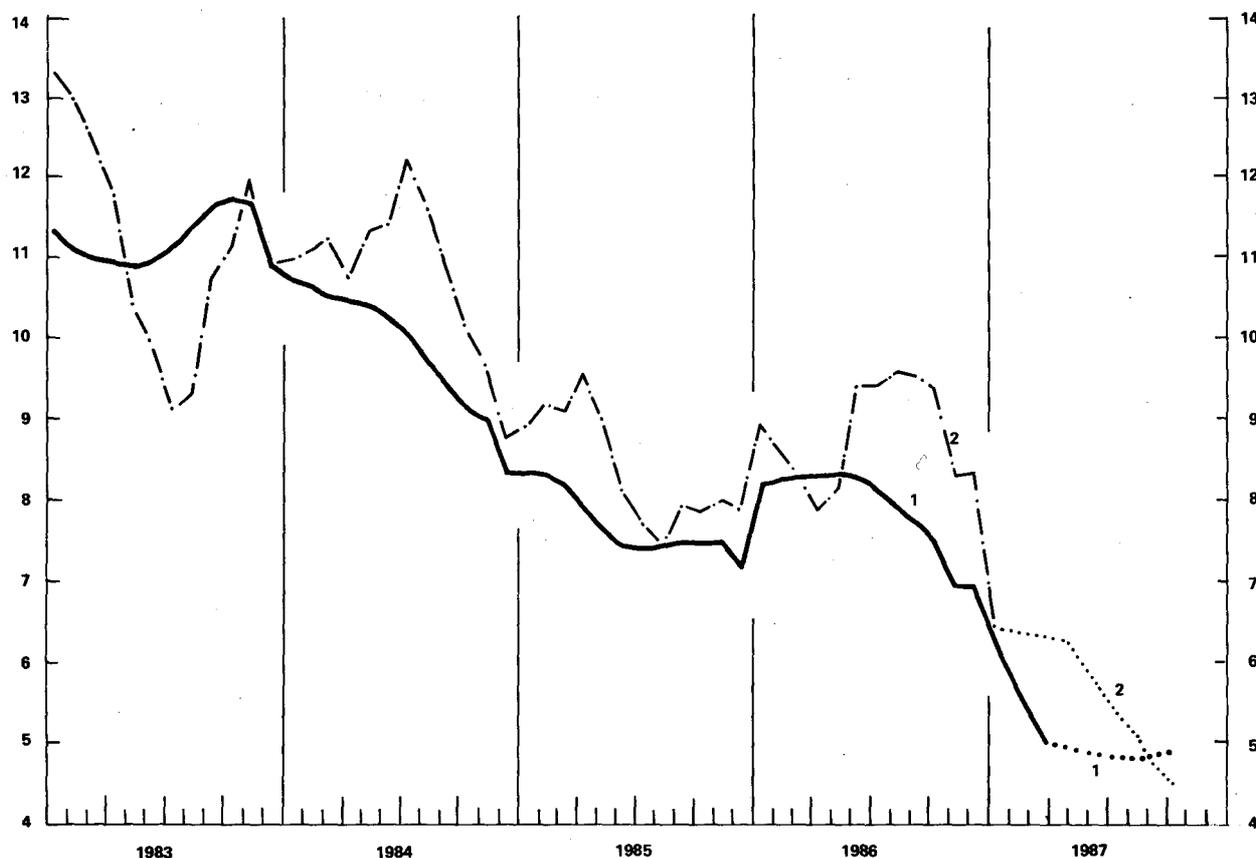
Para analizar la inflación en países en los que el índice de precios oscila mucho menos que en España, o en un conjunto de países, como la Comunidad Económica Europea, en el que, por el hecho de incluir varias economías nacionales, las oscilaciones de precios quedan amortiguadas, la T_{12}^1 está más próxima a la tasa anual de la tendencia de los precios y es un estimador de la inflación subyacente más fiable que en el caso español.

VI. Estimación de los efectos del impuesto sobre el valor añadido en los componentes básicos del IPC

La cuantificación de los efectos de la introducción del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) sobre los precios requiere disponer de modelos que permitan estimar dichos efectos.

Lo óptimo es disponer de modelos econométricos de *mark-up* que permitan tener en cuenta el efecto sobre los precios de los impuestos sobre el gasto, y a través de los cuales se pueda, por tanto, evaluar, bajo dos regímenes de impuestos diferentes, los efectos sobre los precios. Tal ejercicio no es posible, dadas las disponibilidades estadísticas existentes.

6. T_{12}^2 y T_{12}^1 del índice de precios al consumo



(1). T_{12}^{12} del IPC (con IVA) con información hasta Noviembre de 1986.

(2). T_{12}^1 del IPC (con IVA) con información hasta Noviembre de 1986.

Nota: La T_{12}^{12} está debidamente centrada, pero la T_{12}^1 está asignada a la última observación, como es usual en quienes siguen dicha tasa.

Por ello se ha optado por evaluar los efectos inflacionistas del IVA a través de los modelos de precios expuestos en las secciones III y IV, de acuerdo con la siguiente metodología.

Dado que la implantación del IVA supone un cambio estructural que puede afectar al nivel de precios a partir del mismo momento de su introducción, y que no es posible, dadas las disponibilidades estadísticas, recoger dichos efectos de un modo explícito a través de variables económicas, se ha considerado adecuado enfocar la introducción del IVA como una «anomalía» en la evolución de los precios. Esta anomalía no puede ser explicada en función del pasado de la serie (de modo univariante), ni por la evolución de los indicadores de precios al por mayor (modelos con indicador), ni a través de la evolución de los agregados monetarios. Debido a lo anterior, se han recogido los efectos de la

implantación del IVA a través de variables artificiales binarias –tipo escalón– introducidas en cada uno de los modelos de los que se dispone. Los efectos así recogidos se muestran en el cuadro 2.

Como se puede observar en dicho cuadro, el efecto estimado del IVA en el componente alimenticio del IPC es mayor que en el componente no alimenticio. El efecto IVA ha sido asimilado, por los precios en su totalidad, en el primer trimestre de 1986. El período de ajuste de tres meses tiene su explicación en la existencia de *stocks* y en la inercia existente en los precios.

La estimación del efecto IVA difiere según los modelos, estando, en cualquier caso, en torno a dos puntos porcentuales. La estimación recomendable es la que se obtiene con los modelos con indicador, que supone 2,41 puntos en el IPC.

2. Efectos IVA

	ENE	FEB	MAR	TOTAL
Modelos univariantes				
1 Índice de precios al consumo total (100,00 %)	1,18	0,16	0,29	1,64
2 IPC no energético (93,0 %)	1,27	0,18	0,31	1,76
3 IPC servicios y bienes elaborados (84,54 %)	1,19	0,19	0,35	1,73
4 IPC servicios y bienes elaborados no energéticos (77,54%)	1,29	0,21	0,38	1,88
5 IPC bienes elaborados no energéticos (43,30 %)	1,50	0,38	0,68	2,56
6 IPC productos alimenticios (33,02 %)	1,58	0,49	0,47	2,55
7 IPC alimentos elaborados (17,56 %)	1,95	0,93	0,89	3,77
8 IPC alimentos no elaborados (15,46 %)	1,16	—	—	1,16
9 IPC no alimenticio (66,98 %)	0,99	—	0,20	1,19
10 IPC energía (7,00 %)	—	—	—	—
11 IPC no alimenticio no energético (59,98 %)	1,10	—	0,23	1,33
12 IPC industriales no energéticos (25,74 %)	1,20	—	0,53	1,73
13 IPC servicios (34,24 %)	1,03	—	—	1,03
Modelos con indicador				
1 Índice de precios al consumo total (100,00 %)	1,65	0,37	0,39	2,41
2 IPC no energético (93,0 %)	1,77	0,40	0,42	2,59
3 IPC servicios y bienes elaborados (84,54 %)	1,66	0,44	0,47	2,56
4 IPC servicios y bienes elaborados no energéticos (77,54%)	1,81	0,47	0,51	2,79
5 IPC bienes elaborados no energéticos (43,30 %)	1,63	0,85	0,91	3,39
6 IPC productos alimenticios (33,02 %)	1,87	1,11	0,64	3,62
7 IPC alimentos elaborados (17,56 %)	2,11	2,10	1,20	5,41
8 IPC alimentos no elaborados (15,46 %)	1,59	—	—	1,59
9 IPC no alimenticio (66,98 %)	1,54	—	0,27	1,82
10 IPC energía (7,00 %)	—	—	—	—
11 IPC no alimenticio no energético (59,98 %)	1,72	—	0,31	2,03
12 IPC industriales no energéticos (25,74 %)	1,30	—	0,71	2,01
13 IPC servicios (34,24 %)	2,04	—	—	2,04
Modelos monetaristas				
1 Índice de precios al consumo total (100,00 %)	1,56	0,12	0,27	1,96
2 IPC no energético (93,0 %)	1,68	0,13	0,29	2,10
3 IPC servicios y bienes elaborados (84,54 %)	1,56	0,15	0,32	2,02
4 IPC servicios y bienes elaborados no energéticos (77,54%)	1,70	0,16	0,35	2,21
5 IPC bienes elaborados no energéticos (43,30 %)	1,43	0,28	0,63	2,34
6 IPC productos alimenticios (33,02 %)	1,70	0,37	0,41	2,48
7 IPC alimentos elaborados (17,56 %)	1,79	0,70	0,77	3,26
8 IPC alimentos no elaborados (15,46 %)	1,59	—	—	1,59
9 IPC no alimenticio (66,98 %)	1,50	—	0,20	1,70
10 IPC energía (7,00 %)	—	—	—	—
11 IPC no alimenticio no energético (59,98 %)	1,67	—	0,23	1,90
12 IPC industriales no energéticos (25,74 %)	1,18	—	0,53	1,71
13 IPC servicios (34,24 %)	2,04	—	—	2,04

VII. Metodología para el análisis de la inflación subyacente

El gráfico de la inflación subyacente —véase gráfico 7— proporciona un importante instrumento de análisis sobre la situación inflacionista en la que se encuentra la economía.

La inspección de dicho gráfico informa sobre si la evolución de los precios se está:

1. Acelerando (en tal caso, los últimos valores de la inflación subyacente son crecientes).
2. Desacelerando (en tal caso, los últimos valores de la inflación subyacente son decrecientes).
3. Estancando (en tal caso, los últimos valores de la inflación son prácticamente constantes).

Hay que tener en cuenta que, como la inflación sub-

3. Inflación subyacente e inercia

	Inercia menor que la inflación subyacente actual	Inercia igual a la inflación subyacente actual	Inercia mayor que la inflación subyacente actual
Precios desacelerándose	Margen para que continúe la desaceleración	La desaceleración tiende a estancarse	Posibilidad de que la evolución desacelerada de los precios se convierta en acelerada
Precios constantes	Posibilidad de que el crecimiento constante se convierta en desacelerado	Se espera que continúe el crecimiento constante	Posibilidad de que el crecimiento constante se convierta en acelerado
Precios acelerándose	Posibilidad de que la evolución acelerada se convierta en desaceleración	Posibilidad de que la evolución desacelerada se convierta en crecimiento constante	Margen para que continúe la aceleración

yacente se estima a través de la $T_{12}^{1/2}$ centrada, los últimos valores —si estamos en el momento t , los valores de la $T_{12}^{1/2}$ correspondientes al momento $t-i$ para i menor que once— están calculados con predicciones, por lo que dichos valores se van revisando según se va disponiendo de nueva información. Así, la comparación de los valores de la inflación subyacente, según se van realizando las revisiones, nos permite inferir si las perspectivas de inflación están mejorando o no.

Por tanto, a través de la inflación subyacente podemos analizar si los precios están acelerándose, desacelerándose o estancándose; y, a través de las revisiones, según se va disponiendo de más información de los valores de dicha inflación subyacente, podemos señalar si las perspectivas sobre el proceso inflacionista son mejores o peores. Pero, sin duda, interesa analizar si la situación actual de los movimientos en los precios se va a mantener en el futuro o si va a cambiar de signo. Este análisis puede llevarse a cabo a través de la comparación entre la inflación subyacente en el momento t y el valor a medio plazo que se prevé para la tasa de crecimiento anual de los precios, tasa que denominamos *inercia*.

Las funciones de predicción que se derivan de los distintos modelos de precios tienen una estructura que, a partir de un determinado horizonte (de dos a cinco años según las series), predicen una tasa de crecimiento anual que se mantiene prácticamente constante a partir de dicho punto. Esta tasa cambia con el origen de la predicción, es decir, cambia cada vez que tenemos una nueva observación y se actualizan las predicciones para el futuro.

Esta tasa prevista de crecimiento anual de los precios a medio plazo, o inercia, cuando se calcula con mode-

los econométricos estructurales completos, constituye una estimación adecuada de las expectativas de inflación a medio plazo. Cuando la inercia se calcula con otro tipo de modelos, econométricos o no, constituirá una aproximación aceptable de las expectativas a medio plazo sobre precios, si sobre las variables causales no se tienen expectativas de cambios sustanciales.

La inercia se actualiza cada vez que llega una nueva observación, y, comparando el último valor de la inercia con los anteriores, podemos deducir si las expectativas de inflación están mejorando o no.

En el cuadro 3, se señalan los distintos casos que se pueden derivar de la comparación entre la inflación subyacente y la inercia, al intentar enjuiciar la situación inflacionista y la permanencia o no en el tiempo de los movimientos actuales en los precios. En el cuadro 4 de la sección IX, se resumen las conclusiones sobre la inflación subyacente, según la información disponible hasta enero de 1987.

VIII. La situación inflacionista y el diferencial respecto a otros países

El análisis de la coyuntura inflacionista es importante, no ya desde el punto de vista del equilibrio interno de una economía, sino también del equilibrio externo, dado que, como es bien sabido, ambos equilibrios están interrelacionados.

En efecto, el diferencial de inflación es de importancia tanto para las corrientes de comercio como para la instrumentación de la política económica; en especial, de la política monetaria.

Como se señala en Espasa *et al.* (1987), el diferencial de inflación entre un país y el exterior debería calcularse sobre las correspondientes inflaciones subyacentes, ya que las oscilaciones erráticas de la tasa de crecimiento de los precios no aportan información sobre los desequilibrios existentes en la economía. Ya se ha comentado anteriormente cuál es una medida adecuada de la inflación subyacente para el caso español. El problema se plantea al intentar construir dicha medida para el grupo de países respecto al cual se desea medir el diferencial, por lo que hay que pensar en otra aproximación para la *inflación exterior*. La tasa T_{12}^1 constituye un candidato aceptable para aproximar esta última, dado que, al calcularse sobre un grupo de países, se elimina, en gran medida, la mayor erraticidad de esta tasa respecto a la T_{12}^2 .

De igual manera, es importante señalar que, para calcular el diferencial, las inflaciones subyacentes consideradas han de calcularse netas de impuestos indirectos, pues éstos afectan tanto a los bienes de producción interior como a los importados.

Por lo anterior, es erróneo analizar la evolución del diferencial de inflación, en los primeros meses de 1987, entre España y el Mercado Común utilizando las tasas T_{12}^1 sin descontar el efecto IVA (práctica bastante generalizada en algunos medios). Si para el caso español se emplea la T_{12}^1 sin descontar el IVA, dicha tasa registra una caída fuerte en enero de 1987, como consecuencia de no haberse registrado en este año los efectos de la implantación del IVA que tuvieron lugar en enero de 1986 —véase gráfico 6—. Si los cálculos se realizan de la forma errónea descrita, tiene lugar una reducción artificial del diferencial respecto a la CEE desde el 5,5 %, aproximadamente, en diciembre de 1986, hasta un 3,3 en enero de 1987. Por el contrario, si se calcula el diferencial según las recomendaciones anteriores, éste pasa de ser un 2,2 % en diciembre de 1986 a un 2,1 % en enero de 1987. Este valor es menor que el anterior. En cambio, todo parece indicar —véase sección IX— que el diferencial se va a estancar en torno a ese valor, sin que se aprecien indicios que permitan esperar ulteriores reducciones. Es decir, nuestra forma de medir el diferencial sitúa a finales de 1986 el valor de 2,2, que es el que se dará, midiendo el diferencial a través de las tasas T_{12}^1 , en la segunda mitad de 1987. La consecuencia de esto es que la ganancia en el diferencial se produjo, realmente, en 1986, y no en 1987, como aparentemente reflejarán las T_{12}^1 .

En el cálculo del diferencial, hay que señalar que no sólo habría que eliminar del IPC la imposición indirecta, sino también los precios de bienes finales importados y

los de bienes no comerciables (1). Esto sugiere que sería preferible calcular el diferencial sobre el índice de precios industriales. No obstante, esta sugerencia plantea el problema de que dicho índice no incluye los precios de los servicios —por ejemplo, turismo—, que ciertamente son relevantes en el diferencial. Por todo ello, continuamos proponiendo calcular el diferencial según hemos indicado en el párrafo anterior, pero advirtiendo que es también conveniente completar el estudio de nuestra competitividad con el exterior calculando el diferencial sobre los precios industriales, y analizando si las posibles diferencias entre ambos diferenciales se explican por la evolución de los precios de los servicios, o si son debidas a los precios de los bienes finales importados o de los bienes no comerciables. En este último caso, habrá que corregir, aunque sea subjetivamente, el diferencial que se obtiene a través del IPC.

IX. Resumen de la situación inflacionista, según información hasta enero de 1987

Existen indicios de que el crecimiento del IPC en enero de 1987 anunciado por el INE (0,7 %) es incorrecto, debido a un error en el cómputo del componente de servicios del IPC —por no haberse tenido en cuenta la subida del precio de la vivienda en propiedad, de protección oficial, que se registró en enero—. A partir de la información disponible, estimamos que el crecimiento en enero ha sido del 0,9 % y no del 0,7 %, como se hizo público (2).

Independientemente del error mencionado, la incidencia de los precios de la vivienda en el IPC parece que está sesgada a la baja. Por ejemplo, de enero de 1986 a enero de 1987, el índice de *viviendas en propiedad* del IPC ha subido un 3,9 % frente al 21,9 % que ha subido el precio de la vivienda para el comprador (3). Aunque, por supuesto, lo que el IPC recoge no tiene por qué coincidir con este otro indicador, la disparidad es difícil de justificar.

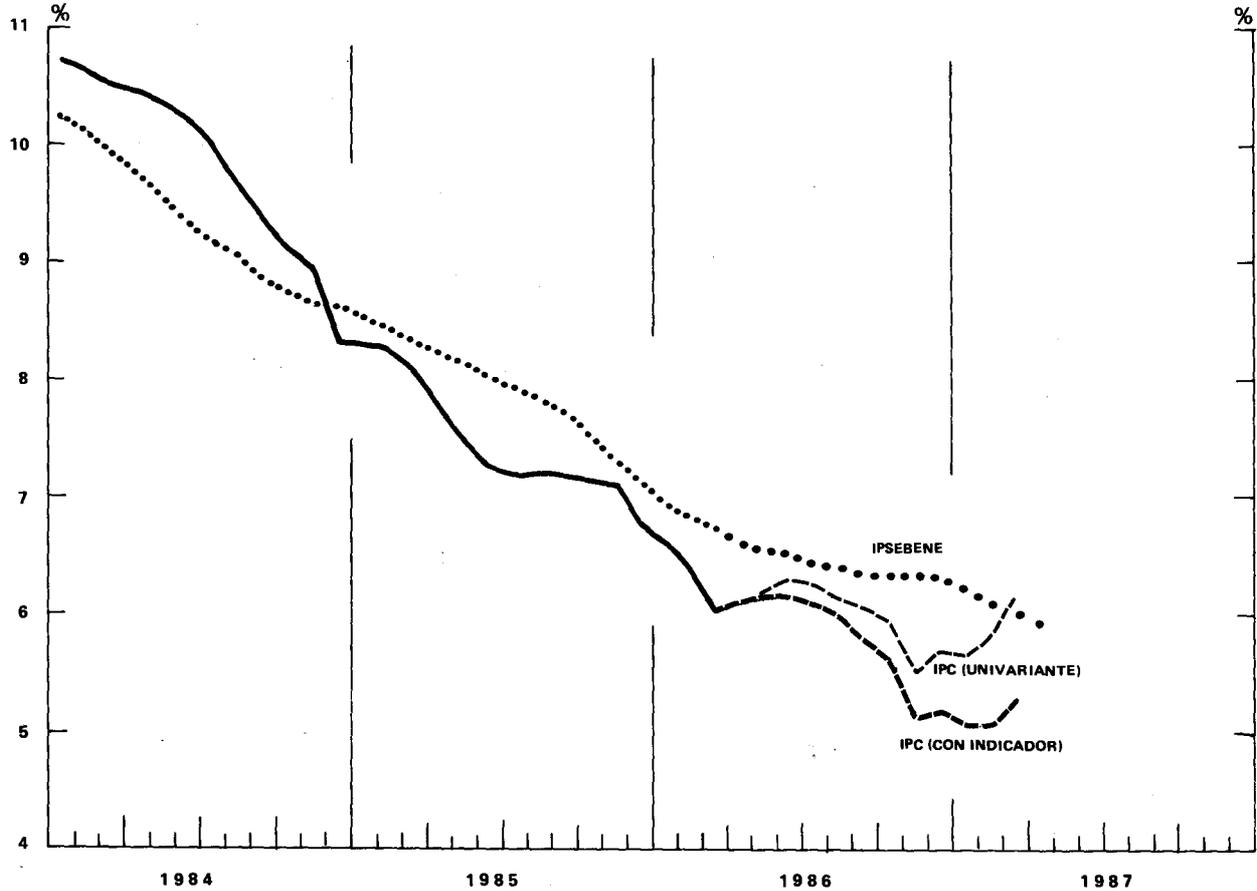
La situación subyacente del IPC total es de crecimiento desacelerado, si bien no parece existir margen para que la desaceleración continúe —cuadro 4—. El componente no energético del IPC muestra cierto mar-

(1) Estamos agradecidos a José Viñals por señalarnos este punto.

(2) El INE no hará pública la cifra revisada de enero hasta dentro de unos meses.

(3) Véase «Directivas Construcción», n.º 380, 18 de febrero de 1987.

7. Inflación subyacente del IPC



gen para la desaceleración del proceso inflacionista, pero no suficiente para compensar la aceleración —respecto al pasado inmediato— del componente energético. El cuadro 4 presenta una aplicación de la metodología descrita en el apartado VII.

Las previsiones con indicador para la tasa acumulada del índice general y del IPSEBENE en diciembre de 1987 se sitúan en torno al 5 %, si bien la predicción univariante para el IPC total se cifra en un punto por encima de las primeras. Los modelos monetaristas dan una predicción entre el 5,1 y el 5,9 %, dependiendo del ritmo con el que las magnitudes monetarias se ajusten a sus objetivos.

La comparación entre las previsiones con indicador y monetaristas debe realizarse a partir del componente de bienes elaborados no energéticos, debido a que, para alimentos no elaborados, no existe modelo monetarista, y a que las predicciones monetaristas del IPC se construyen tomando las predicciones con indicador del índice de alimentos no elaborados. Asimismo, para los

precios de los servicios no existe modelo con indicador, y las predicciones con indicador del IPC se construyen tomando las predicciones monetaristas correspondientes a servicios.

En el componente de bienes elaborados no energéticos (43,30 %), las expectativas de inflación monetaristas para 1987 se sitúan seis décimas por encima de las previsiones con indicador.

Los resultados monetaristas y con indicador, muestran que el objetivo de inflación del 5 % para 1987 es alcanzable, si no se producen nuevas perturbaciones en la economía que afecten al nivel de precios.

En el cuadro 5, se muestran las predicciones con indicador, para el mes de febrero, para los distintos componentes del IPC, y, en el cuadro 6, las previsiones para la tasa de inflación acumulada para 1987 según los modelos univariantes y con indicador. No se recogen las predicciones monetaristas porque, como se señaló

4. Análisis de la situación de los índices de precios al consumo

(Utilizando modelos con indicador)

COMPONENTE Naturaleza	SITUACION SUBYACENTE SIN IVA DE LOS INDICES DE PRECIOS		EXPECTATIVAS (INERCIA) DE INFLACION
	Nivel de precios	Inflación	
ALIMENTOS ELABORADOS (17,56 %)	CRECIMIENTO LIGERAMENTE DESACELE- RADO (situación mejor que la que se preveía en oc- tubre)	4,6 %	3,3 %. Margen para que la desacelera- ción continúe
ALIMENTOS SIN ELABORAR (15,46 %)	CRECIMIENTO DESACELERADO (situación mejor que la que se predecía en oc- tubre)	7,1 %	6,5 %. Margen para que la desacelera- ción continúe
ALIMENTICIO (33,02 %)	CRECIMIENTO DESACELERADO (mejora con respecto a la previsión de octubre)	5,8 %	4,8 %. Margen para que la desacelera- ción continúe
SERVICIOS (34,24 %)	CRECIMIENTO DESACELERADO (situación peor que la que se preveía en oc- tubre)	6,1 %	4,9 %. Existe margen para que la des- aceleración continúe
INDUSTRIALES NO ENERGETICOS (24,74 %)	CRECIMIENTO DESACELERADO (peor que lo que se preveía en octubre)	5,9 %	5,4 %. Prácticamente, no existe margen para que la desaceleración continúe
NO ALIMENTICIO NO ENERGETICO (59,98 %)	CRECIMIENTO DESACELERADO (empeora respecto a octubre)	6,0 %	5,1 %. Margen para que la desacelera- ción continúe
NO ALIMENTICIO (66,98 %)	CRECIMIENTO DESACELERADO (empeorando con respecto a la previsión de oc- tubre)	4,3 %	4,7 %. No existe margen para que la desaceleración continúe
ELABORADOS NO ENERGETICOS (43,30 %)	CRECIMIENTO LIGERAMENTE DESACELE- RADO (situación parecida a la de octubre)	5,4 %	4,5 %. Margen para que la desacelera- ción continúe
SERVICIOS Y BIENES ELABORADOS NO ENERGETICOS (77,54 %)	CRECIMIENTO DESACELERADO (situación peor que la de octubre)	5,7 %	4,8 %. Margen para que la desacelera- ción continúe
TOTAL (100 %)	CRECIMIENTO DESACELERADO (situación mejor que la de octubre)	4,8 %	4,7 %. No existe margen para que la desaceleración continúe

antes, dependen de las predicciones del agregado mo-
netario.

Por último, cabe señalar que a lo largo de 1986 hubo una reducción muy importante de la inflación, si descontamos los efectos de la introducción del IVA. Esta reducción no se plasmó en las tasas anuales, T_{12}^1 , de los índices de precios observados —véase gráfico 6—, debido a la implantación de dicho impuesto. Será en 1987 cuando dichas tasas, que son las más comentadas por los medios de comunicación, registren caídas importantes. Por ello, el seguimiento del proceso inflacionista a través de las tasas T_{12}^1 conduce a inferencias erróneas, pues la reducción anteriormente mencionada, y en los primeros meses de 1987, de las tasas T_{12}^1 se deben fundamentalmente a motivos fiscales. La auténtica desaceleración —desaceleración en costos— tuvo lugar en 1986.

A pesar de la importante desaceleración de precios

en 1986, el crecimiento del IPC en el año fue muy superior al registrado en la CEE, incluso descontando los efectos del IVA, lo que se debió, en gran parte, a la política de gastos e ingresos públicos, con la no transmisión del abaratamiento del petróleo.

Al acabar de escribir este artículo, ha llegado el dato del IPC correspondiente al mes de febrero. En el cuadro 7, se recogen los valores observados y las predicciones que nosotros dábamos. De la comparación entre lo observado y la predicción, se deduce que el IPC ha tenido un comportamiento superior al esperado, que es más preocupante de lo que las dos décimas de diferencia señalan, ya que en el IPSEBENE la diferencia ha sido mayor. Los datos del IPC en febrero suponen un empeoramiento de las perspectivas sobre la inflación que hemos dado en este capítulo.

Como se desprende del cuadro 7, el componente de alimentos sin elaborar ha contribuido en menos tres

5. Predicciones con indicador

	Crecimiento mensual en febrero		Crecimiento acumulado hasta febrero
	Sobre los valores corregidos de enero	Sobre los valores publicados en enero	
IPC total	0,2	0,5	1,2 (a)
COMPONENTES:			
A) Alimentos sin elaborar (15,46 %)	-0,6	-0,6	1,2
B) Alimentos elaborados (17,56 %)	0,2	0,2	0,8
C) Industriales no energéticos (25,74 %)	0,4	0,4	0,7
D) Servicios (34,24 %)	0,4	1,2	1,8
E) Energía (7,00 %)	0,7	0,7	0,6
PRO MEMORIA:			
A+B) Alimenticio (33,02 %)	-0,2	-0,2	1,0
C+D) No alimenticio no energético (59,98 %)	0,4	0,8	2,3
C+D+E) No alimenticio (66,98 %)	0,4	0,8	1,2
B+C) Bienes elaborados no energéticos (43,30 %)	0,3	0,3	0,8
B+C+D) Servicios y bienes elaborados no energéticos (77,54 %)	0,3	0,7	1,2
B+C+D+E) Servicios y bienes elaborados (84,54 %)	0,4	0,7	1,2
A+B+C+D) IPC no energético (93,00 %)	0,2	0,4	1,2

(a) El crecimiento acumulado hasta febrero (1,2 %) coincide con la suma de los crecimientos del IPC en enero y en febrero, según los valores publicados y según los datos corregidos, si bien en estos últimos existe una pequeña diferencia debida al redondeo.

6. Predicción de la tasa de inflación acumulada en 1987 (a)

	Univariante	Con indicador
IPC General	6,2 (4,6, 7,8)	4,8 (3,9, 5,8)
IPSEBENE (77,54 %)	6,0 (4,9, 7,1)	4,9 (4,0, 5,8)

(a) Entre paréntesis se dan los intervalos de confianza al 80 %.

IPSEBENE en febrero es muy elevado y fuera del intervalo de predicción al 95 % de significación.

En el gráfico 7 se da la inflación subyacente con información hasta febrero de 1987. Para el IPC la inflación subyacente se ha calculado utilizando predicciones univariantes y con indicador, y para el IPSEBENE sólo con predicciones con indicador.

24-III-1987.

7. Tasa de crecimiento mensual del IPC en febrero de 1987

	Observado	Predicción
IPC total	0,4	0,2
IPSEBENE	0,9	0,3
Energía	1,7	0,7
Alimentos sin elaborar	-1,8	-0,6

décimas al crecimiento mensual del IPC. La falta de significado de la evolución mensual del índice de precios de alimentos no elaborados se comentó en el *Boletín Económico* del mes pasado, páginas 41 a 52. Por ello, una vez más, insistimos en la conveniencia de seguir la inflación a través del IPSEBENE y no del IPC global. En este sentido, el crecimiento registrado por el

BIBLIOGRAFÍA

Escrivá, J.L., Espasa, A., Pérez, J. y Salaverría, J. (1986): «Short-Term Econometric Model for Spanish Monetary Policy», Servicio de Estudios del Banco de España, trabajo no publicado, disponible solicitándolo a los autores.

Espasa, A., Molina, A. y Ortega, E. (1984): «Forecasting the Rate of Inflation by means of the Consumer Price Index», Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de trabajo 8416.

(1985a): «Evaluation of the Current Inflationary Situation», Servicio de Estudios del Banco de España, trabajo no publicado, disponible solicitándolo al autor.

(1985b): «La Tasa de Inflación: su valor contemporáneo, cambios de tendencia y expectativas», Servicio de Estudios del Banco de España, trabajo no publicado, disponible solicitándolo al autor.

(1986a): «El Ajuste Estacional y las tasas de crecimiento en el Índice de Precios al Consumo ante la implantación del Impuesto sobre el Valor Añadido», Servicio de Estudios del Banco de España, trabajo no publicado, disponible solicitándolo al autor.

Espasa, A., Manzano, M.C., Matea, M.LL. y Catasús, V. (1987): «Objetivo de Inflación, Diferencial de Inflación e Imposición Indirecta; Perspectivas para 1987», Servicio de Estudios del Banco de España, trabajo no publicado, disponible solicitándolo al autor.

Gordon, R. (1982): «Inflation, Flexible Exchange Rates and the Natural Rate of Unemployment» in *Workers, Jobs and Inflation*, the Brookings Institution.

Manzano, M.C. y Espasa, A. (1986): «Un Análisis Cuantitativo de la relación entre Política Monetaria y Tasa de Inflación en España», Servicio de Estudios del Banco de España, trabajo no publicado, disponible solicitándolo a los autores.

Manzano, M.C. (1987): «Inflación y Política Monetaria en 1987», Servicio de Estudios del Banco de España, trabajo no publicado, disponible solicitándolo a la autora.

Manzano, M.C. (1987): «El Concepto de Dinero y la Política Monetaria en Sistemas Financieros Desarrollados. El caso español», Servicio de Estudios del Banco de España, trabajo no publicado, disponible solicitándolo a la autora.

Maravall, A. (1987): «The Use of Arima Models in Unobserved Components Estimation: An Application to Spanish Monetary Control», publicación próxima en *Dynamic Econometric Modeling*, Cambridge University Press.

Matea, M. LL. y Espasa, A. (1986): «Relación de los precios al por menor con los precios al por mayor y exteriores. Modelos con indicador para el IPC», Servicio de Estudios, Banco de España, trabajo no publicado.

Mishkin, F. (1984): «The Causes of Inflation», National Bureau of Economic Research, Working Paper no. 1453.