

ANALISIS COYUNTURAL DE LOS PRECIOS AL CONSUMO EN LAS COMUNIDADES AUTONOMAS ESPAÑOLAS: APLICACION A CASTILLA-LEON*

*Eduardo Morales***
*José Félix Izquierdo***
*Antoni Espasa****

En este trabajo se presenta una propuesta de análisis de evolución de los precios al consumo en el ámbito de las comunidades autónomas, utilizando a modo de ilustración los datos de Castilla-León. Esta propuesta se apoya en una metodología que se ha mostrado útil para el análisis y seguimiento de la coyuntura de diversos indicadores de la economía española —ver Espasa (1990)—, y consiste en analizar los precios a un primer nivel de desagregación (alimenticios y no alimenticios), formular modelos de predicción para cada uno de estos componentes y medir la tasa de inflación a partir de una tasa anual centrada del correspondiente índice de precios. Con ello, es posible realizar informes de coyuntura periódicos como el que se presenta para los precios de Castilla-León utilizando como última información disponible la relativa a agosto de 1990. Dado que la tasa de inflación del componente alimenticio oscila alrededor de la media de la del no alimenticio, se concluye que la inflación subyacente, entendida como la medida de inflación más estable, en una comunidad autónoma, debería basarse en el componente de precios no alimenticios.

1. Introducción

La información disponible para poder realizar un seguimiento mensual de la evolución de la inflación en las comunidades autónomas españolas se resume en el siguiente esquema:

Índice General de Precios al Consumo.

— Productos alimenticios.

— Productos no alimenticios.

- Vestido y calzado.
- Vivienda, calefacción, alumbrado y distribución de agua.
- Menaje y servicios del hogar.
- Medicina y conservación de la salud.
- Transporte y comunicaciones.
- Esparcimiento, enseñanza y cultura.
- Otros bienes y servicios.

No se dispone, por tanto, de otras desagregaciones que, por otra parte, sí existen para el conjunto de la economía nacional

* Una versión anterior de este trabajo fue presentada al II Congreso de Economía Regional de Castilla-León, celebrado en León los días 22, 23 y 24 de noviembre de 1990.

** Predyco.

*** Universidad Carlos III.

CUADRO 1
LOS PRECIOS AL CONSUMO EN LAS COMUNIDADES AUTONOMAS
(% variación diciembre s/diciembre anterior)

	General		Alimentación		No alimentación		Vestido		Vivienda	
	1989	1990	1989	1990	1989	1990	1989	1990	1989	1990
Andalucía	6,8	7,3	7,8	6,8	6,2	7,6	5,3	6,6	6,5	8,5
Aragón	6,2	7,0	7,1	5,1	5,8	8,1	4,0	4,9	7,3	8,9
Asturias	7,0	6,8	8,4	6,0	6,2	7,2	4,3	4,0	7,1	8,0
Baleares	6,1	6,3	6,8	6,7	5,7	6,2	6,0	6,8	5,0	7,6
Canarias	7,4	5,6	9,2	3,7	6,4	6,7	4,6	4,5	5,0	4,9
Cantabria	5,4	5,7	6,6	3,7	4,8	6,7	5,7	4,2	3,8	9,0
Castilla-León	6,3	6,2	8,2	3,1	5,3	7,9	3,7	4,9	4,5	11,2
Castilla-La Mancha	6,8	6,1	8,0	4,5	5,9	7,1	4,7	5,6	4,6	7,7
Cataluña	7,3	7,3	6,6	6,4	7,6	7,8	5,3	4,9	12,0	7,0
Comunidad Valenciana	7,1	6,0	7,7	4,5	6,8	6,8	4,6	5,6	8,9	7,1
Extremadura	6,1	5,0	7,6	3,1	5,3	6,1	3,2	3,6	3,9	5,4
Galicia	7,4	5,7	8,4	4,4	6,8	6,6	4,7	5,3	8,5	7,1
Madrid	6,9	6,2	7,7	5,5	6,6	6,5	4,2	5,3	8,6	6,2
Murcia	7,8	6,6	8,5	5,1	7,4	7,5	6,2	5,6	10,9	7,7
Navarra	6,4	7,4	7,7	4,4	5,9	8,8	4,3	8,9	4,3	9,0
País Vasco	6,1	6,5	5,8	4,8	6,3	7,3	5,7	4,4	5,8	7,1
La Rioja	8,1	6,2	7,1	4,7	8,7	7,0	6,8	8,4	9,4	7,3
Ceuta y Melilla	5,1	6,0	6,5	6,5	4,2	5,5	1,7	6,7	2,4	6,3

CUADRO 1 (Continuación)
LOS PRECIOS AL CONSUMO EN LAS COMUNIDADES AUTONOMAS
(% variación diciembre s/diciembre anterior)

	Menaje		Medicina		Transporte		Esparcimiento		Otros	
	1989	1990	1989	1990	1989	1990	1989	1990	1989	1990
Andalucía	5,6	5,2	5,0	6,0	7,6	8,4	3,7	5,0	7,6	9,7
Aragón	4,3	4,8	3,9	7,5	6,8	6,9	3,3	12,2	7,1	10,8
Asturias	5,4	5,1	5,0	6,9	7,2	8,3	5,8	6,4	6,5	9,8
Baleares	3,9	5,4	9,0	9,5	6,2	6,3	6,2	-0,5	6,5	6,8
Canarias	8,0	5,1	6,8	5,0	7,1	10,0	5,2	7,5	8,5	6,9
Cantabria	4,4	4,2	7,9	6,1	5,3	7,5	2,7	5,9	6,2	7,8
Castilla-León	4,5	4,2	6,3	7,3	6,8	8,0	4,2	6,1	7,9	9,5
Castilla-La Mancha	4,8	4,7	6,1	6,4	7,0	8,3	7,0	7,0	8,8	8,7
Cataluña	4,0	6,6	5,9	10,0	7,9	9,9	3,9	6,8	7,8	10,1
Comunidad Valenciana	4,5	5,7	6,8	6,9	7,0	7,9	4,8	3,8	8,8	9,0
Extremadura	3,2	3,5	7,6	7,0	6,6	7,7	5,5	6,2	8,7	9,2
Galicia	4,1	5,1	5,9	6,1	6,7	7,8	6,2	5,4	8,2	7,4
Madrid	3,3	4,7	2,8	8,0	6,4	7,4	6,0	4,5	8,6	9,1
Murcia	4,5	5,6	3,3	8,7	8,1	8,6	2,3	4,5	7,5	10,5
Navarra	5,7	6,1	6,2	5,9	8,0	9,3	2,9	7,6	9,0	11,2
País Vasco	3,9	6,3	7,1	5,8	6,1	7,8	4,9	8,4	10,2	9,5
La Rioja	7,0	6,8	4,6	6,1	6,8	6,7	11,4	0,8	12,5	9,3
Ceuta y Melilla	3,1	3,0	2,8	3,7	4,9	4,6	6,6	4,2	6,9	7,1

y posibilitan que el análisis de la inflación española se realice sobre un agregado —índice de precios de servicios y bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE)— que resulta de excluir del índice general el componente de alimentos no elaborados y el de

de

bienes energéticos. Como se pone de manifiesto en Espasa *et al.* (1987)¹, este análisis resulta mejor que el basado en el índice general de precios al consumo porque se elimina de este último un componente de precios administrados —energéticos— que requieren un tratamiento específico y un componente —alimentos no elaborados— que tiene un comportamiento errático y es tal que las tasas de crecimiento anual que se definen sobre su tendencia oscilan alrededor de las tasas anuales de crecimiento de la tendencia del IPSEBENE, con lo que no tienen contenido informativo sobre la evolución de largo plazo de la inflación.

Volviendo al ámbito geográfico de las comunidades autónomas, es posible elaborar el Cuadro 1 donde se presenta, para los dos últimos años, el crecimiento de los distintos niveles de precios entre diciembre de un año y diciembre del año anterior. Aunque se trata de una información estática —dos puntos tomados en el mismo mes de años consecutivos, de una senda de crecimientos anuales que se puede calcular mes a mes— es suficiente para poner de manifiesto lo ineficiente que resulta analizar la inflación de una comunidad autónoma fijándose exclusivamente en el índice general. Por citar sólo algunos ejemplos, conviene mencionar los casos de Canarias —donde el crecimiento de los precios en 1990 es muy inferior al de 1989 debido a los productos alimenticios, ya que la inflación anual en el componente no alimenticio se eleva ligeramente— y de Castilla-León, para quien la inflación anual medida sobre el índice general se mantiene al mismo nivel en 1989 y 1990, pero cuando se analiza la evolución de los dos principales componentes (alimenticios y no alimenticios) se descubre la dispar evolución de la inflación anual en cada uno de ellos.

Lo anterior refleja, sin duda, un distinto comportamiento estocástico de los precios alimenticios y no alimenticios, que justifica la necesidad de abordar el estudio de los precios al consu-

mo en una comunidad autónoma al menos al primer nivel de desagregación.

Este aspecto se ilustra en la Sección 3 para los precios de Castilla-León; previamente se expone la metodología empleada para analizar la coyuntura de los índices de precios (Sección 2).

En la Sección 4 se propone medir la inflación anual en cada mes t con una tasa de crecimiento de la media de los precios de doce meses que empiezan en t con respecto a la de los doce meses inmediatamente anteriores a dicho mes t . Utilizando la información disponible para Castilla-León se pone de manifiesto cómo la inflación anual del componente alimenticio, así calculada, oscila alrededor de igual medida de inflación para los precios no alimenticios concluyéndose que la inflación subyacente —entendida como la tendencia de los precios más estable y, por consiguiente, fiable—, en una comunidad autónoma, con carácter general, ha de basarse en el componente no alimenticio.

Finalmente, en la Sección 5 se presenta, a modo de ejemplo, un análisis de la coyuntura de los precios de Castilla-León, empleando como última observación la correspondiente al mes de agosto de 1990.

2. Metodología de análisis de la coyuntura de los precios al consumo en una comunidad autónoma

La metodología seguida para abordar la situación coyuntural del índice de precios al consumo en una comunidad autónoma es la contenida en Espasa (1990)². Esta metodología se ha mostrado útil para el análisis de la coyuntura de diversos indicadores económicos referidos tanto a un ámbito estatal —precios, agregados monetarios, exportaciones e importaciones, actividad industrial y turismo—, como regional —índice de producción industrial de la Comunidad Autónoma del País Vasco [Morales, *et*

¹ ESPASA, A.; MANZANO, M. C.; MATEA, M. LL., y CATASUS, V. (1987): «La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología», Banco de España, *Boletín Económico*, marzo, páginas 32-50.

² ESPASA, A. (1990): «Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico», Banco de España, Documento de Trabajo, número 9003.

al. (1991)³, consumo de gasolina-auto en la Comunidad Valenciana [Espasa *et al.* (1991)]⁴.

Los rasgos esenciales de esta metodología se reproducen a continuación:

1. Para la variable que se analiza, se estima una línea de nivel libre de oscilaciones estacionales y/o erráticas. A esta senda se le denomina nivel subyacente y para la mayoría de las variables suele corresponderse con su tendencia.

En algún caso, ocurre que la evolución de la serie original y la de su tendencia son prácticamente indistinguibles, por lo que la propia serie original observada podría considerarse, en sí misma, una línea de nivel. Este hecho puede observarse en el Gráfico 2 donde se representa el índice de precios del componente no alimenticio de Castilla-León y su tendencia. Por el contrario, para el componente alimenticio de dicha comunidad autónoma existen diferencias apreciables entre el índice observado y su tendencia (Gráfico 1).

2. Obtener una medida para cuantificar el crecimiento de la línea de nivel en tasa anual. La propuesta que se realiza en la referencia mencionada consiste en calcular ese crecimiento para un determinado mes t a partir de una tasa centrada de la tendencia. Dicha tasa refleja el denominado crecimiento subyacente del indicador.

En los Gráficos 3 y 4 se representan para Castilla-León los crecimientos medios anuales de la tendencia y de la serie original de los dos componentes, alimenticio y no alimenticio, poniéndose de manifiesto que ambos crecimientos son muy similares.

En ambos gráficos se representan las tasas de crecimiento medio anual (T_{12}^{12}) centradas, tanto del índice de precios como de su tendencia. Estas tasas se seleccionan por ser menos oscilantes —y, en consecuencia, reflejar mejor la evolución de la inflación anual— que las correspondientes T_{12}^1 (tasa de crecimiento de un mes frente al mismo mes del año anterior), como se pone de manifiesto en los Gráficos 6 y 7, donde esta tasa T_{12}^1 se representa asignándola al último mes que entra en su cálculo, tal como hacen de forma equivocada los usuarios de dicha tasa.

El centrado de una tasa anual es necesario para que sus movimientos cíclicos se correspondan con los de la tasa de variación mensual que se puede obtener a medida que se dispone de nuevas observaciones del indicador.

Esta operación de centrar una tasa anual de crecimiento supone que si la última observación disponible sobre el nivel se refiere al mes t , la tasa correspondiente a t sólo se puede calcular utilizando predicciones del nivel subyacente para los meses posteriores a t . Con ello, en meses sucesivos, con motivo de ir sustituyendo predicciones por observaciones, el valor de la tasa en t se irá actualizando.

Esta actualización de la tasa de crecimiento no sólo no debe verse como un problema, sino que ilustra acerca del efecto que acontecimientos impredecibles tienen sobre la evolución del crecimiento subyacente del indicador, en nuestro caso, de la inflación media anual.

3. Calcular la expectativa de crecimiento a medio plazo, que también suele denominarse inercia.

Una vez obtenida la información anterior, se aborda la segunda parte de la metodología consistente en la formulación de un diagnóstico sobre la situación coyuntural de la variable en cuestión. Para poder establecer este diagnóstico en cada momento del tiempo t es preciso:

a) Analizar los valores de la senda de crecimiento subyacente obtenida con la última información disponible para evaluar el crecimiento contemporáneo y determinar su estado de acelerado

³ MORALES, E.; IZQUIERDO, J. F., y ESPASA, A. (1991): «El análisis de la coyuntura industrial en la Comunidad Autónoma del País Vasco mediante el uso de modelos univariantes», *De Economía Pública*, número 11.

⁴ ESPASA, A.; DIEZ, F., MORALES, E. (1991): «Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica valenciana: aplicación a un indicador de consumo», *Generalitat Valenciana, Econos*, número 13, páginas 13-26. En este mismo número se presentan informes de coyuntura de otros 11 indicadores de la Comunidad Valenciana basados en la misma metodología.

GRAFICO 1
IPC ALIMENTICIO DE CASTILLA-LEON
(Serie Original y Tendencia)

Indice (Base 1983=100)

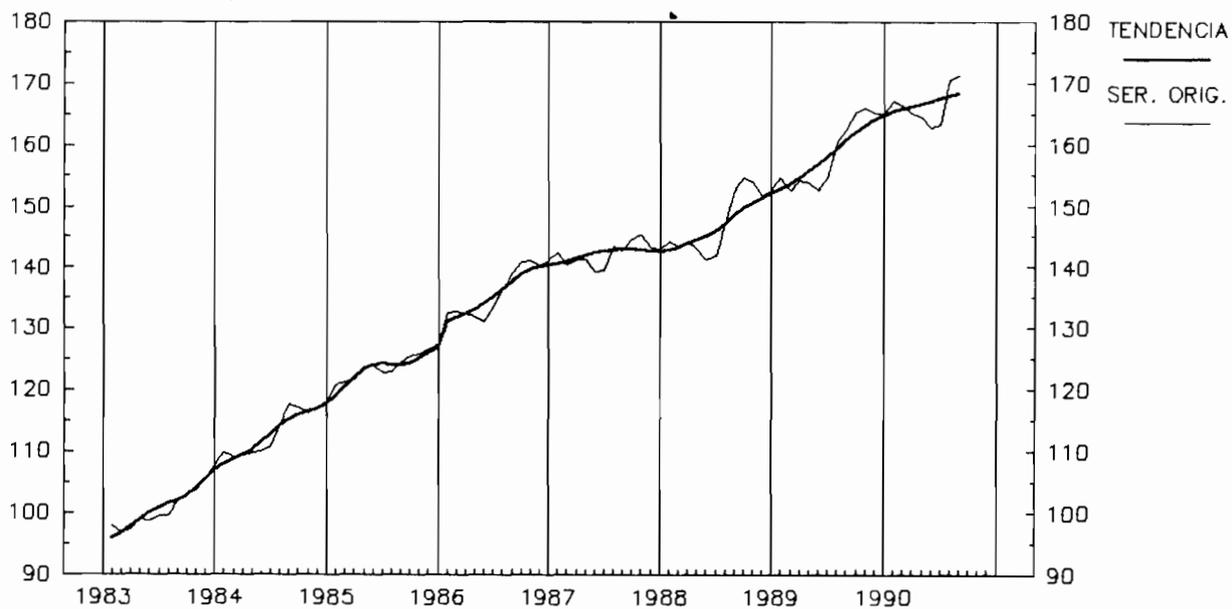


GRAFICO 2
IPC NO ALIMENTICIO DE CASTILLA-LEON
(Serie Original y Tendencia)

Indice (Base 1983=100)

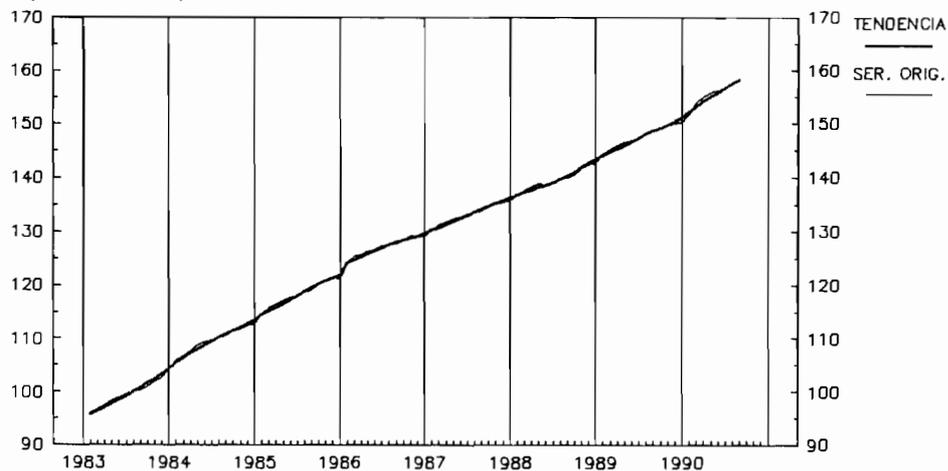
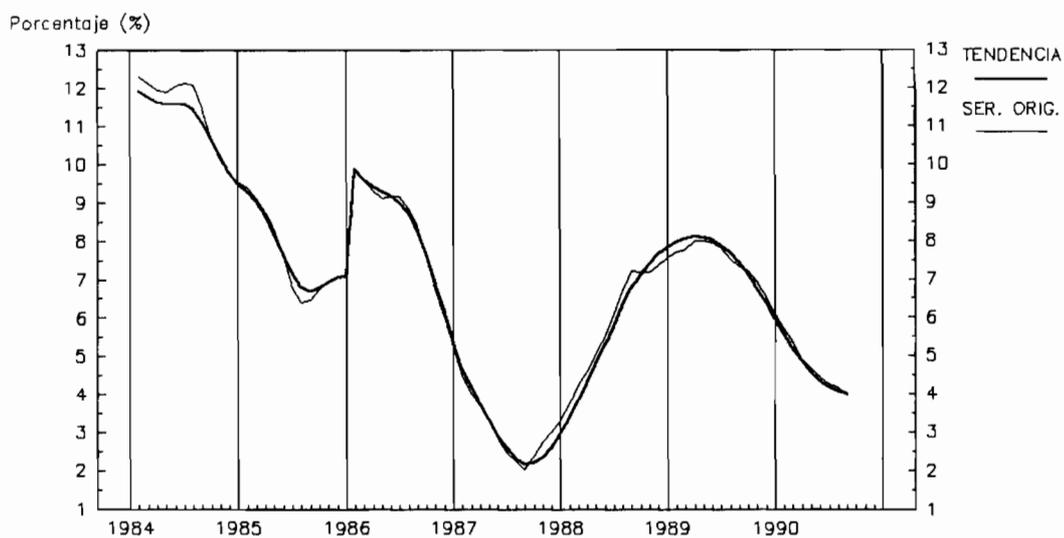
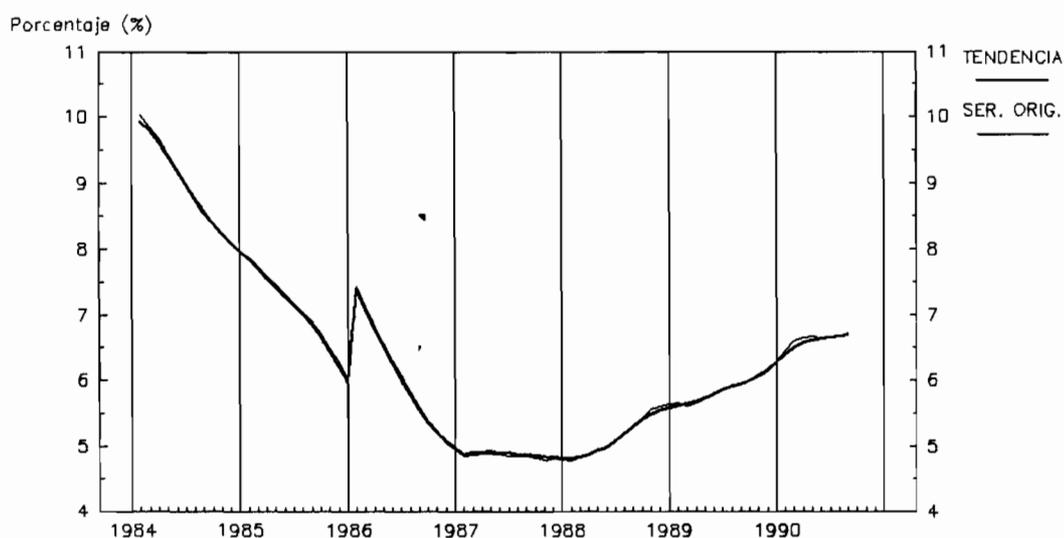


GRAFICO 3
IPC ALIMENTICIO DE CASTILLA-LEON
 [Tasas de crecimiento anual *]



* Tasa T12 x 12 centrada en el mes t.

GRAFICO 4
IPC NO ALIMENTICIO DE CASTILLA-LEON
 [Tasas de crecimiento anual *]



* Tasa T12 x 12 centrada en el mes t.

—si dicha senda va aumentado⁵—; desacelerado —si va disminuyendo—, y, estable —si se mantiene constante—.

b) Comparar los últimos valores de la senda de crecimiento actual con la expectativa de crecimiento a medio plazo (inercia), para concluir si el régimen de crecimiento determinado en el punto a) va a continuar o cambiar.

c) Comparar la senda de crecimiento subyacente más actual (t) con otra u otras anteriores ($t - k$) para evaluar la mejora o empeoramiento de la evolución de la variable en el corto plazo.

d) Comparar la expectativa de crecimiento a medio plazo actual (t) con otra u otras anteriores ($t - k$) para determinar si acontecimientos imprevistos han influido en la evolución a medio plazo del indicador.

Para poder cumplimentar el primer paso de esta metodología, es necesario realizar las siguientes tareas:

1. Especificar y estimar un modelo para la variable de interés.
2. Prolongar la serie temporal hacia el futuro con predicciones elaboradas a partir del modelo.
3. Extraer señales de la serie prolongada con predicciones obteniendo una estimación de los tres componentes no observables: tendencial, estacional e irregular.

Es conveniente resaltar aquí la necesidad de llevar a cabo estas tareas siempre —incluso en las series de precios que se analizan en este trabajo— pues sólo *a posteriori* es posible discernir si es indiferente calcular la tasa T_{12}^* sobre la serie directamente observada o sobre la tendencia.

⁵ La explicación relativa a la calificación del crecimiento supone implícitamente que la secuencia de valores de dicho crecimiento es positiva; conclusiones análogamente correspondientes se obtendrían si la senda se compone de valores negativos.

3. Necesidad de realizar un análisis desagregado por componentes del índice general de precios al consumo en Castilla-León

El índice general de precios al consumo se obtiene como media ponderada de los ocho componentes enumerados en la introducción. Con carácter general, cuando se analiza un agregado, es conveniente estudiar el comportamiento estocástico de cada componente con el fin de decidir entre dos alternativas posibles:

- a) Estudiar directamente el indicador.
- b) Analizar el indicador a través de sus componentes.

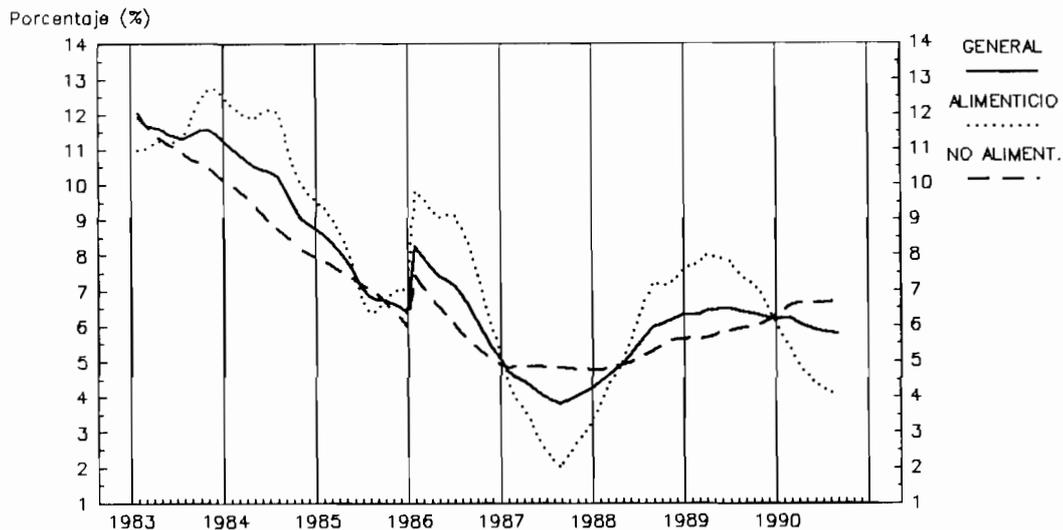
En esta sección, referida a Castilla-León, no obstante, no se ha descendido más allá del primer nivel de desagregación y, por tanto, sólo se distingue entre precios de alimentación, que suponen un 34,15 por 100 del índice general, y precios del componente no alimenticio, que representan el restante 65,85 por 100. Sin embargo, resulta suficiente para justificar por qué interesa un análisis desagregado de la inflación desde el punto de vista estadístico. Las razones de esta justificación son:

a) De un lado, al abordar la tarea de estimar un modelo⁶ para cada componente sobre el que basar las predicciones que permitan obtener la inflación anual correspondiente a la última información disponible, se obtienen resultados que marcan una clara diferencia de comportamientos:

1. Si bien ambos componentes muestran una tendencia cuasilineal y una estacionalidad de carácter estocástico, ésta última se capta en los modelos con distintos operadores en los precios alimenticios y no alimenticios.
2. El nivel de impredecibilidad, medido por la desviación típica residual de los correspondientes modelos, es superior para los alimentos (0,8 por 100) que para los productos no alimenticios (0,2 por 100).
3. El efecto de la implantación del IVA sobre el componente alimenticio se estima en una elevación de 2,5 puntos porcentua-

⁶ Estos modelos se presentan en el Apéndice.

GRAFICO 5
IPC GENERAL, ALIMENTICIO Y NO ALIMENTICIO
[Tasas de crecimiento anual *]



* Tasa $T_{12} \times 12$ centrada en el mes t .

les en el correspondiente índice, mientras que para los no alimenticios es de 1,5 puntos.

b) De otro lado, como se ilustra en el Gráfico 5, el componente alimentación suele mostrar oscilaciones importantes que se trasladan al índice general contaminando la inflación medida directamente sobre el agregado. Estas oscilaciones, además, se producen alrededor de la media del componente no alimenticio por lo que no tienen contenido informativo sobre el largo plazo de la inflación en Castilla-León.

c) Por último, como también se pone de manifiesto en el mismo Gráfico 5, la evolución de la inflación alimenticia y no alimenticia en Castilla-León muestra perfiles muy dispares en los últimos tres años.

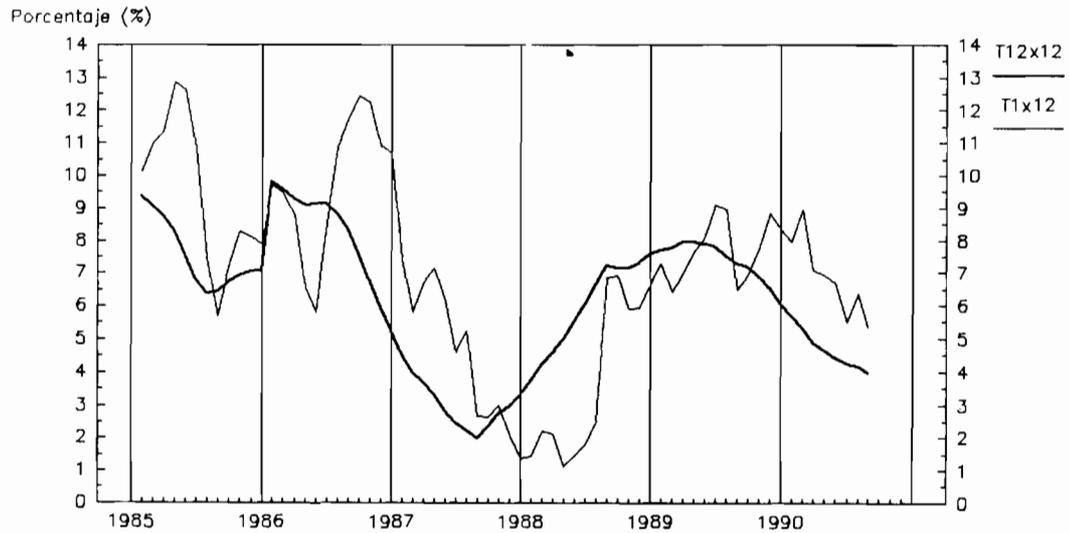
4. Una medida de inflación subyacente para Castilla-León

La práctica habitual es medir la inflación, en términos anuales, en cada momento del tiempo t con la tasa T_{12}^t (tasa de crecimiento del índice en t con respecto al índice en $t - 12$) asignada al último mes que entra en su cálculo, es decir, el mes t .

Proceder de esta forma plantea, sin embargo, dos problemas:

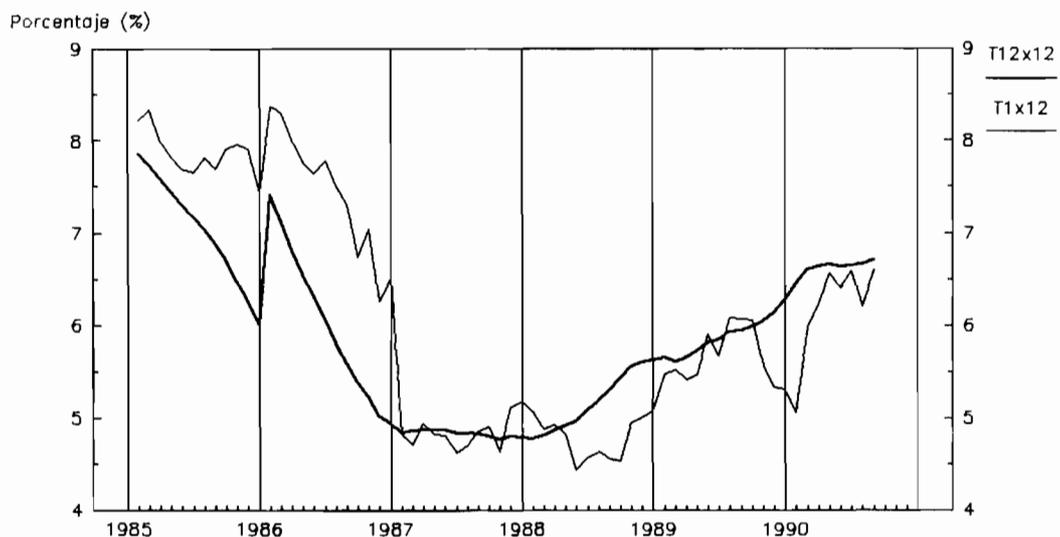
a) Por un lado, la serie de tasas T_{12}^t muestra excesivas oscilaciones para poder basar en ellas diagnósticos de la situación corriente (ver Gráficos 6 y 7); b) por otra parte, esta serie de tasas anuales T_{12}^t es una media móvil ponderada de tasas mensuales (es decir, de las tasas que miden la variación de un mes t con el mes inmediatamente anterior, $t - 1$) y para que esté en fase (esto es, que los puntos de giro se produzcan en los mismos meses que en la serie de tasas mensuales) esta tasa T_{12}^t debe centrarse situándola en el mes que ocupa el lugar central entre los dos extremos que se comparan. De no hacerse así, los diagnósticos ba-

GRAFICO 6
IPC ALIMENTICIO DE CASTILLA-LEON
 (Tasas de crecimiento anual*)



* Tasa T12 x 12 centrada del índice de precios.
 Tasa T1 x 12 asignada al último mes.

GRAFICO 7
IPC NO ALIMENTICIO DE CASTILLA-LEON
 (Tasas de crecimiento anual*)



* Tasa T12 x 12 centrada del índice de precios.
 Tasa T1 x 12 asignada al último mes.

CUADRO 2
PRECIOS AL CONSUMO EN CASTILLA Y LEÓN

Año	Mes	IPC Alimenticio (34,15 %)			IPC No alimenticio (65,85 %)			IPC General (100 %)		
		Inflación*		Inercia (3)	Inflación*		Inercia (3)	Inflación*		Inercia (3)
		(1)	(2)		(1)	(2)		(1)	(2)	
1990	Enero	5,7	7,6	7,1	6,5	5,0	4,8	6,3	6,0	5,6
	Febrero	5,4	8,4	7,6	6,6	6,8	7,5	6,2	7,4	7,5
	Marzo	4,9	5,8	6,2	6,7	7,1	7,9	6,1	6,7	7,3
	Abril	4,7	6,9	6,9	6,7	7,5	8,3	6,0	7,3	7,8
	Mayo	4,4	6,1	6,4	6,7	6,9	7,4	5,9	6,7	7,1
	Junio	4,3	5,3	5,9	6,7	6,9	7,3	5,9	6,4	6,8
	Julio	4,2	7,0	6,9	6,7	6,4	6,4	5,8	6,7	6,6
	Agosto	4,0	4,0	5,2	6,7	6,7	6,9	5,8	5,8	6,3

* Tasa $T_{12} \times 12$ centrada del nivel de precios.
 (1) Estimación actual para toda la muestra.
 (2) Valor estimado en t para la fecha t.
 (3) Expectativas de inflación a medio plazo.

sados en la T_{12} van siempre retrasados respecto de los que se podrían hacer a partir de un análisis minucioso de los crecimientos mensuales.

Debido a las oscilaciones mostradas por la tasa T_{12} , que desaconsejan su uso con fines de seguimiento de la coyuntura, se hace necesario proponer una medida de inflación alternativa libre de dichas oscilaciones: la tasa de crecimiento medio del nivel de precios de un período de doce meses frente a los doce meses inmediatamente anteriores (T_{12}^m). Normalmente, esta tasa debería calcularse sobre la tendencia, pero como se ha observado en los Gráficos 3 y 4, esta tasa, en el caso de los precios de Castilla-León, es muy similar a la calculada sobre la serie original. Esta tasa debidamente centrada, por las razones apuntadas, se presenta en los Gráficos 5, 6 y 7. En estos dos últimos gráficos se puede comparar la «suavidad» de la tasa T_{12}^m respecto a la T_{12} .

A partir de esta información ya se está en disposición de realizar un análisis de coyuntura sobre los precios en Castilla-León, cuestión a la que se destina el epígrafe siguiente.

5. Análisis de coyuntura de los precios en Castilla-León utilizando como última información disponible agosto de 1990

El Cuadro 2 recoge toda la información relevante para formular un diagnóstico de la situación coyuntural por la que atravesaban los precios en Castilla-León en el mes de agosto de 1990.

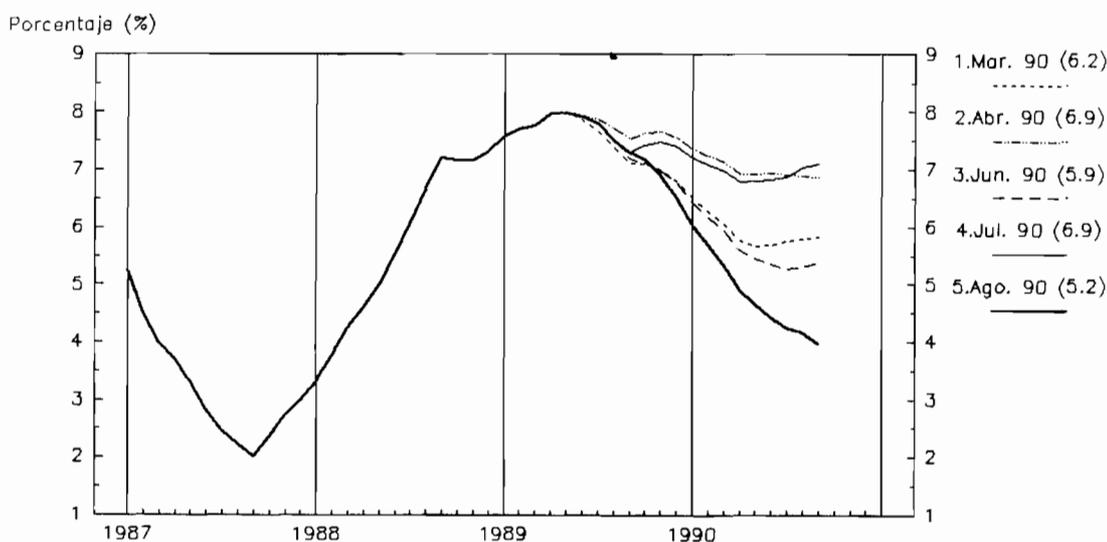
La columna 1 de dicho Cuadro 2 presenta los valores de la inflación para esos meses dada la última información de agosto; la columna 2 muestra la inflación estimada para cada mes obtenida con información hasta ese mismo mes. La columna 3 de inercias hace referencia a las expectativas inflacionistas de medio plazo.

5.1. Precios alimenticios

El Gráfico 8 presenta para el índice de precios alimenticios las distintas series de tasas anuales T_{12}^m tal y como se estimaban en distintos meses del año 1990.

El diagnóstico de la situación que se puede formular con datos a agosto de 1990 es el siguiente:

GRAFICO 8
IPC ALIMENTICIO DE CÁSTILLA-LEÓN
(Tasas de crecimiento anual*)



* Tasa $T_{12} \times 12$ centrada del índice de precios.
Las cifras entre paréntesis en las leyendas son las expectativas de medio plazo.

Tras la aceleración de la inflación producida en los precios alimenticios desde el último trimestre de 1987 hasta el segundo de 1989, período en el que dicha tasa de inflación anual pasa del 2 por 100 a casi el 8 por 100, los precios alimenticios en Castilla-León vienen desacelerándose hasta situarse en agosto a un ritmo anual del 4 por 100. No obstante, el hecho de que la expectativa de crecimiento a medio plazo (inercia) de estos precios sea del 5,2 por 100, arroja ciertas dudas sobre la posibilidad de que esta desaceleración pueda continuar en el futuro.

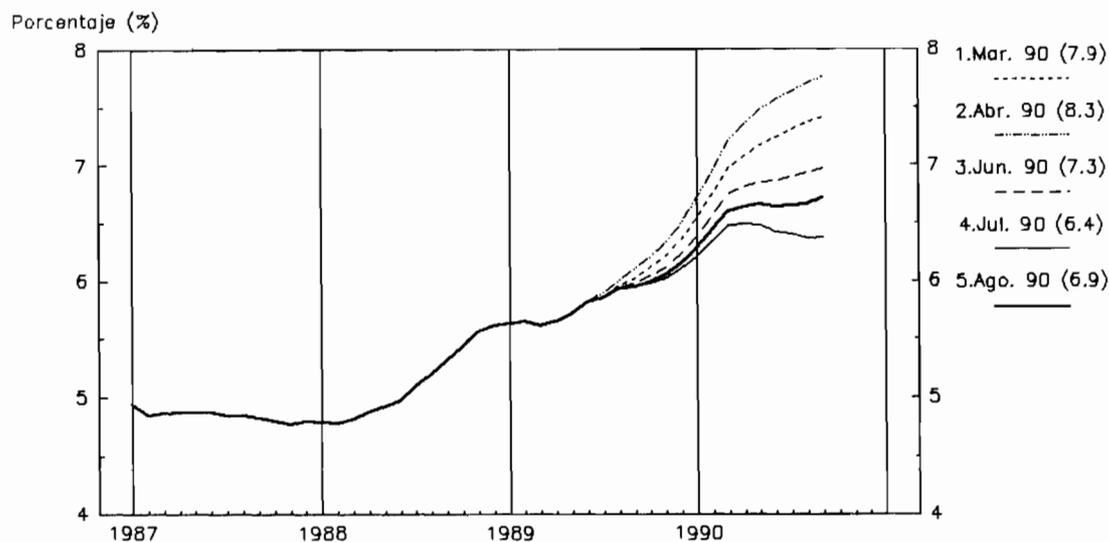
Tanto las perspectivas a corto plazo como las expectativas a medio plazo en agosto son claramente mejores que en julio, en particular, y que todos los meses anteriores del año noventa, en general.

5.2. Precios del componente no alimenticio

El Gráfico 9 presenta las tasas T_{12}^2 del nivel de precios del componente no alimenticio. En él se observa cómo la inflación ha venido acelerándose desde finales del año 1987 hasta comienzos de 1990, momento a partir del cual se estabiliza en torno al 6,7 por 100, situación que puede que no experimente cambios significativos en un futuro próximo a la vista de que la expectativa de crecimiento de los precios a medio plazo es del 6,9 por 100.

La información contenida en el dato de agosto supone un empeoramiento de las perspectivas inflacionistas que se tenían en julio, pero aún son mejores que las existentes en abril y mayo, meses en los que la inflación alcanzó un ritmo anual superior al 7 por 100 y las expectativas de crecimiento a medio plazo se pusieron en el 8 por 100.

GRAFICO 9
IPC NO ALIMENTICIO DE CASTILLA-LEON
(Tasas de crecimiento anual*)



* Tasa T12 x 12 centrada del índice de precios.
Las cifras entre paréntesis en las leyendas son las expectativas de medio plazo.

5.3. Índice general de precios al consumo

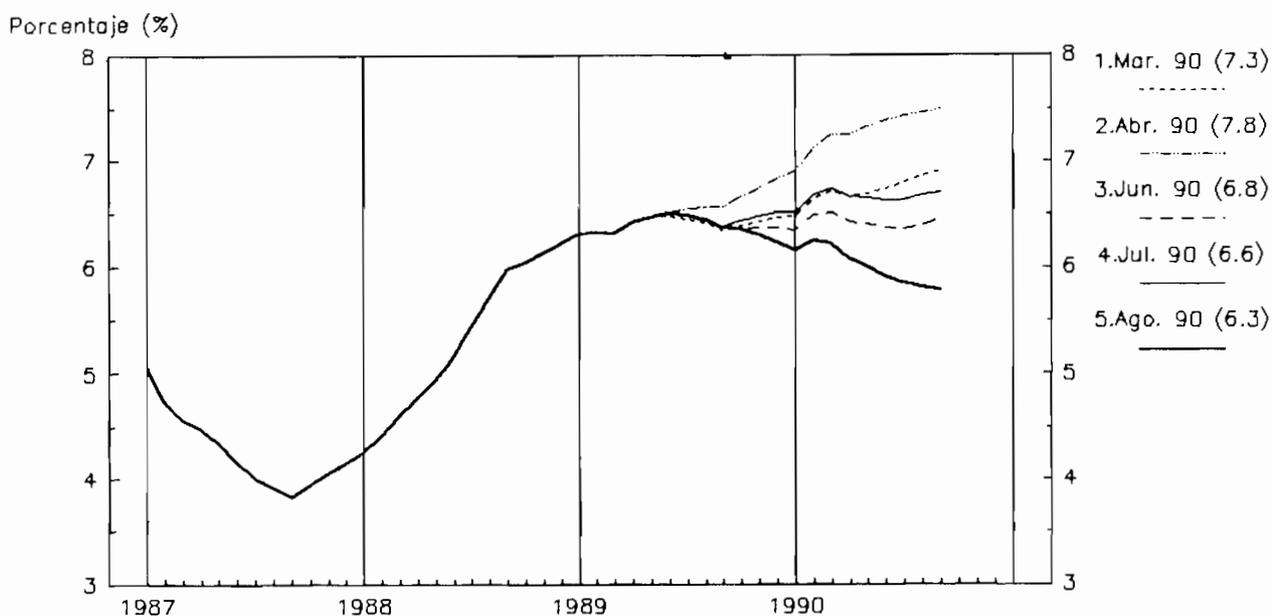
Finalmente, el Gráfico 10 ilustra la evolución del índice general de precios. Las conclusiones más relevantes que se extraen del mismo y de la información contenida en el Cuadro 2 son las siguientes:

1. Desde que alcanzó un mínimo en agosto de 1987 la inflación experimenta una importante aceleración hasta mediados del año 1989 pasando en esos períodos de un 3,7 al 6,5 por 100.
2. A partir de junio de 1989 se observa una ligera desaceleración hasta situarse por debajo del 6 por 100.
3. La inflación actual, expresada en términos anuales, es del 5,8 por 100. Esta tasa es inferior a la expectativa a medio plazo 6,3 por 100, por lo que la desaceleración puede que no continúe en los próximos meses.

4. En todo caso, en agosto las perspectivas inflacionistas son mejores que las que se venían teniendo en todos los meses anteriores del año 1990, a excepción de enero.

5. Las expectativas de crecimiento a medio plazo de los precios también han experimentado una significativa reducción desde el 7,5 por 100 de febrero hasta el 6,3 por 100 de agosto, después de la importante elevación que se produjo entre enero y febrero debido al componente de vivienda y al de otros gastos. En todo caso, teniendo en cuenta que los mayores responsables de esta reducción han sido los precios alimenticios y que, como se expuso anteriormente, este componente oscila en torno al componente no alimenticio, una *medida más fiable de la expectativa inflacionista a medio plazo en Castilla-León es la ofrecida por los precios no alimenticios*, que en agosto en 1990 se situó en una cifra próxima al 7 por 100.

GRAFICO 10
IPC GENERAL DE CASTILLA-LEON
(Tasas de crecimiento anual*)



* Tasas T12 x 12 centrada del índice de precios.
Las cifras entre paréntesis en las leyendas son las expectativas de medio plazo.

Apéndice

Modelos para los precios al consumo en la Comunidad Autónoma de Castilla-León

Los modelos, a los que se hace referencia en la Sección 3 son modelos ARIMA univariantes con Análisis de Intervención con los que se puede captar el efecto de la implantación del IVA sobre ambos componentes; éstos son:

a) Índice de precios al consumo-componente alimenticio (IPCA):

$$(1 - 0,507L + 0,328L^2) \Delta \Delta_{12} \log IPCA_t = 0,025 \Delta \Delta_{12} SENE86_t - (0,104) \quad (0,098) \quad (0,007)$$

$$- 0,024 \Delta \Delta_{12} DAGO87_t - 0,021 \Delta \Delta_{12} DJUL83_t + (1 - 0,43L^2) a_t \quad (0,005) \quad (0,006) \quad (0,11)$$

$$\hat{\sigma}_a = 0,0082 \quad Q(38) = 27,4$$

donde $\Delta = (1 - L)$ y L es el operador de retardos ($L^i X_t = X_{t-i}$); *DAGO87* y *DJUL83* son variables del tipo impulso, esto es, toman respectivamente el valor 1 en los meses de agosto de 1987 y julio de 1983, y cero en el resto; *SENE86* es la variable escalón que recoge el efecto del IVA tomando valor cero desde el comienzo de la muestra hasta diciembre de 1985 y valor 1 a partir de enero de 1986, $Q(38)$ es el estadístico de Box-Pierce-Ljung calculado para el retardo 38.

b) Índice de precios al consumo-componente no alimenticio (IPCNA):

$$(1 - 0,423L^2) \Delta^2 \log IPCNA_t = 0,015 \Delta^2 SENE86_t + (0,068) \quad (0,002)$$

$$+ 0,005 \Delta^2 DOCT86_t + (1 - 0,875L) a_t \quad (0,001) \quad (0,06)$$

$$\hat{\sigma}_a = 0,0022 \quad Q(38) = 19,4$$

donde *DOCT86* es una variable impulso que toma el valor 1 en octubre de 1986 y 0 en el resto; *SENE86* se construye igual que la del modelo de IPCA.