

INFLACION Y VARIABILIDAD DE LOS PRECIOS RELATIVOS EN ESPAÑA (1976-1983) *

Ana C. BUISAN

Red Eléctrica de España, S. A.

Fernando RESTOY

Universidad Complutense de Madrid

Este trabajo intenta obtener evidencia de la relación existente en la economía española entre la tasa de inflación y la dispersión de las tasas de variación de los precios relativos. La adopción de una hipótesis sobre la formación de las expectativas permite mostrar la diferente influencia que los componentes anticipado y no anticipado de la tasa de inflación tienen sobre el indicador de dispersión definido. Por su parte, la estimación de la forma reducida de un modelo multimercado standard para el conjunto global de bienes y un subconjunto de bienes comercializables ofrece resultados que sugieren una cierta singularidad de los factores condicionantes de la variabilidad de los precios relativos de los bienes sujetos a comercio internacional.

1. Introducción

La literatura sobre los costes de la inflación ha destacado como elemento crucial la posible asociación de este fenómeno con procesos de distorsión de las estructuras de precios relativos que provocan alteraciones en el sistema de señales de la economía, acrecentando la incertidumbre y, en consecuencia, la probabilidad de aparición de asignaciones de recursos subóptimas en un contexto de aversión al riesgo¹.

Esta cuestión ha incentivado la aparición de una serie de trabajos que intentan ofrecer evidencia sobre la existencia de correlación entre la tasa de inflación y la dispersión de las tasas de variación de los precios relativos (Vining y Elwertowski (1976), Chambers y Dunn (1977), Hesselman (1983)). Así mismo, y a la vista de los resultados encontrados en los análisis estadísticos, se han formalizado distintas hipótesis sobre el sentido y la explicación teórica de una posible relación causal.

Barro (1976) y Vining y Elwertowski (1976) señalan que la inflación a medida que sea más elevada puede distribuirse de forma más dispersa entre los distintos precios, debido a la disminución de la capacidad de los agentes para distinguir

* Nuestro agradecimiento a J. J. Dolado, A. B. Treadway y a un evaluador anónimo por las sugerencias realizadas y muy especialmente a J. Segura por su dirección y el apoyo prestado en todo momento.

¹ Véase, por ejemplo, Jaffe y Keliman (1977) y Vining y Márquez (1982).

entre movimientos absolutos y relativos de los precios. Altas tasas de inflación harán disminuir la elasticidad-precio de las curvas de oferta individual implicando, para un shock de demanda dado, la necesidad de una fuerte variación del precio local de equilibrio.

Glejser (1965) defiende esta misma hipótesis aunque destacando el impacto diferencial que una determinada tasa de inflación, fruto de la presión de la demanda, tiene sobre los distintos mercados, caracterizados por diferentes estructuras y abastecidos por empresas con distintas capacidades productivas.

Solow (1975), sin embargo, argumenta la posibilidad de que exista un efecto causal inverso, desde variabilidad a inflación, en economías con rigideces de precios o alto nivel de intervención estatal, por constituir estos elementos obstáculos a las redistribuciones normales del gasto individual entre los distintos bienes tras las variaciones de algunos precios, dificultando los movimientos compensatorios de precios que de forma espontánea se producen en economías flexibles.

Los defensores de las tesis dicotómicas neoclásicas mantienen la idea de que la existencia de correlación no garantiza la presencia de relación causal alguna. Así, aquélla puede venir inducida por variaciones de variables económicas, por ejemplo, shocks de demanda, que influyen tanto sobre la tasa de inflación como sobre la dispersión de las tasas de variación de los precios relativos de forma paralela y en el mismo sentido. Este es un interesante resultado de los trabajos de Cukierman (1979) y Cukierman y Wachtel (1979) que obtienen a partir de una reformulación del conocido modelo de Lucas (1973) que constituye un punto de partida obligado para gran parte de los análisis teóricos «ortodoxos» que se han realizado sobre el tema.

En este modelo, Lucas supone que los precios individuales y el índice general de precios son variables aleatorias que se distribuyen normalmente con varianzas constantes en cada período de tiempo. De aquí se deriva que la tasa de variación de los precios relativos tendrá también varianza constante y, en consecuencia, su distribución será independiente de la de la tasa de inflación en cada período de tiempo.

Una cuestión de gran interés para justificar teóricamente la correlación encontrada es distinguir entre inflación anticipada y no anticipada a los efectos de su influencia sobre la variabilidad de los precios relativos. Parece sensato pensar que la inflación no prevista por los agentes tendrá un efecto sustancialmente mayor sobre la dispersión de las variaciones de los precios debido a la previsible disparidad de las velocidades de ajuste de los oferentes en cada mercado. Parks (1979), Hercowitz (1981) y Blejer y Leiderman (1982) han elaborado modelos teóricos multimercado que sustentan esta hipótesis y los han acompañado de contrastaciones empíricas satisfactorias.

Este resultado tiene implicaciones de política económica casi inmediatas. Si sólo influye sobre la dispersión de los precios relativos la inflación no anticipada y aquélla conlleva efectos reales negativos, no resulta óptimo para las autoridades el

empleo de políticas cuya eficacia potencial requiera vulnerar las expectativas de los agentes.

La contrastación de este extremo exige la formulación de un modelo de formación de las expectativas que sea coherente con la racionalidad de los agentes. Sin embargo, con demasiada frecuencia, se han impuesto fórmulas ad-hoc para la elaboración de las series de inflación anticipada sin justificar suficientemente su supuesta coherencia con el proceso estocástico auténtico que sigue la tasa de inflación y, en consecuencia, la imposibilidad de existencia de una cierta miopía permanente en los agentes a la hora de formar sus expectativas. (Véase, por ejemplo, Parks (1979).)

Por último, otro aspecto de interés derivado de la cuestión anterior es la posibilidad de control por parte de las autoridades del movimiento de los precios relativos. Una importante dificultad es la posible influencia de factores económicos internacionales sobre el movimiento de los precios relativos de aquellos bienes que son objeto de comercio internacional. Blejer y Leiderman (1982) muestran para la economía mejicana el importante peso específico de estos bienes en el estadístico de dispersión global y la no coincidencia de las variables explicativas de la variabilidad de los precios relativos de los bienes sujetos y no a comercio internacional.

En este trabajo se pretende mostrar la evidencia sobre la existencia de correlación en la economía española entre la tasa de inflación y la dispersión de las tasas de variación de los precios relativos, así como contrastar econométricamente algunas de las hipótesis sobre su explicación teórica y posibles implicaciones.

En la sección 2 se analiza la correlación estadística de las series y la independencia de la forma de la distribución de las tasas de variación de los precios individuales respecto a su media en cada período de tiempo del intervalo 1976/1983.

En la sección 3 se aplica el test de Sims de causalidad unidireccional de la relación en los dos sentidos posibles.

En la sección 4 se analiza la influencia de la tasa de inflación sobre la variabilidad de los precios relativos y la conveniencia de distinguir entre inflación anticipada y no anticipada. En este punto se utiliza un modelo muy general de formación de las expectativas que se obtiene a partir de la identificación y estimación del proceso estocástico que sigue la tasa de inflación. Tras ello, se contrasta la forma reducida del modelo de Parks en el que la dispersión de las tasas de variación de los precios relativos depende de términos que son función de la inflación no anticipada y los saldos reales en manos del público.

Por último, se estudia la importancia relativa de la variabilidad de los precios de los bienes comercializables y se analiza la influencia que sobre ella tienen las variables nacionales relevantes.

2. Análisis estadístico preliminar

2.1. Datos e indicadores

Las series de precios utilizadas se corresponden con el IPC (base 1976) y su desagregación en 58 rúbricas en el período 1976-1983 con periodicidad trimestral. En adelante llamaremos P_t al índice general en t y P_{it} ($i = 1, \dots, 58$) al precio de la rúbrica i ésima en el mismo período.

Los indicadores elegidos de tasa de inflación y de dispersión de las tasas de variación de los precios relativos son respectivamente:

$$DP_t = L_n P_t - L_n P_{t-1}$$

y

$$\gamma_t = \left(\sum_{i=1}^{58} w_i (DP_{it} - DP_t)^2 \right)^{1/2}$$

donde $DP_{it} = L_n P_{it} - L_n P_{it-1}$ y $w_i \left(\sum_{i=1}^{58} w_i = 1 \right)$ es la ponderación asignada a la rúbrica i ésima en el índice de precios al consumo². Se dispone, por lo tanto, de 31 observaciones trimestrales de ambos estadísticos.

2.2. Correlación

En los gráficos 1 y 2 se observa cómo en los primeros trimestres del año 1977 los valores que toman las series de inflación y variabilidad de las tasas de variación de los precios relativos se sitúan por encima de sus medias en el período 1976-1983.

En los años posteriores ambas series se aproximan a sus valores medios mostrando una mayor estabilidad y siendo en cualquier caso las series tan sólo levemente no estacionarias. Es de interés señalar cómo la correlación se centra en la primera parte de la muestra, es decir, en aquella en que la tasa de inflación es algo más alta y sufre más oscilaciones. Es éste un resultado comúnmente destacado en la

² En Buisán, A. y Restoy, F. (1985) se realiza el análisis estadístico completo utilizando paralelamente indicadores alternativos de inflación y variabilidad con periodicidad mensual y trimestral. Así, además de γ_t y DP_t se consideran:

$$\overline{DP}_t = \frac{1}{58} \sum_{i=1}^{58} DP_{it} \quad ; \quad \gamma_t^1 = \left(\frac{1}{58} \sum_{i=1}^{58} (DP_{it} - \overline{DP}_t)^2 \right)^{1/2}$$

y

$$\bar{\gamma}_t = \left(\frac{1}{58} \sum_{i=1}^{58} (DP_{it} - \overline{DP}_t)^2 \right)^{1/2}$$

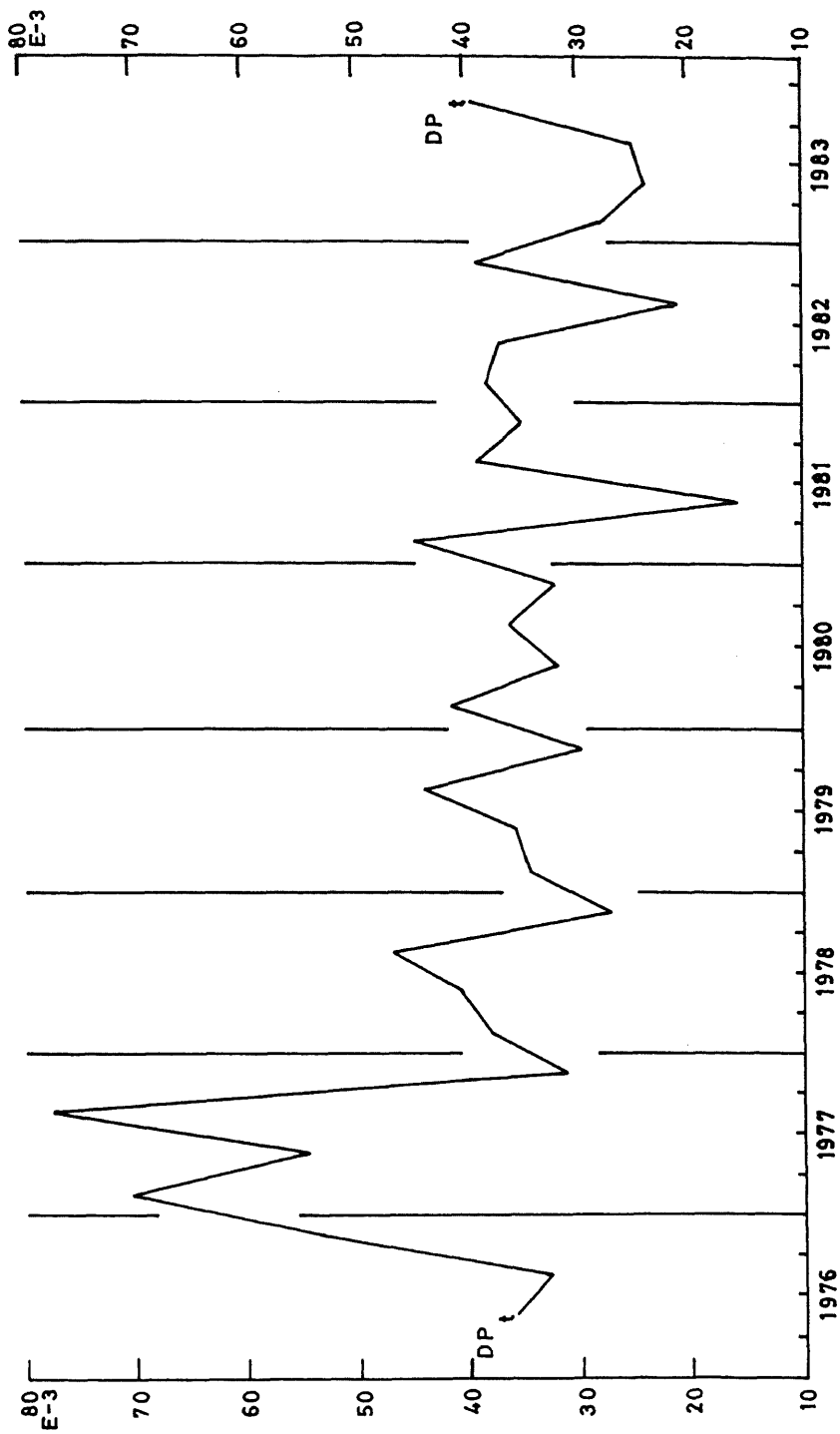


Gráfico I.

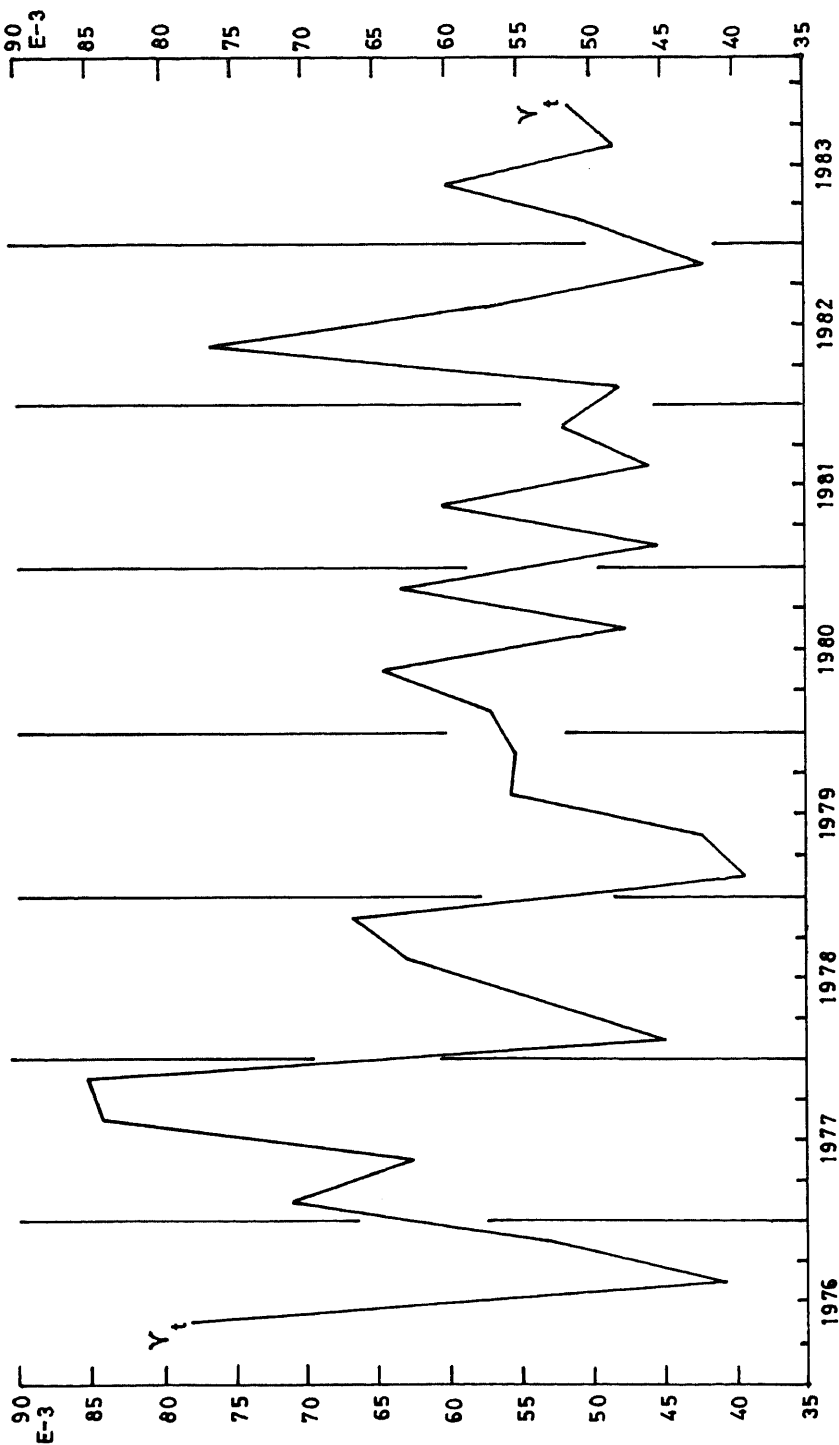


Gráfico 2.

literatura que ha provocado un interés especial por el estudio del fenómeno en economías con hiperinflación³.

El grado de correlación contemporáneo entre DP_t y γ_t se sitúa en 0,32 con periodicidad trimestral (0,30 para la mensual). Son niveles bastante ilustrativos ya que no parecen estar contaminados por excesivos elementos espúreos al no poseer las series prácticamente tendencia. Es de interés destacar, por último, la correlación existente entre las series trimestrales de γ_t y DP_t retrasado un período, que alcanza el valor de 0,62.

2.3. La forma de la distribución

Como ya se ha señalado, Lucas (1973) supone que las tasas de variación de los precios individuales siguen una distribución normal idéntica en cada período de tiempo. El contraste de esta hipótesis dicotómica exige no sólo contrastar la normalidad de la distribución sino también la independencia del grado de desviación que se produzca sobre esta normalidad respecto al nivel y/o la variación de la tasa de inflación.

Los valores de los estadísticos de asimetría (S_t) y curtosis (K_t) construidos en cada instante de tiempo proporcionan una contrastación de la hipótesis de normalidad, mientras que el análisis conjunto de su evolución con la de la tasa de inflación ofrece evidencia sobre la verosimilitud de la segunda subhipótesis.

En el cuadro 1, figuran los valores de las series trimestrales de S_t y K_t en el período 1976-1983 junto con la serie $\overline{DP_t}$ que representa la media de las tasas de variación de los 58 precios individuales.

CUADRO 1
Estadísticos trimestrales de asimetría (S)
y de curtois (K)

Fecha	$\overline{DP_t}$ *	S_t **	K_t **
2/76	0,028	3,38	24,15
3/76	0,027	-2,54	15,70
4/76	0,64	5,77	37,29
1/77	0,076	4,38	25,37
2/77	0,048	2,62	8,20
3/77	0,066	2,47	13,03
4/77	0,042	-2,69	11,14
1/78	0,040	0,65	4,82
2/78	0,045	2,50	9,72
3/78	0,040	2,75	12,35
4/78	0,031	-1,98	9,50
1/79	0,034	1,01	7,51
2/79	0,033	1,58	7,56
3/79	0,042	-1,54	6,75

³ Véase Blejer (1981) o el clásico trabajo de Graham (1930) sobre la hiperinflación alemana.

CUADRO 1 (continuación)

Fecha	\overline{DP}_t^*	S_t^{**}	K_t^{**}
4/79	0,031	-1,98	8,62
1/80	0,035	1,11	3,91
2/80	0,029	-0,21	12,98
3/80	0,039	1,59	3,10
4/80	0,043	2,01	11,25
1/81	0,042	0,18	4,05
2/81	0,010	-3,57	15,21
3/81	0,043	1,70	2,76
4/81	0,038	-1,18	9,07
1/82	0,080	0,57	4,35
2/82	0,039	3,96	20,43
3/82	0,019	-4,74	29,80
4/82	0,030	1,05	6,84
1/83	0,031	1,96	13,73
2/83	0,019	-2,63	18,25
3/83	0,029	-0,15	7,17
4/83	0,042	2,36	7,28

$$* \overline{DP}_t = 1/58 \sum_i DP_{it}$$

- ** Desviaciones standard (asintóticas)
- Asimetría: $\hat{\sigma}_S = 0,322$
 - Curtosis: $\hat{\sigma}_K = 0,643$

Como se observa, los valores de K_t y S_t permiten rechazar la hipótesis de normalidad de las distribuciones de los precios individuales en la práctica totalidad de los casos.

Es destacable que S_t , en general, toma valores positivos o negativos según aumente o disminuya \overline{DP}_t . Dicho de otro modo, la media de la distribución de los precios es superior o inferior a su moda en función de que la primera haya crecido o decrecido respecto a su valor en el período anterior. De igual forma, la distribución se hace, en general, más asimétrica cuando la serie \overline{DP}_t presenta mayores oscilaciones. Tomando \overline{DP}_t como una aproximación a la tasa de inflación del período, se puede hablar de que la distribución de los precios individuales sólo presenta grados pequeños (en términos absolutos) de apuntamiento cuando nos encontramos en períodos con una tasa de inflación relativamente estable⁴.

Es entonces difícil mantener empíricamente para el caso español que la forma de la distribución de los precios individuales sea estable a lo largo del tiempo e independiente de la evolución de la tasa de inflación.

Este hecho, junto con los resultados de correlación obtenidos, sugieren la no existencia de independencia entre la inflación y la variabilidad de los precios relativos, y la posibilidad de cierta asociación entre ambos fenómenos.

⁴ Estos resultados se corresponden con los encontrados por Vining y Elwertowski (1976) Chambers y Dunn (1977).

3. El sentido de la relación causal

Como se ha señalado, la existencia de correlación entre la inflación y variabilidad de los precios relativos ha sido justificada en la literatura desde diversos puntos de vista. En todos ellos aparecen de manera explícita o implícita hipótesis acerca del carácter de la relación causal que pueden encuadrarse en alguna de las siguientes variedades⁵:

- a) Cambios en la tasa de inflación producen cambios en la dispersión de la variabilidad de los precios relativos.
- b) Cambios en la dispersión de la variabilidad de los precios relativos producen cambios en la tasa de inflación.
- c) Ni la tasa de inflación afecta a la dispersión de la tasa de variación de los precios relativos, ni ésta afecta a la tasa de inflación. Existe un tercer factor (shocks externos de oferta o de demanda) que afecta a ambas variables en la misma dirección.
- d) Existe un efecto de realimentación, es decir, la dirección de la relación causal es doble: la tasa de inflación afecta a la dispersión de la variabilidad de los precios relativos y ésta, a su vez, afecta a la primera.

Debido a la diversidad de argumentos explicativos de la relación causal entre ambas variables, tiene interés aplicar alguno de los test de causalidad desarrollados en la literatura para tratar de determinar empíricamente la dirección de la causalidad entre movimientos en la tasa de inflación y en la dispersión de la variabilidad de los precios relativos para el caso español. Para ello, se empleará un test que fue desarrollado por Sims (1972) en un trabajo sobre la relación de causalidad entre dinero y renta.

El procedimiento consiste en realizar, primero, una regresión entre una variable que suponemos dependiente sobre valores actuales, pasados y futuros de otra variable considerada exógena. Posteriormente, se contrasta la significatividad conjunta de los valores adelantados de la variable independiente. Se aceptará la existencia de una relación causal unidireccional desde la variable que hemos supuesto independiente hacia la dependiente en la medida en que no sea rechazada estadísticamente la hipótesis de no significatividad conjunta de los coeficientes adelantados de la variable supuestamente exógena. Formalizando esta idea:

$$DP_t = \alpha_p \gamma_{t+p} + \dots + \alpha_1 \gamma_{t+1} + \alpha_0 \gamma_t + \alpha_{-1} \gamma_{t-1} + \dots + \alpha_{-n} \gamma_{t-n} \quad [1]$$

$$\gamma_t = \beta_h DP_{t+h} + \dots + \beta_1 DP_{t+1} + \beta_0 DP_t + \beta_{-1} DP_{t-1} + \dots + \beta_{-e} DP_{t-e} \quad [2]$$

⁵ Así, por ejemplo, Vining y Elwertowski (1976) y Parks (1978) apoyan la hipótesis *a*), Solow (1975) la *b*), Barro (1976) y Cukierman (1979) se inclinan por *c*) y Ashley (1981) considera la posibilidad *d*.

Para probar la causalidad unidireccional desde γ_t a DP_t contrastamos la siguiente hipótesis: $H_0 : \alpha_p = \alpha_{p-1} = \dots = \alpha_1 = 0$ en [1] y análogamente, pasa el estudio de una relación causal en sentido inverso, contrastamos: $H_0 : \beta_h = \beta_{h-1} = \dots = \beta_1 = 0$ en [2].

La determinación de los valores de p , n , h , y e se efectuará dentro del proceso mismo de estimación mediante un sistema convencional de prueba y error. Al mismo tiempo, se incorporará en alguna medida la escasa evidencia empírica disponible acerca de la correcta especificación de las ecuaciones (Ashley (1981) y Márquez y Vining (1982)).

Es clara, sin embargo, la presencia de un problema técnico debido a la reducción de los grados de libertad como consecuencia de la pérdida de observaciones que supone cada adelanto o retraso de las variables y el número no pequeño de regresores que contienen algunas ecuaciones.

En los cuadros 3 y 4 se recogen los resultados de la estimación por MCO de las ecuaciones elegidas del tipo [1] y [2] respectivamente, con la incorporación de un procedimiento robusto de estimación de la matriz de varianzas-covarianzas que obtiene un estimador consistente aún en presencia de heterocedasticidad (véase White, 1980).

En la estimación de las ecuaciones del tipo [1], la inclusión de dummies estacionales mejora la significatividad de los valores retardados mientras que empeora la de los valores adelantados extremos. En ausencia de dichas variables, se admite la inclusión de valores adelantados de γ_t hasta un orden 4 y su presencia induce a no dar a p un valor mayor que 3. Por otra parte, parece claro que el número de retardos de γ_t no debe pasar de 2 en cualquier caso.

Es de interés señalar la siempre presente significatividad de los coeficientes de γ_{t+1} y γ_t así como la alta y positiva elasticidad de DP_t a los valores de γ_t adelantados un período.

CUADRO 2*

	(1)	(2)**
constante	-0,033 (-2,5)	
γ_{t+4}	-0,28 (-2,4)	
γ_{t+3}	+0,42 (4,8)	0,25 (2,7)
γ_{t+2}	0,052 (0,5)	0,30 (2,8)
γ_{t+1}	0,77 (6,4)	0,63 (5,3)
γ_t	0,32 (2,3)	0,38 (3,2)
γ_{t-1}	-0,113 (-1,3)	-0,12 (-1,2)
γ_{t-2}	0,090 (1,1)	0,17 (1,85)

CUADRO 2 (continuación)

	1	2 **
R^2	0,78	0,78
\bar{R}^2	0,70	0,66
F	9,00	6,54
σ	$0,74 \times 10^{-2}$	$0,78 \times 10^{-2}$
DW	2,29	2,45
W_4	2,23	2,05
$\chi^2_{LM}(4)$	4,28	5,09
F^*	15,66	12,5

* $\chi^2_{LM}(4)$ es el test del multiplicador de Lagrange que contrasta la existencia de un proceso $MA(4)$ o $AR(4)$ en los residuos; W_4 es el estadístico de Wallis que contrasta la presencia de autocorrelación de cuarto orden en los residuos y F^* el test de significatividad conjunta de los regresores adelantados de la variable independiente. Entre paréntesis figuran los t -ratios contruidos con el procedimiento de White.

** Presenta variables dummy estacionales.

CUADRO 3

	1 **
DP_{t+2}	-0,3 (-2,04)
DP_{t+1}	-0,61 (-6,28)
DP_t	0,02 (0,26)
DP_{t-1}	0,73 (8,1)
DP_{t-2}	0,31 (3,5)
DP_{t-3}	0,53 (0,96)
DP_{t-4}	-0,18 (-2,16)
R^2	0,846
\bar{R}^2	0,736
F	7,692
σ	$0,63 \times 10^{-2}$
DW	2,185
W_4	2,46
$\chi^2_{LM}(4)$	4,226
F^*	9,49

Las distintas estimaciones realizadas de ecuaciones del tipo [2] sugieren valores para h y e de 2 y 4 respectivamente, así como la inclusión de variables dummies

CUADRO 4
Funciones de autorrelación de los residuos*

1-F.A.C.		1	2	3	4	5	6	7	8
Retardos									
Ecuaciones									
(1) de 2		-0,173 (0,200)	0,192 (0,206)	-0,093 (0,213)	-0,310 (0,215)	0,019 (0,232)	0,006 (0,232)	0,114 (0,232)	0,343 (0,234)
(2) de 2		-0,301 (0,200)	0,234 (0,213)	-0,028 (0,223)	-0,223 (0,223)	0,113 (0,231)	-0,138 (0,234)	0,285 (0,237)	0,259 (0,249)
(1) de 3		-0,112 (0,200)	-0,131 (0,202)	-0,127 (0,206)	-0,351 (0,209)	-0,046 (0,231)	0,192 (0,232)	0,285 (0,238)	-0,007 (0,251)
2-F.A.C.									
Retardos									
Ecuaciones									
(1) de 2		-0,173 (0,200)	0,167 (0,200)	-0,038 (0,200)	-0,383 (0,200)	-0,069 (0,200)	0,167 (0,200)	0,111 (0,200)	0,272 (0,200)
(2) de 2		-0,301 (0,196)	0,158 (0,196)	0,089 (0,196)	-0,280 (0,196)	-0,028 (0,196)	-0,001 (0,196)	0,281 (0,196)	0,203 (0,196)
(1) de 3		-0,112 (0,200)	-0,145 (0,200)	-0,166 (0,200)	-0,436 (0,200)	-0,308 (0,200)	-0,106 (0,200)	0,146 (0,200)	-0,075 (0,200)

* Entre paréntesis figuran errores standard.

estacionales. Como en el caso anterior los criterios de elección se centran en la significatividad de los coeficientes, el ajuste global de las ecuaciones y su comportamiento residual.

Resalta la no significatividad del coeficiente de DP_t , siendo los estimadores de β_1 y β_{-1} significativos y teniendo γ_t una elasticidad respecto a DP_{t+1} y DP_{t-1} considerablemente alta.

Ambos tipos de ecuaciones no presentan valores de los estadísticos Durbin-Watson y Wallis que hagan pensar en la existencia de autorrelación en los residuos de primero y cuarto orden respectivamente. El test $LM(\chi^2_{LM}(4))$, por su parte, ofrece valores de aceptación de la hipótesis nula para niveles de significatividad aceptables.

Las funciones de autocorrelación f.a.c. y f.a.p. de los residuos (cuadro 4) no contienen valores significativamente distintos de cero, reafirmando la aceptabilidad del comportamiento residual de las estimaciones.

Una vez seleccionadas las especificaciones relevantes, procede analizar los resultados del test F de significatividad conjunta de los regresores que expresan valores adelantados de las variables explicativas.

Los resultados son homogéneos pero poco concluyentes. En ningún caso F^* permite aceptar la hipótesis nula correspondiente para algún nivel de significatividad relevante. No se puede, por tanto, aceptar estadísticamente la existencia de algún tipo de relación causal unidireccional y, en consecuencia, no es despreciable la posibilidad de que la relación entre inflación y dispersión de las tasas de variación de los precios relativos siga un proceso de retroalimentación. Es este, sin duda, un resultado poco satisfactorio por su no conclusividad, pero relativamente generalizado en la literatura⁶.

4. Análisis econométrico

Se adopta en esta sección la hipótesis más utilizada de que la tasa de inflación o una función de ella explica la variabilidad de los precios relativos. Por ser esta la hipótesis utilizada, las estimaciones econométricas deben ser acogidas con todas las reservas que se derivan de los resultados de causalidad comentados en la sección anterior, y de los problemas técnicos que supone la posible existencia de simultaneidad en las ecuaciones especificadas.

4.1. Una primera aproximación

Sea la ecuación:

$$VP_t = a_0 + a_1(DPt)^2 + \varepsilon_t \quad [3]$$

⁶ Véase Márquez y Vining (1982).

donde $VP_t = \sum_{i=1}^{58} w_i (DP_{it} - DP_t)^2$ y DP_t y DP_{it} son respectivamente las tasas de variación del índice general de precios y del precio de la rúbrica i -ésima de la subdivisión elegida del IPC.

Tomando [3] como base debe considerarse la posibilidad de que la relación no sea contemporánea y que, por lo tanto, el indicador de variabilidad resulte afectado por la tasa de inflación con algún retraso.

En el cuadro [5] se recogen tanto los resultados de la estimación M.C.O. de [3] como de la ecuación con desfases distribuidos que ofrece mejor ajuste. En ambos casos se han incluido variables dummies para intentar captar el efecto estacional.

Estas primeras estimaciones ofrecen cierta evidencia sobre la existencia de una relación significativa entre DP_t y VP_t . Por su parte, el mejor ajuste y la mayor significatividad de la regresión que incorpora su retardo hace pensar en el carácter desfasado de esta relación. El estadístico Durbin-Watson muestra valores de rechazo de la hipótesis de correlación de primer orden y W_4 permite aceptar la ausencia de estructura estacional en los residuos.

Sin embargo, el ajuste de las ecuaciones no es suficientemente alto y, en cualquier caso, la pobreza de la especificación no permite contrastar ninguna hipótesis sobre la explicación teórica de la relación.

CUADRO 5

	(1)*	(2)*	(3)*
$(DP_t)^2$	0,62 (3,73)	0,336 (2,13)	
$(DP_{t-1})^2$		0,700 (3,25)	
$(EDP_t)^2$			0,25 (0,58)
$(DP_t - EDP_t)^2$			4,25 (4,21)
R^2	0,32	0,59	0,53
\bar{R}^2	0,22	0,50	0,41
$\hat{\sigma}$	$0,13 \times 10^{-2}$	$0,10 \times 10^{-2}$	$0,11 \times 10^{-2}$
F	3,09	7,08	4,65
DW	1,86	2,1	1,87
W_4	1,76	1,48	1,52
$\chi^2_{LM}(4)$	5,24	2,44	5,98

* Presenta variables dummy estacionales.

4.2. Inflación anticipada y no anticipada

Como se ha señalado, es justificable la hipótesis de que sólo la parte no anticipada de la tasa de inflación tiene un efecto sustancial sobre el indicador de dispersión de las tasas de variación de los precios relativos. Es claro que la contrastación

empírica de esta hipótesis requiere la formulación de un modelo de formación de las expectativas de precios.

La hipótesis de formación racional de las expectativas en este contexto supone que los agentes poseen información sobre la evolución de un conjunto de variables macroeconómicas relevantes y las condiciones del mercado en el que operan⁷. Utilizando esta información son capaces de anticipar la tasa de inflación sin incurrir en errores sistemáticos en el curso del tiempo.

Una aproximación operativa a la hipótesis de racionalidad consiste en suponer que la serie de inflación sigue un proceso estocástico univariante conocido por los agentes. Estos entonces, podrán realizar predicciones óptimas para cada período de tiempo cometiendo errores tan sólo en la medida en que se produzcan innovaciones sobre el valor ajustado de la serie.

Obviamente, la utilización de este procedimiento exige para no vulnerar la racionalidad pretendida que el proceso supuesto coincida con el auténtico. En la medida en que se impongan de forma ad-hoc procesos autorregresivos de primer o segundo orden (Parks (1979), Blejer y Leiderman (1980)), no se está eliminando la posibilidad de que los agentes se equivoquen sistemáticamente en el caso, nada improbable, de que estos procesos no coincidan con los auténticos. En este último caso, la hipótesis de formación de las expectativas utilizada no es otra que una forma particular de los conocidos modelos de expectativas adaptativas.

Parece, entonces, necesario para al menos aproximar el carácter racional de las expectativas obtener las series de inflación anticipada a partir de técnicas que permitan identificar y estimar el modelo de la serie de inflación. La utilización de la metodología Box-Jenkins permite cumplir este objetivo.

Para el período de análisis considerado la serie trimestral DP_t puede ser modelizada de forma satisfactoria mediante el proceso $ARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_4$ ⁸.

$$\nabla \nabla_4 DP_t = \begin{matrix} (1 - 0,84B) & (1 - 0,83B^4) \\ (0,09) & (0,09) \end{matrix} \hat{a}_t \quad [4]$$

De [4] es inmediato:

$$DP_t = D\hat{P}_t + \hat{a}_t (t = 1, \dots, N)$$

siendo N el número de observaciones, $D\hat{P}_t$ el valor de la serie ajustada en t y \hat{a}_t el residuo correspondiente.

La hipótesis de formación de las expectativas consiste entonces en suponer $EDP_t = D\hat{P}_t$ donde EDP_t es la tasa de inflación esperada por los agentes para el período t .

⁷ Véase Hercowitz (1981) y Lucas (1983), por ejemplo. Cukierman (1979) y Cukierman y Wachtel (1979) llegan a suponer que los agentes conocen, incluso, los precios de los mercados distintos al que normalmente operan y que suponen único en cada período de tiempo.

⁸ En Buisán, A. y Restoy, F. (1985) se encuentran detalladas todo el proceso de identificación, estimación y diagnosis. Entre paréntesis figura el error standard.

En el cuadro 5 figura también los resultados de la estimación M.C.O. de la ecuación:

$$DP_t = b_0 + b_1(EDP_t)^2 + b_2(DP_t - EDP_t)^2 + \varepsilon_t \quad [5]$$

donde se han incluido variables dummies estacionales.

Se puede apreciar que la regresión es conjuntamente significativa y no aparece evidencia de correlación de primer orden. El estadístico W_4 ofrece un valor de rechazo de la hipótesis nula de correlación estacional, si bien el test LM sólo permite aceptar la hipótesis nula a niveles de significatividad no muy exigentes.

El resultado más llamativo es, sin duda, lo reducido de la magnitud y la no significatividad del coeficiente estimado de la inflación anticipada. La importancia de la distinción entre ambos tipos de inflación a efectos de su relación con la variabilidad de los precios relativos parece encontrar aquí cierta evidencia empírica.

4.3. *Contraste del modelo de Parks*

La relación entre inflación no anticipada y dispersión de las tasas de variación de los precios relativos encuentra justificación microeconómica en modelos multi-mercado donde la oferta y demanda de cada bien dependen del respectivo precio relativo esperado. Las ecuaciones estructurales del modelo pueden contener o no componentes aleatorios sin alterar este resultado, si bien su introducción tiene consecuencias sobre la necesidad de endogeneizar el componente anticipado del nivel general de precios y, en consecuencia, sobre la especificación de la forma reducida del sistema⁹.

Un modelo prototipo de tipo determinístico es el debido a Parks (1979).

Supongamos existen N mercados en la economía cuyas ecuaciones de oferta y demanda individual son las siguientes:

$$Y_{it}^S = C_i + \beta_i(P_{it} - EP_t) + \gamma_i^S t, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, N \quad [6]$$

$$Y_{it}^D = \theta_i + \alpha_i P_{it} + \eta_i M_t + \gamma_i^D t \quad [7]$$

donde C_i , β_i , θ_i , γ_i^S , η_i , γ_i^D , α_i son parámetros y:

- P_{it} : Precio del bien intercambiado en el mercado i en t .
- EP_t : Nivel General de Precios esperado en t .
- M_t : Saldos nominales en poder del público en t .
- Y_{it}^S : Cantidad ofrecida en el mercado i en t .
- Y_{it}^D : Cantidad demandada en el mercado i en t .

⁹ Véase Hercowitz (1981). En Buisán, A. y Restoy, F. (1985) aparece una breve comparación de los modelos con y sin componentes aleatorios.

Todas las variables son medidas en logaritmos.

Para evitar efectos precio cruzados, preservar la homogeneidad de las ecuaciones de demanda y evitar comportamientos patológicos, se supone:

$$\alpha_i + \eta_i = 0 \quad ; \quad \beta_i > 0 \quad ; \quad \alpha_i < 0 \quad ; \quad i = 1, \dots, n$$

Tomando diferencias en [6] y [7] e imponiendo la condición de equilibrio en los mercados se obtiene:

$$DP_{it} = \frac{1}{\beta_i - \alpha_i} (-\eta_i DM_t + \beta_i EDP_t - \gamma_i), \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, n \\ t = 1, \dots, N \end{matrix} \quad [8]$$

con

$$\gamma_i = \gamma_i^s - \gamma_i^D \quad \text{y} \quad DM_t = M_t - M_{t-1}$$

Es entonces inmediato que:

$$\begin{aligned} VP_t = \sum_{i=1}^n w_i (DP_{it} - DP_t)^2 = & C_0 + C_1 (DP_t - EDP_t)^2 + \\ & + C_2 (DM_t - DP_t)^2 + C_3 (DP_t - EDP_t) + C_4 (DM_t - DP_t) + [9] \\ & + C_5 (DP_t - EDP_t) (DM_t - DP_t) \end{aligned}$$

con:

$$\begin{aligned} C_0 &= \sum_i \frac{w_i \gamma_i^2}{(\beta_i - \alpha_i)} \\ C_1 &= \sum_i \frac{w_i \beta_i^2}{(\beta_i - \alpha_i)^2} \\ C_2 &= \sum_i \frac{w_i \eta_i^2}{(\beta_i - \alpha_i)^2} \\ C_3 &= 2 \sum_i \frac{w_i \beta_i \gamma_i}{(\beta_i - \alpha_i)^2} \\ C_4 &= 2 \sum_i \frac{w_i \gamma_i \alpha_i}{(\beta_i - \alpha_i)^2} \\ C_5 &= 2 \sum_i \frac{w_i \beta_i \alpha_i}{(\beta_i - \alpha_i)^2} \end{aligned}$$

Por los supuestos realizados C_0 , C_1 y C_2 deben ser positivos, pudiendo los demás términos adquirir cualquier signo en función del de los parámetros del modelo.

En el cuadro 6 se recogen los resultados de la estimación de la forma reducida del

sistema (ecuación [9]). Se han utilizado las series VP_t y DP_t ya definidas, el modelo [4] para EDP_t y la serie de disponibilidades líquidas para M_t . (Parks toma en lugar de M_t la renta nomina.)

Es en principio claro que existe un problema de grados de libertad al haberse reducido a 26 el número de observaciones por exigencia del modelo univariante de DP_t y de contar ahora con cinco regresores más cuatro variables dummies que intentan captar el efecto estacional y que sustituyen al término constante de la especificación original.

Por lo tanto, con las consiguientes reservas cabe afirmar que el modelo se adapta de forma aceptable a los datos de la economía española. No existe ningún cambio de signo en los coeficientes estimados, la regresión es significativa conjuntamente, el error standard de los residuos es inferior al obtenido en especificaciones anteriores y el ajuste es algo superior.

Para analizar el comportamiento residual, además de los estadísticos empleados para otras regresiones, se ha calculado las funciones de autocorrelación (f.a.c.) y autocorrelación parcial (f.a.p.) que figuran en el cuadro 7. Ningún retardo en ambas funciones es significativamente distinto de cero, si bien, hay que mencionar el valor algo elevado del estadístico LM y la no conclusividad de W_4 . El estadístico Durbin-Watson, por su parte, permite el rechazo de la hipótesis de autocorrelación de primer orden en los residuos.

También es destacable el comportamiento errático que, en general, tienen las series de precios, tanto a nivel agregado como en los componentes del índice general. El peso específico de los bienes regulados administrativamente de forma directa o indirecta no es despreciable, y esto perturba la evolución presuntamente aleatoria de las series y dificulta, por lo tanto, la estimación de relaciones que cumplan los requisitos estadísticos de forma totalmente satisfactoria. No obstante estas limitaciones, los resultados de la estimación de [9] resultan sugerentes.

CUADRO 6

	(1) *	(2) *
$(DP_t - EDP_t)^2$	10,33 (5,75)	13,34 (5,39)
$(DM_t - DP_t)^2$	7,66 (2,12)	9,08 (2,85)
$(DP_t - EDP_t)$	0,036 (1,16)	0,049 (1,46)
$(DM_t - DP_t)$	$0,73 \times 10^{-3}$ (0,022)	0,01 (1,25)
$(DP_t - EDP_t)(DM_t - DP_t)$	14,75 (3,6)	19,12 (4,45)
$(EDP_t)^2$		-5,47 (-2,08)
(EDP_t)		0,43 (2,12)
R^2	0,66	0,72

CUADRO 6 (continuación)

	(1) *	(2) *
\bar{R}^2	0,50	0,57
$\hat{\sigma}$	$0,10 \times 10^{-2}$	$0,10 \times 10^{-2}$
F	4,13	3,81
DW	1,82	2,00
W_4	1,31	1,55
$\chi^2_{LM}(4)$	5,44	5,37
$F^{**}(**)$		1,40

* Presenta variables dummy estacionales.

** F^{**} es el estadístico F construido para contrastar la hipótesis nula de no significatividad conjunta de $(EDP_t)^2$ y EDP_t .

Se observa, en primer lugar, la significatividad de los términos cuadráticos correspondientes a la inflación no anticipada, los saldos reales en poder del público y el término interactivo mientras los demás términos de primer grado no resultan significativos. Parece claro que el efecto de estos términos se encuentra dominado por el de los regresores cuadráticos correspondientes, con los que existe una inevitable relación de colinealidad.

En el cuadro 6 figura también la estimación de la ecuación [10] con la inclusión de los regresores $(EDP_t)^2$ y EDP_t .

Además del llamativo cambio de signo del coeficiente estimado para (EDP_t) se observa un valor del test F de significación conjunta de los dos regresores (estadístico F^{**}) de no rechazo de la hipótesis nula, lo que hace pensar en la bondad de la especificación elegida inicialmente que se deriva del modelo teórico empleado.

De acuerdo con todo ello, cabría afirmar que el contraste del modelo de Parks en una economía como la española puede arrojar, en general, cierta luz sobre la relación entre la variabilidad de las tasas de variación de los precios relativos y el índice de inflación. Se observa cómo es tan sólo el componente no anticipado de la inflación el que se relaciona en forma significativa con el estadístico de dispersión y que el efecto saldo real resulta también ser un factor condicionante de la variabilidad de los precios relativos.

No es difícil, por tanto, obtener conclusiones sobre la bondad de las políticas monetarias con objetivos estables definidos en períodos de tiempo suficientemente amplios.

En la medida en que es posible mantener que una elevada variabilidad de las tasas de variación de los precios relativos ocasiona efectos negativos sobre las variables reales de la economía y que ésta depende, fundamentalmente, del grado de frustración de las expectativas del público sobre la tasa de inflación, la ausencia de shocks monetarios favorecerá «caeteris paribus» el nivel de actividad y empleo. Es este un buen argumento para, al menos, matizar la posible efectividad de las políticas monetarias en el corto plazo que tradicionalmente se

CUADRO 7
Funciones de autorrelación de los residuos *

Retardos		1	2	3	4	5	6	7	8
Ecuación									
(1) de 5		0,0085 (0,18)	- 0,411 (0,180)	- 0,023 (0,208)	- 0,010 (0,208)	- 0,015 (0,208)	- 0,055 (0,209)	- 0,046 (0,208)	- 0,106 (0,209)
(2) de 5		- 0,082 (0,183)	- 0,253 (0,184)	0,070 (0,195)	0,076 (0,196)	- 0,028 (0,197)	- 0,098 (0,199)	- 0,683 (0,199)	0,102 (0,201)
(3) de 5		0,034 (0,196)	- 0,464 (0,196)	- 0,074 (0,235)	0,089 (0,236)	0,105 (0,237)	- 0,199 (0,239)	- 0,231 (0,242)	- 0,014 (0,251)
(1) de 6		0,040 (0,196)	- 0,32 (0,196)	- 0,268 (0,216)	0,183 (0,228)	0,305 (0,234)	- 0,270 (0,249)	- 0,168 (0,260)	- 0,099 (0,264)
(2) de 6		- 0,028 (0,196)	- 0,245 (0,196)	- 0,359 (0,208)	0,130 (0,230)	0,230 (0,233)	- 0,252 (0,242)	0,134 (0,252)	- 0,163 (0,254)
Retardo									
Ecuación									
(1) de 5		0,0085 (0,183)	- 0,412 (0,180)	- 0,017 (0,183)	- 0,192 (0,183)	- 0,039 (0,183)	- 0,162 (0,183)	- 0,097 (0,183)	- 0,263 (0,183)
(2) de 5		- 0,082 (0,183)	- 0,261 (0,183)	0,024 (0,183)	0,019 (0,183)	0,0061 (0,183)	- 0,085 (0,183)	- 0,103 (0,183)	- 0,103 (0,183)
(3) de 5		0,034 (0,196)	- 0,465 (0,196)	- 0,0046 (0,196)	- 0,156 (0,196)	0,065 (0,196)	- 0,238 (0,196)	- 0,199 (0,196)	- 0,243 (0,196)
(1) de 6		0,040 (0,196)	- 0,322 (0,196)	- 0,267 (0,196)	0,104 (0,196)	0,174 (0,196)	- 0,316 (0,196)	0,038 (0,196)	- 0,174 (0,196)
(2) de 6		- 0,028 (0,196)	- 0,246 (0,196)	- 0,400 (0,196)	0,0086 (0,196)	0,713 (0,196)	- 0,410 (0,196)	- 0,112 (0,196)	- 0,317 (0,196)

* Entre paréntesis figuran los errores standard.

justifica por el retraso con que los agentes adaptan sus expectativas a la nueva situación.

4.4. *Bienes comercializables y no comercializables*

Los resultados de la sección anterior parecen apoyar la idea de que las autoridades tienen la posibilidad de controlar en buena medida la dispersión de los precios mediante el diseño de reglas de política monetaria compatibles con algún objetivo definido sobre esta variable.

Sin embargo, esto no respondería a la realidad en el caso de que no pudiera justificarse que una parte significativa del movimiento de los precios relativos nacionales responde a factores económicos internos. Es decir, en el contexto de una economía abierta, aún con tipos de cambio flexibles, es plausible pensar que disminuye la posibilidad de control de la variabilidad de los precios relativos de los bienes que directa o indirectamente se ven influenciados por el comercio internacional. Cuanto más alta sea la participación de estos bienes en el indicador global de variabilidad, menor será la capacidad de actuación de las autoridades nacionales.

Resulta, por tanto, procedente distinguir entre bienes comercializables y no comercializables, computar el peso específico de los primeros en la dispersión total de las tasas de variación de los precios relativos y contrastar, finalmente, la verosimilitud de las hipótesis de no identidad de los factores que influyen sobre la variabilidad de los precios en uno y otro subconjunto de bienes.

Definiremos el conjunto de bienes comercializables como el formado por aquellas rúbricas del *IPC* que son mercancías susceptibles de intercambio internacional y que no están sometidas a régimen de comercio de estado. De este modo el conjunto *NC*, que no es más que el complementario de *C* respecto al total de las 58 rúbricas, lo constituyen en su gran mayoría los servicios y las mercancías cuyo comercio regula directamente el Sector Público. Puede observarse que estas definiciones parecen las más coherentes desde el punto de vista de la utilización de la hipótesis de dependencia de la variabilidad de los precios relativos respectivos de factores internos como criterio discriminador.

Sea entonces:

$$DP_t^j = \sum_{i \in J} \alpha_i^j (P_{it} - P_{it-1}), \quad J : C, NC, \quad t : 1, \dots, N$$

$$VP_t^j = \sum_{i \in J} \alpha_i^j (DP_{it} - DP_t^j)^2$$

$$J : C, NC, \quad t : 1, \dots, N$$

con

$$\alpha_i = \frac{w_i}{\sum_{i \in J} w_i}$$

Podemos escribir ahora:

$$DP_t = \beta DP_t^C + (1 - \beta) DP_t^{NC}, \quad t: 1, \dots, N$$

$$VP_t = VPR_t + \beta VP_t^C + (1 - \beta) VP_t^{NC}, \quad t: 1, \dots, N$$

con

$$\beta = \sum_{iec} w_i$$

DP_t^J y VP_t^J son indicadores de la tasa de inflación y la variabilidad de los precios relativos respectivamente, correspondientes al conjunto de bienes J ($J = C, NC$) VPR_t por su parte mide la variabilidad «interconjuntos» y viene expresada por la fórmula¹⁰:

$$VPR_t = \beta (DP_t^C - DP_t)^2 + (1 - \beta) (DP_t^{NC} - DP_t)^2$$

En el cuadro 8 se recoge la importancia relativa ponderada de cada subconjunto en la variabilidad total de los precios relativos para las distintas observaciones trimestrales del período 1976-1983.

Se observa, en primer lugar, la escasa importancia de la varianza entre conjuntos (VPR_t) y un cierto comportamiento errático de las series. Sin embargo, es inmediata la constatación de la alta cuantía en general del término $\beta \chi VP_t^C / VP_t$ y, en consecuencia, del alto porcentaje de la variabilidad total que se debe al conjunto de bienes comercializables.

Vista la importancia relativa de estos bienes en la variabilidad total, es de interés tratar de identificar los factores que influyen sobre el indicador VP_t^C .

En el cuadro 9 aparecen los resultados de la estimación de las ecuaciones:

$$VP_t^C = f_0 + f_1 (DP_t^C)^2 + \varepsilon_t \quad [10]$$

$$VP_t^C = g_0 + g_1 (DP_t^C)^2 + g_2 (DP_{t-1}^C)^2 + \varepsilon_t \quad [11]$$

$$VP_t^C = h_0 + h_1 (EDP_t^C)^2 + h_2 (DP_t^C - EDP_t^C)^2 + \varepsilon_t \quad [12]$$

donde se sustituye el término constante por 4 dummies estacionales.

Para obtener la serie EDP_t se ha utilizado el mismo procedimiento que se empleó para el conjunto global de bienes, obteniéndose para DP_t^C un modelo univariante muy simple pero que se ajusta de forma satisfactoria¹¹:

$$DP_t^C = 0,0467 \xi_t^{I/77} + 0,0452 \xi_t^{II/77} + 0,0573 \xi_t^{III/77} + N_t$$

(0,013) (0,013) (0,013)

$$\nabla_4 N_t = (1 - 0,85B^4)_a$$

(0,07)

¹⁰ Véase Theil (1967).

¹¹ Véase Buisán, A. y Restoy, F. (1985). Entre paréntesis figuran los errores standard.

CUADRO 8
 Proporciones de VP_t debidas a cada uno de sus componentes*

Fecha	$\beta\chi VP_t^C/VP_t$	$(1 - \beta)\times VP_t^{NC}/VP_t$	VPR_t/VP_t
2/76	0,087	0,829	0,084
3/76	0,697	0,303	0,000
4/76	0,270	0,696	0,034
1/77	0,702	0,254	0,044
2/77	0,750	0,124	0,126
3/77	0,888	0,198	0,104
4/77	0,956	0,044	0,000
1/78	0,519	0,453	0,028
2/78	0,221	0,727	0,052
3/78	0,846	0,154	0,000
4/78	0,882	0,118	0,000
1/79	0,662	0,338	0,000
2/79	0,517	0,420	0,063
3/79	0,413	0,581	0,006
4/79	0,883	0,117	0,000
1/80	0,473	0,509	0,018
2/80	0,734	0,266	0,000
3/80	0,301	0,643	0,006
4/80	0,565	0,427	0,008
1/81	0,359	0,629	0,002
2/81	0,504	0,494	0,002
3/81	0,211	0,591	0,208
4/81	0,781	0,217	0,004
1/82	0,630	0,370	0,000
2/82	0,808	0,171	0,021
3/82	0,779	0,178	0,043
4/82	0,810	0,189	0,001
1/83	0,735	0,274	0,001
2/83	0,826	0,167	0,007
3/83	0,577	0,301	0,122
4/83	0,492	0,501	0,007

* $\beta = 0,459$

CUADRO 9

	(1)*	(2)*	(3)*
$(DP_t^C)^2$	0,84 (2,73)	0,108 (0,35)	
$(DP_{t-1}^C)^2$		1,22 (3,43)	
$(EDP_t^C)^2$			1,57 (3,52)
$(DP_t^C - EDP_t^C)^2$			6,89 (2,2)
R^2	0,25	0,54	0,45
\bar{R}^2	0,14	0,45	0,32
$\hat{\sigma}$	$0,33 \times 10^{-2}$	$0,32 \times 10^{-2}$	$0,29 \times 10^{-2}$
F	2,22	4,83	3,42

CUADRO 9 (continuación)

	(1) *	(2) *	(3) *
DW	1,60	2,17	1,61
W_4	1,69	1,18	1,12
$\chi^2_{LM}(4)$	3,40	4,04	7,02

* Presenta variables dummy estacionales.

Como se observa resulta imprescindible la intervención de la serie en tres momentos con objeto de paliar el efecto distorsionador de las anomalías encontradas.

Las estimaciones de [10] y [11] muestran para el caso del conjunto agregado una correlación significativa entre el indicador de inflación y el de variabilidad que sólo se hace patente con un período de retraso.

La distinción entre inflación anticipada y no anticipada también parece acertado por la distinta cuantía del coeficiente estimado correspondiente, si bien ambos términos son significativos. En cualquier caso, el comportamiento residual de esta estimación cuestiona la validez de estos resultados.

Para probar el ajuste del modelo de Parks y, en consecuencia, la identidad de los factores explicativos de la variabilidad total con la de los bienes comercializables, es necesario acudir a una reformulación analítica del modelo¹².

La forma estructural del sistema será ahora:

$$\begin{aligned} Y_{it}^S &= C_i^C + \beta_i^C(P_{it} - EP_t^C) + \gamma_i^C t \\ Y_{it}^D &= \theta_i^C + \alpha_i^C P_{it} + \eta_i^C M_t + \rho_{it}^C \quad \forall i \in C, \quad t = 1, \dots, N \end{aligned}$$

Utilizando los mismos supuestos que en el caso del conjunto agregado y desarrollando analíticamente la expresión del precio de equilibrio se obtiene:

$$\begin{aligned} VP_t^C &= B_0^C + B_1^C(EDP_t^{NC} - EDP_t^C) + B_2^C(DP_t^C - EDP_t^C)^2 + \\ &+ B_3^C(DM_t - DP_t^C)^2 + B_4^C(EDP_t^{NC} - EDP_t^C) + B_5^C(DP_t^C - EDP_t^C) + \\ &+ B_6^C(DM_t - DP_t^C) + Z_t, \dots \end{aligned} \quad [13]$$

con

$$\begin{aligned} Z_t &= B_7^C(EDP_t^{NC} - EDP_t^C)(DP_t^C - EDP_t^C) + \\ &+ B_8^C(EDP_t^{NC} - EDP_t^C)(DM_t - DP_t^C) + \\ &+ B_9^C(DP_t^C - EDP_t^C)(DM_t - DP_t^C) \end{aligned}$$

¹² Véase Blejer y Leiderman (1982).

siendo EDP_t^{NC} el incremento del índice de precios del conjunto de bienes no comercializables anticipado por los agentes.

Bajo los supuestos utilizados B_0^C , B_1^C , B_2^C , B_3^C , B_7^C , B_8^C y B_9^C son positivos, dependiendo el signo de los demás parámetros del valor de los coeficientes de los términos de tendencia.

En concreto:

$$B_5^C \geq 0 \quad \text{si} \quad \gamma_i^C - \rho_i^C \geq 0 \quad \forall i \in C$$

$$B_4^C, B_6^C \geq 0 \quad \text{si} \quad \gamma_i^C - \rho_i^C \geq 0 \quad \forall i \in C$$

En el cuadro 10 se pueden apreciar los resultados obtenidos estimando por M.C.O. la ecuación [13]. Se ha supuesto adicionalmente que Z_t es constante en el período de análisis y se ha sustituido B_0 por las cuatro dummies trimestrales¹³.

Lo más llamativo es, sin duda, la no significatividad conjunta de la regresión al 5 por 100 y el cambio de signo en el coeficiente estimado del término cuadrático de los saldos reales en poder del público.

CUADRO 10

	(1) *	(2) *
$(EDP_t^{NC} - EDP_t^C)^2$	10,79 (3,42)	9,89 (2,34)
$(DP_t^C - EDP_t^C)^2$	6,72 (1,71)	8,27 (2,29)
$(DM_t - DP_t^C)^2$	-3,16 (-1,21)	-2,14 (-0,90)
$(EDP_t^{NC} - EDP_t^C)$	0,02 (0,15)	0,16 (0,13)
$(DP_t^C - EDP_t^C)$	-0,06 (-0,57)	-0,76 (-0,62)
$(DM_t - DP_t^C)$	-0,04 (-0,36)	0,043 (0,5)
$(EDP_t^C)^2$		-18,264 (2,02)
(EDP_t^C)		2,11 (2,09)
R^2	0,55	0,69
\bar{R}^2	0,30	0,44
$\hat{\sigma}$	$0,31 \times 10^{-2}$	$0,37 \times 10^{-2}$
F	2,18	2,82

¹³ La serie EDP_t^{NC} es obtenida a partir del modelo:

$$\nabla \nabla_4 DP_t^{NC} = (1 - 0,84B)(1 - 0,70B^4)a_t$$

(0,107) (0,143)

CUADRO 10 (continuación)

	(1) *	(2) *
DW	1,8	1,87
W_4	1,57	2,07
$\chi^2_{LM(4)}$	2,54	2,10
F^{**}		3,5

* Presenta variables dummy estacionales.

** F^* es el estadístico F construido para contrastar la hipótesis nula de no significatividad conjunta de $(EDP_t^c)^2$ y EDP_t^c .

Este último resultado se mantiene al incluir los términos $(EDP_t^c)^2$ y (EDP_t^c) presentando además un nuevo cambio de signo en el primero de estos regresores. En cualquier caso, el test F (F^*) de significatividad conjunta de estas variables muestra de nuevo valores de no rechazo de la hipótesis nula.

Por lo tanto, como parecía probable, la consideración del conjunto de bienes comercializables reduce sensiblemente el grado de dependencia entre la variabilidad de las tasas de variación de los precios relativos y las variaciones de la cantidad de dinero en términos reales.

Permanece, como se observa, un cierto nivel de correlación entre VP_t^c y la parte de la inflación no anticipada, si bien la importancia relativa de esta variable como factor explicativo es inferior a la encontrada para el conjunto global de bienes.

De cualquier forma, el modelo utilizado no parece ser el adecuado para explicar la dispersión de los precios de los bienes que participan en el comercio internacional.

Este resultado no es en absoluto sorprendente si se tiene en cuenta las implicaciones de la forma estructural del modelo utilizado. Además de la operativa pero evidente simplicidad de la especificación de las ecuaciones de oferta y demanda en cada mercado¹⁴, esta última recoge un efecto real que es exclusivamente nacional. En consecuencia la condición de equilibrio del mercado impuesta para obtener la forma reducida implica únicamente exceso de demanda doméstica igual a cero. Este supuesto simplificador puede ser instrumentalmente válido para la consideración de la economía en su conjunto, pero no cuando se considera de forma expresa aquel subconjunto de bienes cuyos precios pueden depender, en gran medida, de factores económicos no nacionales.

Queda abierta, por lo tanto, la necesidad de encontrar una especificación adecuada que explique la variabilidad de este tipo de bienes que, sin duda, deberá recoger variables internacionales lógicamente ajenas a las posibilidades de control de las autoridades del país considerado¹⁵. El aliciente máximo de esta

¹⁴ La no consideración de efectos precio cruzados, puede ser el supuesto más restrictivo.

¹⁵ Blejer y Leiderman (1982) obtienen buenos resultados intentando explicar la variabilidad de los precios relativos mejicanos con la de los precios norteamericanos.

tarea se encuentra en la importante participación relativa de estos bienes en la dispersión total de los precios relativos.

5. Síntesis de resultados

En este trabajo se ha mostrado cómo los datos de la economía española permiten mantener la hipótesis de una correlación significativa entre la dispersión de las tasas de variación de los precios relativos y el índice de inflación. Se ha mostrado además, que la forma de la distribución de las tasas de variación de los precios individuales no es independiente de su media y que, en consecuencia, cabe rechazar la hipótesis de normalidad de esta distribución y la constancia de su forma para distintos niveles de inflación. Estos resultados son coherentes con la atribución de efectos reales negativos, desde el punto de vista social, a los altos niveles de inflación, en la medida en que se acepte la influencia de las dispersiones de los precios relativos sobre el sistema de señales y el grado de incertidumbre existentes en la economía. No ha sido posible establecer de forma concluyente el sentido de la relación causal, no pudiéndose rechazar la hipótesis de simultaneidad. Sin embargo, se ha ofrecido evidencia de que la variabilidad de las tasas de variación de los precios relativos depende, en buena medida, del grado de frustración de las expectativas sobre el incremento del nivel general de precios y de la variación de los saldos reales en poder del público.

De estos resultados pueden derivarse argumentos contrarios a la justificación de políticas discrecionales que sorprendan las expectativas de los agentes. Sin embargo, cabe matizar esta implicación desde dos puntos de vista. El primero, lo constituye el problema técnico de grados de libertad proveniente de la ausencia de un número satisfactorio de observaciones que se encuentra presente en buena parte de las estimaciones econométricas. El segundo es la posibilidad, en absoluto contradictoria con los resultados obtenidos de que una parte importante de los precios nacionales evolucionen influenciados por factores no estrictamente domésticos. Un test de verificación de este extremo ha ofrecido resultados en esta dirección y ha subrayado la previsible singularidad del comportamiento de los precios relativos de los bienes afectados por el comercio internacional.

Referencias

- Ashley, R. (1981): «Inflation and the Distribution of Price Changes Across Markets: A Causal Analysis», *Economic Inquiry*, vol. 19, núm. 4.
- Barro, R. (1976): «Rational Expectations and the Role of Monetary Policy», *J. Monetary Economics*, vol. 2, núm. 1.
- Blejer, M. (1981): «The Dispersion of Relative Commodity Prices and the Demand for Money under Very Rapid Inflation», *J. Development Economics*, vol. 9, núm. 3.
- Blejer, M. y Leiderman, L. (1982): «Inflation and Relative Price Variability in the Open Economy», *European Economic Review*, 18.
- Blejer, M. (1980a): «On the Real Effects of Inflation and Relative Price Variability: Some Empirical Evidence», *R. of Economic and Statistics*, vol. 62, núm. 2.
- Blejer, M. (1980b): «Relative Price Variability and Output-Inflation Trade-offs on an Open Economy», mimeo.

- Buisán, A. y Restoy, F.: «Inflación y variabilidad de los precios relativos en España 1976-1983». Mimeo, Instituto de Estudios Fiscales.
- Canada (Department of Finance) (1978): *Canada's Recent Inflation Experience*, noviembre.
- Chambers, E. y Dunn, J. (1977): *New Canada Evidence on Relative Price Behaviour since, 1950*, presentado al 11º Meeting de la Canadian Economic Association, junio.
- Cukierman, A. (1979): «The Relationships between Relative Prices and the General Price Level: A Suggested Interpretation», *American Economic Review*, vol. 64, núm. 3.
- Cukierman, A. y Watchel, P. (1979): «Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation: Theory and Evidence», *American Economic Review*, vol. 69, núm. 4.
- Fisher, S. (1981): «Towards an Understanding of the Cost of Inflation II», *Brooking Papers on Economic Activity*.
- Friedman, M. (1975): «Perspectives on Inflation», *Newsweek*, 24 junio.
- Friedman, M. (1977): «Nobel Lecture: Inflation and Unemployment», *J. of Political Economy*, vol. 85, núm. 3.
- Frish, H. (1977): «Inflation Theory: 1963-1975: A Second Generation Survey», *J. Economic Literature*, vol. 15, núm. 4.
- Glejser, H. (1965): «Inflation, Productivity and Relative Prices. A Statistical Study», *R. of Economics and Statistics*, vol. 47, núm. 1.
- Graham, F. (1930): *Exchange, Prices and Production in Hyperinflation Germany, 1920-23*, Princeton, U.P.
- Greenspan, A. (1974): «A General View of Inflation in the United States», en *Inflation in the U.S. Causes and Consequences*, Nueva York.
- Hercowitz, L. (1981): «Money and the Dispersion of Relative Prices», *J. of Political Economy*, vol. 89, núm. 2.
- Hesselman, L. (1983): «The Macroeconomic Role of Relative Price Variability in the USA and the UK», *Applied Economics*, vol. 15.
- Jaffe, D. y Kleiman, E. (1977): «The Welfare Implications of Uneven Inflation», en *Inflation Theory and Anti-inflationary Policy* ed. E. Lundberg, MacMillan, Londres.
- Jevons, W. S. (1909): *Investigation in Currency and Finance*, Londres.
- Lucas, R. (1973): «Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs», *American Economic Review*, vol. 63, núm. 3.
- Marquez, J. y Vining, D. (1982): *Inflation and Relative Price Behavior*, Discussion Paper, núm. 500. Department of Economics. University of Pennsylvania.
- Okun, A. (1975): «Inflation: Its Mechanisms and Welfare Costs», *Brooking Papers on Economic Activity*, núm. 2.
- Pagan, A. R. y Trivedi, A. D. (1983): «Assesing the Variability of Inflation», *R. of Economic Studies*, vol. 68, núm. 3.
- Parks, R. (1978): «Inflation and Relative Price Variability», *J. of Political Economy*, vol. 86, núm. 1.
- Sims, C. (1972): «Money, Income and Causality», *American Economic Review*, vol. 62, núm. 4.
- Solow, R. (1979): «What we know, and Don't Know About Inflation», *Technology Review*, vol. 81.
- Taylor (1981): *On the Relation between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate*, Carnegie-Rochester Conference on Public Policy.
- Theil, H. (1967): *Economics and Information Theory*, Rand McNally, Chicago.
- Treadway, A. B. (1982): «La inflación y la política monetaria españolas: Aplicaciones del enfoque Box-Jenkins», *Cuadernos Económicos del ICE*, núms. 11 y 12.
- Vining, D. y Elwertowski, T. (1976): «The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level», *American Economic Review*, vol. 66, núm. 4.
- White, H. (1980): «A Heterokedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heterokedasticity», *Econometrica*, 48.

Abstract

This paper attempts to obtain evidence about the existing relationship between the rate of inflation and the relative price change variability in the Spanish economy. An expectations

hypothesis allows to show how the anticipated and non anticipated components of the rate of inflation have a different influence over the defined dispersion indicator. The results from the estimation of a standard multimarket framework reduced-from for the global set of goods and a subset of traded goods support the singularity of causing factors of relative price variability in the former set of goods.

Recepción del original, octubre de 1985.
Versión final, marzo de 1986.