ANALISIS CUANTITATIVO DEL IPC EN CASTILLA Y LEON. COMPARACION CON EL ESTADO ESPAÑOL.

PACHECO BONROSTRO, Joaquin
CALZADA ARROYO, José María
Profesores del Departamento de Economía Aplicada (Matemáticas Empresariales) E.U.E.Empresariales de Burgos

1.INTRODUCCION

El presente trabajo pretende la elaboración de modelos cuantitativos capaces de explicar el comportamiento de la inflación a nivel nacional y regional para su posterior comparación.

Por tanto el trabajo consiste en su primer apartado, en una justificación de la utilización de modelos cuantitativos del análisis de la inflación, con un especial consideración de los modelos ARIMA, y de los incrementos interanuales del I.P.C. como estimador de la inflación subyacente.

En un segundo apartado se desarrolla la metodología para la elaboraciòn de los modelos ARIMA, de forma específica los modelos del índice general nacional, y el de Castilla-León. Exponiéndosé un sumario de los modelos obtenidos en el resto de las comunidades autónomas, así como los de los grupos tanto a nivel nacional, como en Castilla-León.

Por último se hace un breve comentario comparativo de los resultados obtenidos.

2.MODELOS CUANTITATIVOS PARA ANALISIS DE LA INFLACION

Los métodos cuantitativos son importantes en el análisis de la coyuntura económica en dos sentidos fundamentalmente: en obtener modelos estadísticos-econométricos que expliquen la generación de datos y en aplicar procedimientos estadísticos óptimos que permitan extraer de una determinada serie temporal una señal de interés -aspecto esencial del fenómeno- no observable como puede ser la tendencia.

Para poder discutir la naturaleza de estos modelos conviene considerar que cada fenómeno económico individual aparece relacionado con otros muchos fenómenos, es decir, los fenómenos económicos no están aislados unos de otros, sino que se determinan conjuntamente. En consecuencia se necesitaría un modelo capaz de explicar el comportamiento de todas sus variables, incluso en el casó que solo queramos estudiar una sola variable, como es nuestro caso, necesitaríamos considerar la evolución de las disponibilidades líquidas de dinero, los tipos de interés, evolución de la renta,... para estudiar el comportamiento de la inflación.

Cuando se dispone de un modelo teórico adecuado, de información estadística suficiente y de una previsión precisa de los factores externos o variables explicativas es preferible utilizar un modelo completo del sistema que se estudia, que será multiecuacinal y multivariante. No obstante en muchas ocasiones no se da esta circunstancia siendo necesario recurrir a un análisis de caracter univariante.

Una solución, por tanto, es el análisis del fenómeno en sí mismo, considerando exclusivamente aquellas variables concreta que pretendemos explicar. Asi partiendo de los datos de la serie, se trata de obtener el modelo cuantitativo que explique su comportamiento. Naturalmente desde un punto de vista teórico constituye una aproximación al fenómeno observado peor que en el caso anterior, pero puede ser muy atractivo al requerir menos información, ser de más fácil elaboración y permitir menos ambigüedades.

Por otra parte cualquier modelo univariante -en particular los Arima-, tienen plena justificación económica. En efecto suponiendo que las variables exógenas que entran en el modelo econométrico vienen determinadas por modelos Arima, se puede demostrar que las variables endógenas siguen también modelos Arima. Por tanto, estos modelos son válidos para explicar el comportamiento de varibles como el I.P.C. En ellos, al considerar la serie de datos históricos se esta considerando las variables causales de los precios, aunque se hace con retraso. Esto último hace que los modelos Arima sean ineficientes en el sentido de que no incorpora el efecto de las inovaciones recientes de las variables explicativas del modelo econométrico, ya que estas innovaciones pueden necesitar un periodo de tiempo para incorporarse plenamente en los datos históricos de los precios. Sin embargo al ser más fáciles de construir se garantiza una mejor aproximación más correcta al modelo real y la posibilidad de obtener precciones con errores de media nula es mayor.

Es interesante, también considerar el nivel de agregación que el que se va a trabajar. Se puede considerar dos posibles alternativas principalmente, o bien hacer una agregación por los sectores productivos-primario, industria, servicios- , o bien por productos finales a disposión del público. Los niveles de agregación deben elegirse en función de las características tendenciales y oscilantes de los componentes del índice total sean diversas, asi como de la posibilidad de diferenciar las medidas que para su control se puedan tomar. Investigar las características tendenciales y oscilantes de todos los componentes de I.P.C. es una tarea pesada que no hemos realizado. En su defecto y debido a la disponibilidad de datos hemos considerado la agregación en ocho grupos básicos realizada por el I.N.E. y basada en los poductos finales de la economía. Los grupos que desagregan el índice general son los siguientes: alimentación, vestido. vivienda, menaje, medicina, transportes, cultura, otros gastos. Se a podido comprobar que dichos componentes tienen una evolución distinta que aconsejan analizar el agregado total a partir de los distintos grupos. No es solución optima, pero incorpora un nivel de desagregación mínimo a partir del cual conviene analizar el I.P.C.(ver Gráfico 1)

La inflación subyacente.

El perfil de crecimiento de un fenómeno económico que se observa mensualmente viene reflejado en la serie de crecimientos mensuales, que denominamos crecimientos básicos. Esta serie en sí misma es de escasa utilidad como indicador ya que suele oscilar enormemente.

Un buen indicador de crecimiento debe mostrar pocas oscilaciones, siempre relativas a la naturaleza del fenómeno y no estar retrasado con la serie de crecimientos básicos. El desfase se evita utilizando tasas centradas.

La evolución subyacente en una serie temporal es una señal, o componente no observable, que representa una senda firme alrededor de la cual oscila la serie original. Esta señal coincide con el concepto estadístico de tendencia, que es un sólido indicador de las variaciones de un fenómeno económico. Es una señal que se obtiene a partir de la serie original, eliminando de ella todo tipo de oscilaciones cuyos valores medios se anulan en periodos relativamente cortos.

En nuestro caso los modelos de variación de la inflación obtenidos tienen una estacionalidad de orden doce, lo que significa que hay una alta correlación de datos entre los meses de los distintos años, y por tanto tanto estas oscilaciones mensuales se compensarán si consideramos periodos anuales.

Por tanto vamos a distinguir entre la serie original, que representa el nivel de precios y la serie de inflación, que se define como el crecimiento anual, medido a partir del nivel de un determinado mes sobre el nivel del mismo mes del año anterior y que se denomina $T^1{}_{12}$ o variación interanual de la inflación. En consecuencia la volución subyacente se calculará mediante la tasa anual $(T^1{}_{12})$ de la tendencia de dicho índice. Para un mes n-esimo tenemos:

$$T^1{}_{12} = \frac{T_n - T_{n-12}}{T_{n-12}}$$

Una medida de la inflación relevante para el conjunto de la economia ha de obtenerse a partir de un índice de precios general, como el representado por el deflactor del producto interior bruto. Sin embargo, los datos de la contabilidad nacional se conocen con retraso y es habirual calcular la inflación sobre un índice mensual de precios al consumo, que se obtiene a partir de una encuesta amplia de precios que se ponderan de acuerdo con un esquema estimado de gasto familiar. Con ello al hablar de inflación o de infación subyacente nos referimos al I.P.C.

3.METODOLOGIA

Las series temporales de tipo económico se pueden considerar como la realización de un proceso estocástico. Los modelos ARIMA son una clase particular de procesos estocásticos, pero que sin embargo pueden explicar la mayor parte de las series económicas, como el IPC y el IPC interanual.

Recordemos que sea una serie temporal Y_t se dice que sigue un modelo ARIMA de orden (p,d,q), si responde a la siguiente ecuación:

$F(B)\cdot(1-B)^d\cdot Y_t = c+G(B)\cdot e_t$, siendo
e_t un proceso de 'ruido blanco', es decir, donde las e_t son independientes e igualmente distribuidas con media 0,
$F(B)=(1-\beta_1 B-...-\beta_p B^p)$, (polinomio autoregresivo)
$G(B)=(1-\mu_1 B-...-\mu_q B^q)$, (polinomio de medias moviles)
B el 'operador retardo', es decir, $BY_t=Y_{t-1}$,
y c una constante.

En el siguiente estudio vamos a tratar de identificar el orden y los parámetros del modelo, validarlo, y realizar una serie de predicciones para las series temporales del I.P.C. General e Interanual de Castilla y León y de toda España. Los datos mensuales que tenemos sobre el I.P.C. nacional van desde Enero de 1.975 hasta Febrero de 1.990 (182 observaciones), y los datos sobre Castilla-León van desde Enero de 1.975 hasta Enero de 1.990 (145).

Para la identificación del orden y los parámetros primero debemos ver que tipo de transformaciones debemos hacer en Y_t para tener obtener una serie estacionaria, y una vez obtenido la serie estacionaria, W_t, identificar los ordenes de la parte autoregresiva, y de medias móviles, p y q, así como la decisión sobre la inclusión de la constante.

<u>Estacionarización en media</u>:

La mera observación de la serie original, nos puede dar una idea de si la serie es estacionaria o hay una tendencia ascendente de esta media, como así ocurre con el IPC de Castilla y León y el de España, entonces 'diferenciamos' una vez, es decir tomamos $W_t=Y_t-Y_{t-1}$, para eliminar dicha tendencia y conseguir una serie estacionaria en media. Si no ocurriera así volvemos a diferenciar. En este caso sólo diferenciamos una vez para el I.P.C. general pero ninguna para el I.P.C. interanual.

Estacionariedad en Varianza:

Ocurre con cierta frecuencia que al aumentar la media de la serie tambièn aumente la varianza. Para observar mejor si ocurre esto, en datos de carácter estacional, como son estos, hemos agrupado los datos en años (de 12 en 12), y observamos si la dispersión o rango de cada grupo aumenta con la media, y en que relacción. Se observa claramente que el rango no aumenta con la media, entonces consideraremos estas series estacionarias en varianza.

Estimación de los órdenes:

Una vez que tengo la serie estacionaria, estimo los órdenes de las partes autorregresivas y de medias móviles, fijándome en las funciones de autocorrelacción y de autocorrelacción parcial estimadas de dicha serie (FACE y FACPE). En los I.P.C. se ve claramente unos valores muy altos en la FACE para los retardos múltiplos de 6, y concretamente en los de 12 (12 24 36); por otra parte son especialmente elevados en la FACPE para el retardo 6 y el 12. Concretamente la FACE de la W_t correspondiente al IPC nacional, toma los siguientes valores:

RETARDO	CORRELACION
6	0.347
12	0.423
18	0.326
24	0.363
30	0.211
36	0.280

de igual forma, su FACPE:

RETARDO	CORRELACION
6	0.343
12	0.360

los demás valores son bastante menos significativos.
Esto me hace tomar considerar un polinomio autoregresivo de la forma $(1-\beta_1 \cdot B^6-\beta_2 \cdot B^{12})$.
Calculo los coeficientes y hago la transformación $(1-\beta_1 \cdot B^6-\beta \cdot {}_2B^{12})W_t$, y me vuelvo a fijar en el FACE y en el FACPE de esta serie, para ver si el modelo se puede completar o variar.

Concretamente la parte autoregresiva se mantiene igual y el polinomio de medias móviles lo tomaré de la forma $(1-\mu_1 \cdot B^{12})$.

Estimación de los parámetros:

RETARDO	CORRELACION
3	-0.116
9	0.123
10	0.106
19	-0.127
25	0.160

y en la FACPE:

RETARDO	CORRELACION
3	-0.120
8	0.117
19	-0.179
25	0.111
31	0.101.

Predicción:

Empiezo la predicción del I.P.C. Nacional comenzando con el mes de Abril de 1.990, según la siguiente ecuacion:

$W_t^*=\beta_1^*W_{t-1}+\ldots+\beta_p^*W_{t-p}+c$, (e $Y_t^*=Y_{t-1}+W_t^*$)

y contrasto con los valores reales:

PERIODO	PREDICCION	VALOR REAL
ABRIL	161.75910	161.800
MAYO	161.93270	161.800
JUNIO	162.60630	162.300
JULIO	164.32260	164.400
AGOSTO	164.93110	165.200
SETIEM.	166.05510	
OCTUBRE	166.51880.	

De igual forma para el I.P.C. de Castilla-leon se obtuvieron los siguientes resultados:

modelo $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-\mu_2B^9)(1-\mu_3B^{25})e_t$

PARAMETRO	ESTIMACION	ERROR	T=(ESTIMA./ERROR)
μ_1	0.5870	0.1007	5.83
μ_2	-0.1890	0.0907	-2.08
μ_3	-0.3025	0.0988	-3.06
β_1	0.1103	0.0505	2.18
β_2	0.9084	0.0504	15.88

SUMA DE ERRORES AL CUADRADO	36.42265
GRADOS DE LIBERTAD	134
ERROR CUADRATICO MEDIO	0.27181

PERIODO	PREDICCION	VALOR REAL
ABRIL	158.95250	158.900
MAYO	158.54570	158.600
JUNIO	159.15410	159.100
JULIO	161.10770	161.900

Hemos utilizado dos métodos para la estimación de los β_s y los μ_r, Mínimos cuadrados condional y no condicional (Backasting). En el cálculo de las estimaciones, β_s^* y μ_r^*, calculamos también el error de esas estimaciones y por tanto su significación, (como en los modelos de regresión). Además calculamos también los errores cuadráticos medios (no explicados por el modelo) para elegir la estimación mejor.
Las estimaciones, y los errores al cuadrado, para el modelo del IPC Nacional resultaron las siguientes, según el enfoque no condicional que resultó ser mejor, fueron los siguientes:

PARAMETRO	ESTIMACION	ERROR	T=(ESTIMA./ERROR)
μ_1	0.5191	0.0852	6.10
β_1	0.1589	0.0503	3.16
β_2	0.7935	0.0504	15.76
C	0.0306	0.0279	1.10

SUMA DE ERRORES AL CUADRADO	36.24420
GRADOS DE LIBERTAD	171
ERROR CUADRATICO MEDIO	0.211956

Validación:

Primero compruebo si los parámetros estimados son significativamente distintos de 0, tomando t=estimación/error para cada parámetro estimado, y contrastando dichas t en las tablas de la t de Student.
En el IPC Nacional se ve que son significativos todos los parámetros menos la constante c. (Me interesa conservar la constante por otra parte, ya que sin ella no se dan las condiciones de estacionariedad)
A continuación con los parámetros estimados compruebo si se verifican las condiciones de estacionaridad e invertibilidad, es decir, si tengo $F^*(B)W_t=c^*+G^*(B)e^*_t$, se comprueba que las raices tienen un módulo menor que 1, como así ocurre.
Finalmente sean los residuos $e^*_t=[G^*(B)]^{-1}\cdot[F^*(B)W_t-c^*]$, compruebo que se comprueban como un ruido blanco. Hago un test para ver que su media no es significativamente distinta de 0:
media del residuo: 0.0548,
error standart de esta media: 0.0342,
t=(media/error standart)=1.6003,
luego no es significativamente diferente de 0.
Finalmente compruebo que los e^*_t estan incorrelados, fijándome en la FACE y la FACPE, y viendo si toman valores significativamente distintos de 0. Es fácil comprobar que no es así en este caso, luego puedo deducir que los e^*_t se comportan como un ruido blanco y por tanto el modelo es válido.
Los valores más altos que toma la FACE de los e^*_t son los siguientes:

AGOSTO	162.32350	162.700
SEPTIEM.	163.77350	
OCTUBRE	164.31340.	

Para el I.P.C. Interanual de España:

modelo $(1-\beta_1 B^1)(1-\beta_2 B^{12})Y_t=(1-\mu_1 B^3)(1-\mu_2 B^{24})e_t$,

PARAMETRO	ESTIMACION	ERROR	T=(ESTIMA./ERROR)
μ_1	0.0818	0.0814	1.00
μ_2	0.2858	0.0868	3.29
β_1	0.9936	0.0019	512.76
β_2	-0.5363	0.0631	-8.50

SUMA DE ERRORES AL CUADRADO	81.183820
GRADOS DE LIBERTAD	153
ERROR CUADRATICO MEDIO	0.530613

PERIODO	PREDICCION	VALOR REAL
MARZO	7.19559	6.98377
ABRIL	6.90738	6.96177
MAYO	6.75478	6.81067
JUNIO	6.57336	6.55969
JULIO	6.29597	6.21458
AGOSTO	6.41729	6.48653
SEPTIEM.	6.24843.	

Para el I.P.C. interanual de Castilla-León:

modelo $(1-\beta_1 B^1)(1-\beta_2 B^{12})Y_t=(1-\mu_1 B^{12})(1-\mu_2 B^{24})e_t$

PARAMETRO	ESTIMACION	ERROR	T=(ESTIMA./ERROR)
μ_1	0.2232	0.1982	1.13
μ_2	0.2562	0.1528	1.68
β_1	0.9909	0.0019	514.94
β_2	-0.4660	0.1780	-2.62

SUMA DE ERRORES AL CUADRADO	40.231960
GRADOS DE LIBERTAD	153
ERROR CUADRATICO MEDIO	0.327089

PERIODO	PREDICCION	VALOR REAL
MARZO	6.96323	6.50959
ABRIL	6.51682	6.68868
MAYO	6.07639	6.51945
JUNIO	5.97134	6.18701
JULIO	6.09806	6.25591
AGOSTO	6.17493	6.12346
SEPTIEM.	6.16748	

4.SUMARIO DE OTROS MODELOS DEL I.P.C.

(Entre corchetes los índices menos significativos).

Por Regiones

Se han utilizado datos desde Enero de 1.978 hasta Enero de este año, ambos incluidos (145 observaciones).

Aragón $(1-[\beta_1]B^{12})(1-\beta_2B^6-\beta_3B^{12})(1-B)Y_t=(1-[\mu_1]B^{25})e_t$

Andalucia $(1-\beta_1B^3)(1-B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-[\mu_2]B^{25})e_t$

Asturias $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Baleares $(1-\beta_1B^{12}-\beta_2B^{24})(1-B)Y_t=e_t$

Canarias $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=e_t$

Cantabria $(1-\beta_1B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

C. La Mancha $(1-[\beta_1]B^3-\beta_2B^6-\beta_3B^9-\beta_4B^{12})(1-B)Y_t=e_t$

Cataluña $(1-[\beta_1]B^6-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-[\mu_2]B^{10})e_t$

C.Valencia $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-\beta_3B^{12})(1-B)Y_t=e_t$

Extremadura $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-[\beta_3]B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Galicia $(1-\beta_1B^{12})(1-\beta_2B)(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Madrid $(1-\beta_1B^{12})(1-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-[\mu_1]B^6)(1-[\mu_2]B^9)e_t$

Murcia $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-\mu_1B^{13}-\mu_2B^{21})e_t$

Navarra $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-[\mu_2]B^{19})e_t$

P. Vasco $(1-\beta_1B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-\mu_2B^8)(1-[\mu_3]B^{17})e_t$

La Rioja $(1-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-[\mu_2]B^7)e_t$

Ceuta y M. $(1-\beta_1B-\beta_2B^2)(1-\beta_3B^6)(1-\beta_4B^6)(1-\beta_5B^7)(1-B)Y_t=e_t$

Por Sectores Nacional
(datos: Enero-1.977 Febrero-1.990 168 observaciones)

Alimentos $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-\beta_3B^{12})(1-B)Y_t=e_t$

Vestidos $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-\beta_3B)(1-\beta_4B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Vivienda $(1-\beta_1B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Menaje $(1-\beta_1B^6-\beta_2B^{12})(1-\beta_3B)(1-\beta_4B^{12})(1-B)Y_t=e_t$

Medicina $(1-\beta_1B^{12}-\beta_2B^{24})(1-\beta_3B)(1-B)Y_t=(1-[\mu_1]B^{17})e_t$

Transpor. $(1-\beta_1B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-[\mu_2]B^{20}-[\mu_3]B^{21})e_t$

Cultura $(1-\beta_1B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})(1-[\mu_2]B^{16}-[\mu_3]B^{17})e_t$

Otros $(1-[\beta_1]B)(1-\beta_2B^{11})(1-\beta_3B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Por Sectores Castilla-León
(datos: Enero-1.978 Febrero-1.990 145 observaciones)

Alimentos $(1-[\beta_1]B^6-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Vestido $(1-\beta_1B)(1-\beta_2B^{12})(1-\beta_3B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{24})e_t$

Vivienda $(1-\beta_1B^{11}-\beta_2B^{12})(1-\beta_3B^{12}-\beta_4B^{13})(1-B)Y_t=e_t$

Menaje $(1-\beta_1B^{11})(1-\beta_2B)(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Medicina $(1-\beta_1B^3)(1-\beta_2B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1B^{12})e_t$

Transpor. $(1-\beta_1 B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1 B^{12})e_t$

Cultura $(1-\beta_1 B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1 B^{12})e_t$

Otros $(1-\beta_1 B^{12})(1-B)Y_t=(1-\mu_1 B^{12})(1-[\mu_2]B^3)e_t$

5.ANALISIS COMPARATIVO

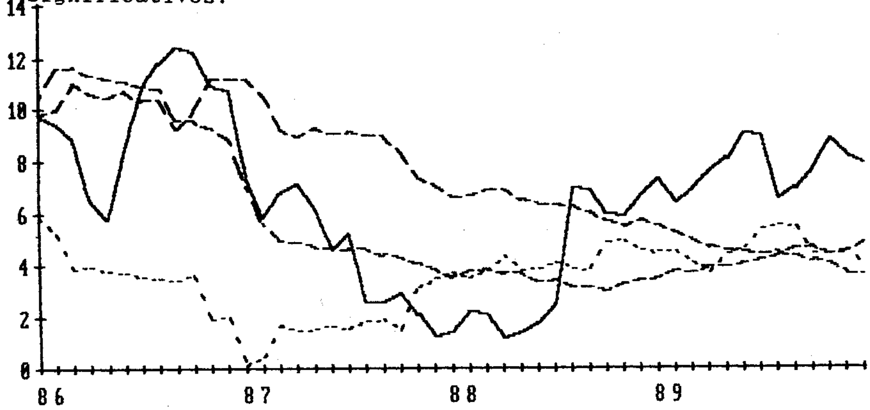
La inflación ha sido uno de los principales problemas de las economías occidentales a partir de la década de los 70. Gran parte de las políticas económicas de los últimos años han tenido como objetivo prioritario la reducción de la inflación, siendo especialmente importante el análisis del diferencial de inflación. Este trabajo se plantea entre otros objetivos el comprobar si existe diferencias de inflación entre el conjunto del Estado Español y las diferentes comunidades autónomas que lo componen, con especial referencia a Castilla-León.

Dado que el mercado nacional es un mercado único, se ha de suponer que las divisiones administrativas no deberían influir en los índices de precios, sobretodo en los bienes muebles, pues su posibilidad de movilidad hace que los diferenciales de inflación que pudiera haber en lss distintas CC.AA. se compensen en un plazo corto de tiempo, y posteriormente este diferencial no puede ser mayor que el coste de transporte. Estas suposiciones se pueden afirmar a la vista de los resultados obtenidos. La evolución de los precios es similar en todos los sectores, compensándose las diferencias de inflación en los distintos grupos, execpto en uno, que es precisamente el grupo de vivienda, donde el diferencial de inflación entre Castilla-León y el total nacional es significativo.

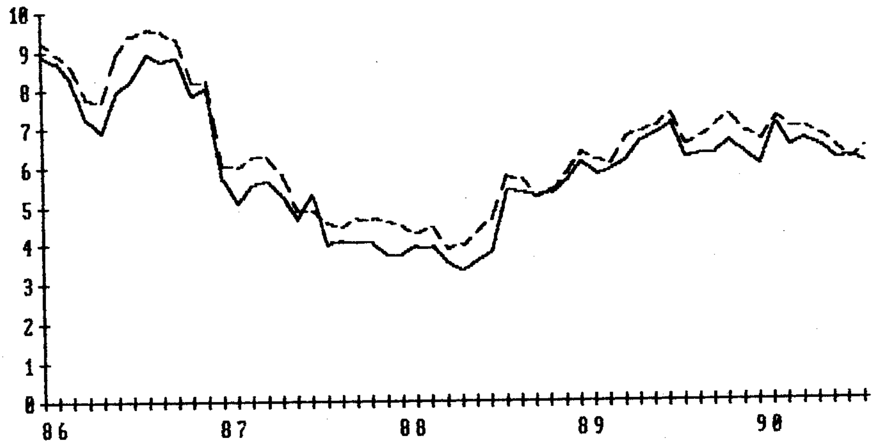
En lo referente a la inflación de Castilla-León con el resto del territorio nacional, la tendencia sigue una evolución similar, pero tenemos que señalar que el índice interanual en CC.LL. está generalmente por debajo del nacional. Aunque este diferencial es siempre inferior al 0'5%, si se considera un periodo largo puede ser significativo. Por ejemplo, considerando como base 100 Enero de 1.986, el índice de precios en Enero de 1.990 es 123'4 en CC.LL. y 125'7 a nivel nacional.

En comparación con otros comunidades autónomas los modelos obtenidos y la tendencia es muy similar, siendo los diferenciales de inflacción positivos en unos casos y negativos en otros. Aunque generalmente el índice interanual en CC.LL. es un poco inferior. El estudios de esta diferencias tendría que ser más minuciosos de lo realizado en este trabajo, pero intuímos, por los resultados obtenidos, que son debidas a la proximidad entre las distintas CC.AA. y al porcentaje de participación de los distintos sectores productivos en la producción final de la región.

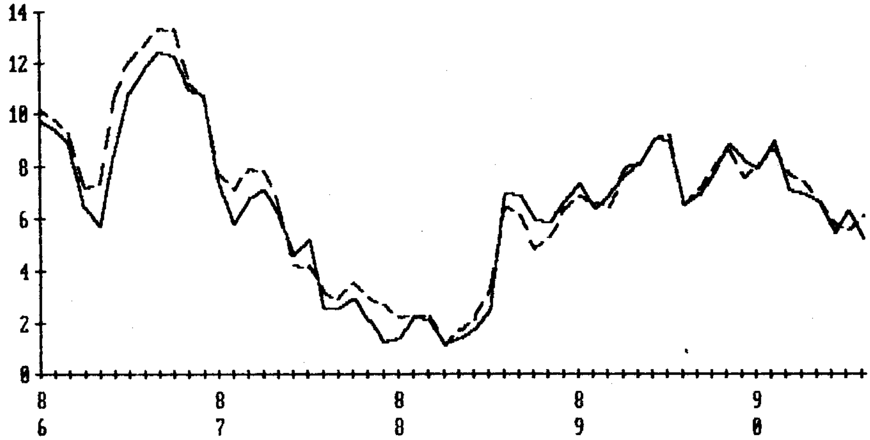
A continuación se insertan los gráficos más significativos:



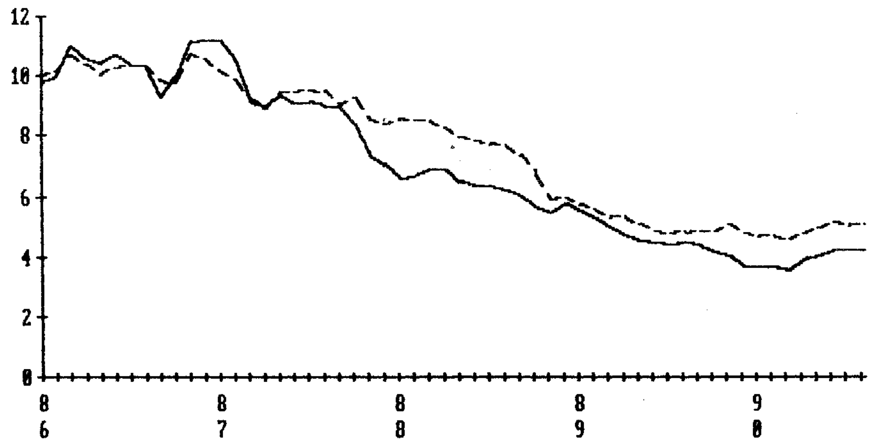
GRAF.1 VARIACION DEL IPC INTERANUAL POR GRUPOS (ALIEMTACION,VESTIDO,VIVIENDA Y MENAJE)



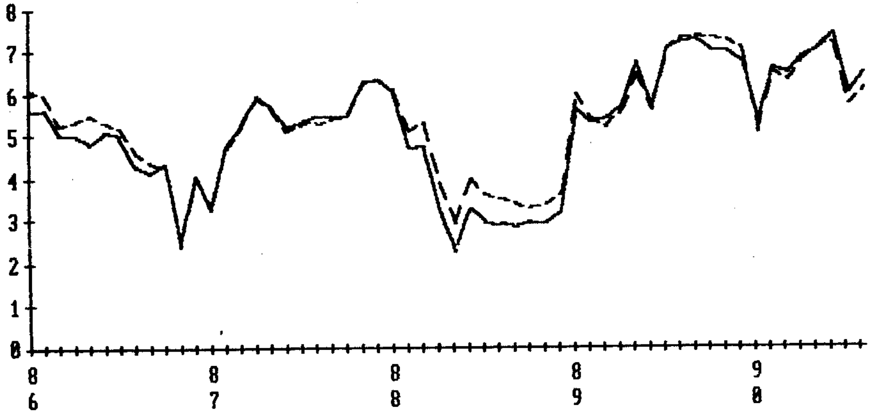
GRAF.2 - VARIACION DEL IPC INTERANUAL GENERAL (NACIONAL Y CC.LL.)



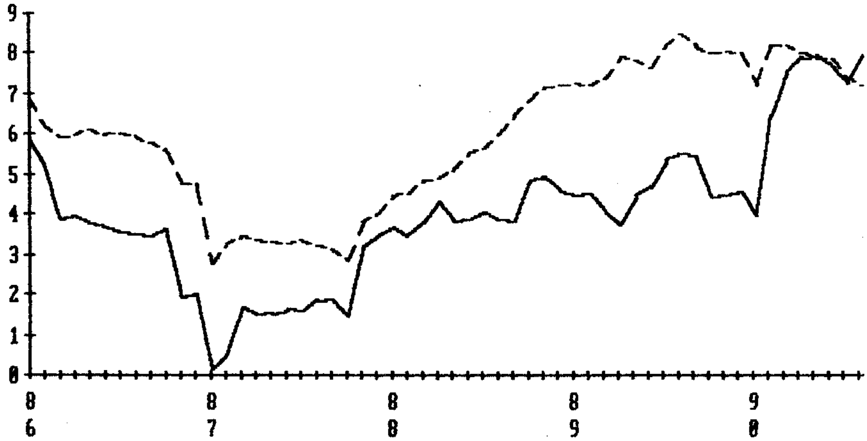
VARIACION DEL INDICE DEL GRUPO DE
ALIMENTACION (NACIONAL Y CC.LL.)



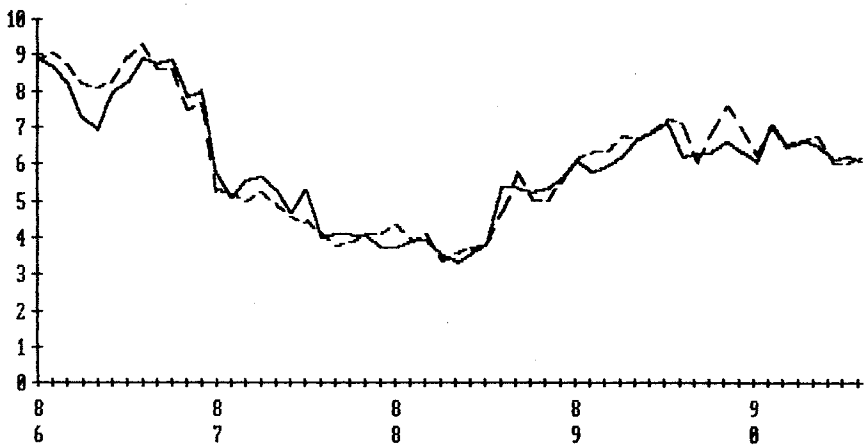
VARIACION DEL INDICE DEL GRUPO DE VESTIDOS
(NACIONAL Y CC.LL.)



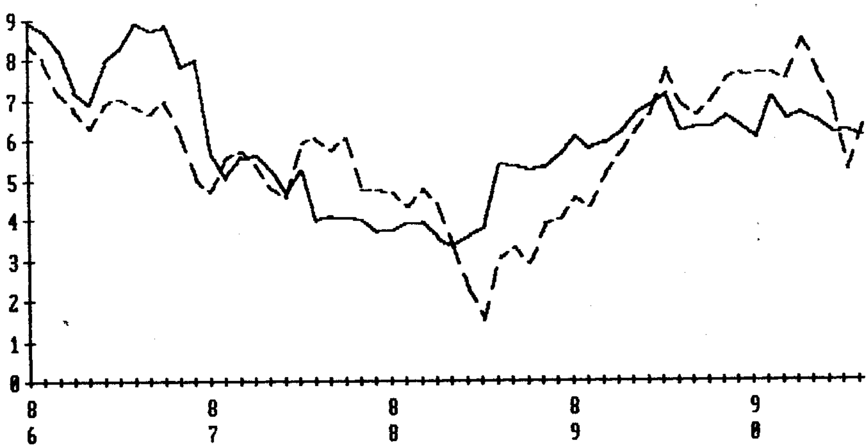
VARIACION DEL INDICE DEL GRUPO DE TRANSPORTE Y COMUNICACIONES (NACIONAL Y CC.LL.)



VARIACION DEL INDICE DEL GRUPO DE VIVIENDA (NACIONAL Y CC.LL.)



VARIACION DEL I.P.C. INTERANUAL EN
CASTILLA-LEON Y ASTURIAS



VARIACION DEL I.P.C. INTERANUAL DE
CASTILLA-LEON Y CANARIAS

BIBLIOBRAFIA

ANDERSON, G.J; MIZON, G.E. "What can statistics contribute to the analysis of economic structural change?". Discussion Papers in Economics and Econometrics. University of Southampton.

CAMIO, J.J. "El Indice de precios al consumo y los productos estacionales" Banco de España, Boletin Económico Febrero 1987.

DIXON, W.J. y otros "BMDP Stadistical Software Manual", University of California Press. Berkeley, 1988

ESPASA, A ; MANZANO, M.C.; MATEA, M.LL.; CATASUS, V. "Inflación subyacente en la econoía española". Banco de España, Boletín Económico Marzo 1987.

ESPASA, A.; MOLINA , A.; ORTEGA, E. "Tasa de inflación: su valor comtemporaneo, cambios de tendencias y expectativas". Servicios de Estudios del Banco de España.Trabajo no publicado. Julio 1988.

ESPASA, A.; MATEA, M.LL. "El proceso inflacionista en la CEE y el diferencial con España". Servicios de Estudios del Banco de España. Trabajo no publicado. Julio 1988.

FREUD, N. 'A guide to the SPSS/PC+'.Macmillan Education. London. 1.988.

MARAVALL, A. "Sobre Extracción de una señal en un modelo ARIMA". Revista Española de Economía 1,1. 1984.

MARAVALL, A. "Revisión in ARIMA Signal Extratión". Journal of de American Statistical Association, 81. 1986.

MELIS MAYNAR, F. "Sobre la hipotesis de componentes y la extracción de la señal de coyuntura sin previa desestacionalización". INE Agosto 1988.

URIEL JIMENEZ, E. "Analisis de series temporales, modelos ARIMA". Paraninfo, Madrid, 1985.