

## **Análisis de la estructura de la inflación de las regiones españolas: la metodología de Ball y Mankiw\***

María Ángeles Caraballo y Carlos Usabiaga<sup>2</sup>

**RESUMEN:** En este trabajo se analiza la incidencia de la distribución de los cambios de precios sobre la inflación de las comunidades autónomas españolas (1994-2001). Especialmente, se presta atención al papel jugado por la variabilidad y la asimetría. La metodología seguida se basa en los modelos de coste de menú de Ball y Mankiw. En general se concluye que el comportamiento de las comunidades autónomas es muy homogéneo en cuanto a la «estructura» de la inflación. Asimismo, la significatividad de la variabilidad y de la asimetría pone de manifiesto la vulnerabilidad de la inflación respecto a los shocks de precios relativos.

**Clasificación JEL:** E31.

**Palabras clave:** Inflación, distribución de los cambios de precios, variabilidad, asimetría, curtosis.

### **Analysis of the inflation structure of Spanish regions: The Ball and Mankiw methodology**

**ABSTRACT:** In this paper we analyze the incidence of the distribution of price changes on the inflation rate of Spanish regions (1994-2001). Especially, we pay attention to the role of variability and skewness. The methodology applied is based on the menu cost models developed by Ball and Mankiw. In general, we conclude that the behaviour of the regions is very homogeneous with respect to the «structure» of inflation. The significance of variability and skewness also shows the vulnerability of inflation to relative price shocks.

---

*Agradecimientos:* Agradecemos los comentarios recibidos, respecto a versiones previas de este trabajo, en el Workshop de Macroeconomía de centrA (2003) —especialmente de Javier J. Pérez—, las XXVII y XXIX Reunión de Estudios Regionales, el VI Encuentro de Economía Aplicada, el XXVIII Simposio de Análisis Económico, y de los evaluadores de Investigaciones Regionales. Una versión previa de este trabajo apareció como Documento de Trabajo de centrA (n.º E2003/44). Por supuesto, las carencias que persistan son de nuestra entera responsabilidad.

Dirección para correspondencia: *Carlos Usabiaga*, Catedrático de Economía Aplicada, Universidad Pablo de Olavide, Departamento de Economía, Carretera de Utrera, Km. 1, 41013 Sevilla. E-mail: *cusaiba@dee.upo.es*. Teléfono: 954 349 358. Fax: 954 349 339.

*Recibido: 23 de septiembre de 2003 / Aceptado: 18 de octubre de 2004.*

**Keywords:** Inflation, distribution of price changes, variability, skewness, kurtosis.

**JEL classification:** E31.

## 1. Introducción

La rigidez nominal de los precios es uno de los supuestos más debatidos de la macroeconomía, existiendo múltiples teorías que pretenden justificarla. En este artículo nos centramos en los modelos de coste de menú de la Nueva Economía Keynesiana, concretamente en la línea de contrastación empírica propuesta por Ball y Mankiw (1994, 1995), quienes intentan explicar a partir de los modelos de coste de menú por qué un shock de oferta que afecta a los precios relativos también afecta a la tasa de inflación promedio, mientras que en un marco de perfecta flexibilidad de precios los precios relativos no afectan a la inflación.

A continuación expondremos las líneas argumentales de estos trabajos. Parten de un modelo de competencia monopolística con empresas que soportan costes de menú cuando ajustan sus precios. Así, un shock de oferta se traduce en un cambio de su precio relativo óptimo, pero las empresas sólo desean cambiar el precio si el beneficio derivado del ajuste supera al coste del mismo. Estos trabajos también suponen que los shocks de oferta generan una distribución de los cambios de precios deseados por las empresas<sup>1</sup>. A partir de aquí, se plantean dos escenarios de inflación: un contexto de inflación sin tendencia —Ball y Mankiw (1995)—, y un contexto de inflación con tendencia —Ball y Mankiw (1994)—:

- a) Inflación sin tendencia o inflación estable, próxima a cero. En este caso, si la distribución de los cambios de precios deseados de las empresas de un sector o área geográfica es simétrica alrededor de cero, como los costes de ajuste de los precios difieren de una empresa a otra, habrá un rango de inactividad de las empresas alrededor de cero; pero las empresas que estén en las colas de la distribución aumentarán su precio si están en la cola de la derecha o lo disminuirán si están en la de la izquierda. Como la distribución es simétrica, un shock que afecte a ese sector o área geográfica no afectará al nivel general de precios, porque los aumentos de precios se compensarán con las reducciones. Sin embargo, si la distribución de los cambios de precios está sesgada hacia la derecha (izquierda), la cola de la izquierda es más pequeña (grande) que la de la derecha, con lo que el efecto neto de un shock será un aumento (disminución) de los precios. Por ello, una implicación a contrastar del modelo de costes de menú es la asociación positiva entre la inflación media y la asimetría de la distribución de los cambios de precios deseados. Por su parte, una mayor variabilidad<sup>2</sup> magnificará los efectos de la asimetría, al aumentar el

<sup>1</sup> Un problema para la contrastación empírica de estos modelos es que no podemos observar la distribución de los cambios de precios deseados por las empresas, sino sólo los cambios de precios observados.

<sup>2</sup> La variabilidad de los precios relativos se refiere a la varianza o la desviación típica de la distribución.

peso relativo de las colas; sin embargo, si la distribución de los cambios de precios deseados es simétrica, un aumento de la variabilidad aumenta ambas colas por igual, por lo que el cambio en la variabilidad no afecta a la inflación.

- b) Inflación media con tendencia. En este caso, ante un shock negativo una empresa o bien paga el coste de menú o bien deja que la inflación erosione su precio relativo hasta alcanzar el nivel deseado. Cuanto más elevada es la inflación, más rápido será el proceso de erosión, y menos probable será que la empresa pague el coste de menú. Por tanto, la inflación positiva reduce el tamaño de la zona para la que las empresas pagan el coste de menú y disminuye su precio. Por el contrario, ante un shock positivo, al ser la inflación también positiva, si la empresa no paga el coste de menú cada vez será mayor la brecha entre su precio actual y el precio óptimo, por lo que es más probable que la empresa pague el coste de menú y aumente su precio, aumentando la cola de la derecha. En suma, en un marco de inflación con tendencia existe rigidez de precios a la baja. Por su parte, un aumento de la variabilidad de la distribución de los shocks aumenta en valores absolutos la cola de la derecha con respecto a la izquierda, por lo que la inflación aumenta con independencia de la asimetría de la distribución de los shocks.

En definitiva, se concluye que, bajo este marco teórico, si la inflación promedio es próxima a cero la relación inflación-asimetría es más fuerte que la relación inflación-variabilidad, mientras que para una inflación promedio elevada es más fuerte la relación inflación-variabilidad.

En cuanto a los resultados empíricos obtenidos en esta línea de trabajo, en el cuadro de la página siguiente sintetizamos las aportaciones más relevantes.

El análisis que planteamos tiene diversas aplicaciones. En primer lugar, un conocimiento más profundo del comportamiento de la inflación (momentos) facilitará un control más efectivo de la misma. Así, ante un shock de precios relativos, si estas variables —variabilidad y asimetría—, o algunas de sus transformaciones, afectan a la inflación, esto puede significar que nuestra economía es vulnerable desde esta óptica. Siguiendo este enfoque, en nuestro trabajo intentaremos determinar si se observa alguna Comunidad Autónoma (CA) especialmente vulnerable en este sentido, que esté dificultando el control de la inflación a nivel nacional, o bien si el comportamiento de las CC.AA. es homogéneo en este campo. Una segunda aplicación se refiere al cálculo de la inflación subyacente: si la forma de la distribución de los shocks de los precios relativos sólo tiene un efecto transitorio sobre la inflación, un posible enfoque para medir la inflación subyacente consiste en eliminar de la inflación los efectos transitorios introducidos por la asimetría —véase Aucremanne *et al.* (2002)—. Finalmente, este tipo de análisis puede contribuir también a la contrastación de si la rigidez de precios a la baja es un fenómeno exógeno —Tobin (1972)—, o bien es una respuesta de agentes optimizadores que se enfrentan a costes de menú en un contexto inflacionario —véase Hall y Yates (1998) y Aucremanne *et al.* (2002)—. A pesar de todas estas utilidades, la aproximación de Ball y Mankiw (1995) ha sido escasamente aplicada a la economía española.

## EVIDENCIA EMPÍRICA

<i>Autores</i>	<i>Datos</i>	<i>Resultados</i>	<i>Otras aplicaciones</i>
Ball y Mankiw (1995)	EE.UU., 1949-1989, datos anuales, precios industriales	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Asociación positiva inflación/asimetría más fuerte que inflación/variabilidad.</li> </ul>	Curva de Phillips a corto plazo. Causalidad inflación-asimetría.
Debelle y Lamont (1997)	Ciudades de EEUU, 1954-1986, datos anuales, precios industriales	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Asociación positiva inflación/asimetría no significativa.</li> <li>• Asociación positiva inflación/variabilidad significativa.</li> </ul>	
Lourenco y Gruen (1995)	Australia, 1970-1992, datos trimestrales, precios consumo, precios industriales.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Inflación anual menor que 4-5%: relación inflación/asimetría más fuerte que relación inflación/variabilidad.</li> <li>• Inflación anual mayor que 4-5%: relación inflación/variabilidad más fuerte</li> </ul>	Causalidad inflación-variabilidad. Variables instrumentales
Amano y Macklem (1997)	Canadá, 1962-1994, datos anuales, datos trimestrales, precios industriales.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Asociación positiva inflación/asimetría.</li> <li>• No asociación fuerte inflación/variabilidad.</li> </ul>	Causalidad inflación-variabilidad e inflación-asimetría. Test de causalidad de Granger.
Hall y Yates (1998)	Gran Bretaña, 1975-1996, datos mensuales, precios consumo	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Asociación inflación/asimetría más débil que inflación/variabilidad.</li> </ul>	Causalidad inflación-variabilidad e inflación-asimetría. Test de causalidad de Granger
Aucremanne <i>et al.</i> (2002)	Bélgica, 1976-2000, datos mensuales, precios consumo.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Asociación positiva inflación/asimetría con independencia de inflación promedio.</li> <li>• Asociación positiva inflación/variabilidad.</li> </ul>	Estimadores robustos de la inflación subyacente
Döpke, J. y Pierdzioch, C. (2003)	Alemania, 1969-2000, datos anuales, precios consumo, precios industriales.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Asociación positiva inflación/asimetría.</li> </ul>	Curva de Phillips a corto plazo
Otros trabajos relacionados	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Loungani y Swagel (1995): 13 países de la OCDE, datos anuales. Asociación positiva inflación/asimetría.</li> <li>• Bryan y Cecchetti (2001): Latinoamérica, países de alta inflación. Asociaciones positivas inflación/variabilidad e inflación/asimetría, relación negativa inflación/curtosis.</li> <li>• Sobczak (1998): España, 1975-1997, datos mensuales IPRI. Análisis de la influencia del ajuste de los precios relativos (tomando como proxy la asimetría y la desviación típica de la distribución de precios) sobre la desinflación de 1996-1997: se observa una influencia muy débil.</li> <li>• Álvarez y Matea (1999): España, 1987:1-1998:9, datos mensuales, tasa de inflación interanual del IPC. Indicadores para la inflación subyacente.</li> </ul>		

En esencia, nuestro trabajo, que sigue la metodología de los momentos *à la* Ball y Mankiw, pretende abordar la cuestión de si los costes de menú son plausibles para la economía española, y detectar si existe homogeneidad o no de las CC.AA. en este terreno. La estructura del resto de nuestro trabajo es la siguiente: En la sección 2 exponemos los datos y variables básicas de nuestro análisis, la metodología que seguimos y los resultados básicos obtenidos de nuestra aproximación a Ball y Mankiw (1995).

La sección 3 analiza el papel de la curtosis y la introducción de dos variables reales (desempleo y producción) como variables de control. Tras el análisis realizado a nivel de CA, la sección 4 estudia si las CC.AA. presentan o no un comportamiento homogéneo en el campo que analizamos. La sección 5 cierra nuestro trabajo con las principales conclusiones del mismo y sus posibles extensiones. Por último, el Apéndice 1 aborda la consideración de medidas alternativas de variabilidad y asimetría, y el Apéndice 2 explica el análisis de causalidad realizado.

## 2. Datos, variables básicas, metodología y especificación base<sup>3</sup>

Nuestro periodo de análisis es 1994.01-2001.12; periodo caracterizado por una tasa de inflación mensual media en torno al 0,25%, e inferior en términos anuales al 5%. Hemos elegido este periodo de baja inflación porque en torno al 4-5% anual se sitúa el límite máximo de inflación para el que el modelo estudiado predice una fuerte relación inflación-asimetría.

Los datos básicos empleados provienen de las series de las tasas de variación mensual de los índices de precios, desagregadas por CC.AA. y bienes y servicios (33 subgrupos), elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La ponderación de cada subgrupo por CC.AA. es la que ofrece el INE (proporción del gasto efectuado en ese artículo respecto al gasto total efectuado por los hogares). El INE mantiene constante esa ponderación para el periodo estudiado. Para este tipo de trabajos, en los que se intenta contrastar modelos de rigidez de precios, el que no cambie la ponderación resulta ventajoso, ya que si no fuera el caso los índices de precios podrían variar simplemente por un cambio de las ponderaciones.

Somos conscientes de las limitaciones de los datos empleados, ya que los índices enmascaran información al agregar; no obstante, estos problemas no son subsanables, dada la extrema dificultad que supone intentar trabajar con precios a nivel de empresa en este tipo de estudios. No es de extrañar por ello que todos los trabajos comentados en la sección anterior utilicen índices de precios. Otros problemas están relacionados con la ponderación: si en una economía existe rigidez en algunos sectores, pero no en otros, con los datos ponderados sólo captaremos la existencia de rigidez en los sectores que presenten una ponderación alta según el criterio de ponderación utilizado. En nuestro trabajo nos concentramos en los resultados obtenidos para las variables ponderadas, porque nuestro principal objetivo es la detección de dificultades globales para el control de la inflación promedio, más que determinar si la rigidez de precios resulta relevante para un determinado sector. A pesar de ello, también hemos desarrollado un análisis paralelo para las variables sin ponderar, y en algunos puntos del trabajo comparamos ambos tipos de resultados.

<sup>3</sup> A lo largo de este trabajo se hace referencia a diversos resultados que no hemos recogido en el mismo de forma explícita por no hacer la exposición demasiado farragosa. Tanto estos resultados como los datos utilizados, antes y después de desestacionalizarlos, están disponibles previa petición a los autores.

Pasemos a definir algunas de las variables esenciales en nuestro análisis<sup>4</sup>. Como aproximación a los momentos de la distribución de los shocks utilizamos el segundo y el tercer momento de sección cruzada de la distribución de los cambios de precios. Las expresiones de la desviación típica para cada CA ( $S_{jt}$ ) y de la asimetría para cada CA ( $A_{jt}$ ) son las siguientes:

$$S_{jt} = \left[ \sum_{i=1}^n w_{ij} (\pi_{ijt} - \pi_{jt})^2 \right]^{0.5}; A_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^n w_{ij} (\pi_{ijt} - \pi_{jt})^3}{(S_{jt})^3}$$

donde  $\pi$  hace referencia a la tasa de inflación,  $i$  a los bienes,  $j$  a las CC.AA. y  $t$  a los periodos temporales. Así,  $\pi_t$  es la inflación nacional en el periodo  $t$ ;  $\pi_{jt}$  es la inflación de la CA  $j$  en el periodo  $t$ ;  $\pi_{it}$  es la inflación a nivel nacional del subgrupo  $i$  en el periodo  $t$ ;  $\pi_{ijt}$  es la inflación del subgrupo  $i$  en la CA  $j$  en el periodo  $t$ ; y  $w_{ij}$  es la ponderación de cada subgrupo  $i$  y CA  $j$  empleada por el INE para construir el *Índice de Precios de Consumo* (IPC) de cada CA en todo este periodo.

Como medida de interacción entre  $S_{jt}$  y  $A_{jt}$  definimos:  $M_{jt} = S_{jt} \cdot A_{jt}$ . Si la distribución es simétrica,  $M_{jt}$  toma un valor nulo con independencia de la desviación típica, pero para otro valor de la asimetría el valor de esta variable -en valores absolutos- está positivamente correlacionado con la desviación típica; es decir, la desviación típica magnifica el valor de la asimetría.

A continuación expondremos algunos aspectos de la metodología empírica seguida. En primer lugar, como los datos son mensuales, presentan un fuerte componente estacional, que hemos eliminado mediante el procedimiento X-12 ARIMA. Todos los resultados que presentamos en nuestro trabajo se refieren a las variables desestacionalizadas mediante este método.

Por otro lado, como en nuestro análisis utilizamos básicamente los momentos de la inflación, pensamos que podrían surgir problemas de multicolinealidad. Para estudiar este aspecto, calculamos los coeficientes de correlación entre la desviación típica y la asimetría para todas las CC.AA., observando que varía entre el 0,04 de Ceuta y Melilla y el 0,24 de Castilla-La Mancha. Consideramos que estos bajos coeficientes de correlación nos permiten introducir ambas variables conjuntamente en las estimaciones.

También se ha comprobado la estacionariedad de la inflación y sus momentos mediante el test ADF<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Debemos realizar una precisión terminológica. En esta literatura se distingue entre la variabilidad y la dispersión de los precios relativos: la primera se define como la varianza o la desviación típica de la distribución de la tasa de cambio de los precios, mientras que la segunda se refiere a la distribución de los niveles de precios. En general, atendiendo a la disponibilidad de datos empíricos, se suele emplear la variabilidad de los precios relativos, que es la variable que utilizamos en nuestro trabajo.

<sup>5</sup> Para analizar la estacionariedad de las series, hemos estimado mediante MCO la ecuación:

$$\Delta Y_t = \delta + \beta \cdot t + \rho \cdot Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde  $p$  es el número de retardos suficiente para eliminar la autocorrelación en los residuos. A partir de aquí, seguimos los pasos habituales. La única CA que presenta problemas de estacionariedad en las series

A continuación, siguiendo el trabajo de Ball y Mankiw (1995), hemos planteado 5 regresiones para cada CA, y comparamos los  $R^2$  ajustados para estudiar fundamentalmente cuánto contribuye la asimetría a las estimaciones. Inicialmente sólo incluimos un retardo de la inflación y se realiza el test de autocorrelación de los residuos de Breusch-Godfrey hasta el orden 12. Para las CC.AA. en las que aparecen problemas de autocorrelación incluimos un retardo adicional y repetimos el test de Breusch-Godfrey hasta el orden 12, y así sucesivamente; es decir, se incluyen los retardos necesarios de la variable dependiente para evitar los problemas de autocorrelación en los residuos. De este modo, las CC.AA. en las que incluimos un retardo de orden 2 son Cantabria, Cataluña, Ceuta y Melilla, Galicia y Navarra, y en La Rioja incluimos hasta el retardo 7. Debemos reseñar que, aunque en general seguimos este método en nuestro trabajo, en el análisis que recoge el cuadro 1 hemos optado por incluir dos retardos para todas las CC.AA., en lugar de los apuntados, para facilitar así la comparación con el análisis que ofrecemos en la sección 4. En cualquier caso, la inclusión de uno o dos retardos apenas genera diferencias apreciables en cuanto a los resultados que más nos interesan: el signo y la significatividad de las variables y su contribución al  $R^2$  ajustado<sup>6</sup>. El retardo segundo de la inflación no es significativo en ninguna de las 5 estimaciones para las CC.AA., por lo que no ofrecemos los resultados en el cuadro. Las regresiones se realizan mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO)<sup>7</sup> y, como es habitual, el valor del estadístico  $t$  (que aparece entre paréntesis en los cuadros) se corrige por el método de White.

Las regresiones del cuadro 1, siguiendo el orden de las columnas, son las siguientes:

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1^j \pi_{j,t-1} + \beta_2^j \pi_{j,t-2} + \varepsilon_{jt} \quad [1]$$

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1^j \pi_{j,t-1} + \beta_2^j \pi_{j,t-2} + \beta_3^j S_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad [2]$$

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1^j \pi_{j,t-1} + \beta_2^j \pi_{j,t-2} + \beta_4^j A_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad [3]$$

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1^j \pi_{j,t-1} + \beta_2^j \pi_{j,t-2} + \beta_3^j S_{jt} + \beta_4^j A_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad [4]$$

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1^j \pi_{j,t-1} + \beta_2^j \pi_{j,t-2} + \beta_5^j M_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad [5]$$

donde  $j=1 \dots 18$  para todas las ecuaciones.

es Canarias. Así, por ejemplo, para la serie de inflación incluimos inicialmente 4 retardos, y el estadístico del test de Wald alcanza un valor de 4,017, por lo que continuamos aplicando las etapas del test hasta concluir que para esta CA la serie de inflación tiene raíz unitaria sin constante ni deriva. Asimismo, para el resto de los momentos de la distribución, es la única CA que muestra indicios de raíz unitaria.

<sup>6</sup> Los resultados del cuadro 1, cuando se introducen sólo los retardos necesarios para eliminar la autocorrelación de los residuos, aparecen recogidos en Caraballo *et al.* (2003a).

<sup>7</sup> Como es bien conocido, si la variable endógena retardada no está correlacionada con el término de error, se mantienen las propiedades de los estimadores MCO. Para verificar que no existe esa correlación hemos estimado el modelo mediante MCO y hemos comprobado que no se aprecia autocorrelación en los residuos, por lo que mantenemos los estimadores MCO.

74 Caraballo, M. A. y Usabiaga, C.

**Cuadro 1.** Variabilidad y asimetría

<b>Andalucía</b>						<b>Aragón</b>					
$\alpha_j$	0,113 (3,666)	-0,009 (-0,185)	0,104 (3,346)	-0,008 (-0,163)	0,098 (3,232)	$\alpha_j$	0,128 (3,867)	0,035 (2,777)	0,090 (0,551)	0,026 (2,912)	0,092 (3,451)
$\pi_{j,t-1}$	0,480 (4,692)	0,429 (4,301)	0,469 (4,612)	0,424 (4,260)	0,467 (4,700)	$\pi_{j,t-1}$	0,369 (3,544)	0,360 (3,554)	0,316 (3,220)	0,315 (3,252)	0,332 (3,451)
$S_{jt}$		0,199 (2,948)		0,186 (2,734)		$S_{jt}$		0,106 (0,043)		0,077 (1,839)	
$A_{jt}$			0,006 (1,587)	0,005 (1,202)		$A_{jt}$			0,026 (3,741)	0,024 (3,348)	
$M_{jt}$					0,014 (2,574)	$M_{jt}$					0,026 (4,131)
R <sup>2</sup> ajustado	0,234	0,293	0,246	0,297	0,278	R <sup>2</sup> ajustado	0,160	0,203	0,265	0,284	0,286
D - W	2,001	1,923	2,000	1,930	1,967	D - W	1,955	1,933	2,065	2,034	2,048
<b>Asturias</b>						<b>Baleares</b>					
$\alpha_j$	0,125 (3,868)	0,026 (0,488)	0,112 (3,540)	0,031 (0,599)	0,113 (3,619)	$\alpha_j$	0,224 (5,687)	0,090 (1,308)	0,195 (4,852)	0,091 (1,342)	0,191 (4,800)
$\pi_{j,t-1}$	0,450 (4,400)	0,418 (4,139)	0,408 (4,108)	0,387 (3,914)	0,391 (3,907)	$\pi_{j,t-1}$	0,287 (2,746)	0,254 (2,465)	0,291 (2,850)	0,263 (2,588)	0,270 (2,666)
$S_{jt}$		0,131 (2,213)		0,108 (1,856)		$S_{jt}$		0,153 (2,323)		0,125 (1,880)	
$A_{jt}$		0,015 (2,865)	0,014 (2,583)			$A_{jt}$			0,014 (2,358)	0,012 (1,921)	
$M_{jt}$					0,017 (2,960)	$M_{jt}$					0,016 (2,747)
R <sup>2</sup> ajustado	0,211	0,243	0,269	0,288	0,273	R <sup>2</sup> ajustado	0,057	0,100	0,102	0,126	0,120
D - W	1,991	1,941	2,029	1,981	2,037	D - W	1,904	1,976	1,924	1,973	1,938
<b>Canarias</b>						<b>Cantabria</b>					
$\alpha_j$	0,224 (5,132)	0,162 (2,185)	0,220 (4,889)	0,162 (2,181)	0,223 (4,978)	$\alpha_j$	0,217 (5,708)	0,088 (1,441)	0,196 (5,163)	0,083 (1,388)	0,193 (5,098)
$\pi_{j,t-1}$	0,097 (0,929)	0,091 (0,873)	0,093 (0,882)	0,089 (0,850)	0,094 (0,895)	$\pi_{j,t-1}$	0,273 (2,629)	0,267 (2,655)	0,252 (2,477)	0,249 (2,516)	0,254 (2,521)
$S_{jt}$		0,074 (1,050)		0,071 (0,970)		$S_{jt}$		0,168 (2,646)		0,151 (2,403)	
$A_{jt}$			0,003 (0,432)	0,001 (0,187)		$A_{jt}$			0,015 (2,336)	0,013 (2,065)	
$M_{jt}$					0,001 (0,196)	$M_{jt}$					0,019 (2,674)
R <sup>2</sup> ajustado	0,001	0,009	0,001	0,002	0,001	R <sup>2</sup> ajustado	0,054	0,113	0,098	0,144	0,114
D - W	2,011	1,966	1,992	1,960	2,001	D - W	1,963	1,924	1,974	1,934	1,943
<b>C.-La Mancha</b>						<b>C. y León</b>					
$\alpha_j$	0,121 (3,709)	-0,025 (-0,457)	0,107 (3,230)	-0,020 (-0,363)	0,104 (3,179)	$\alpha_j$	0,137 (4,105)	0,059 (1,146)	0,115 (3,443)	0,055 (1,089)	0,115 (3,453)
$\pi_{j,t-1}$	0,482 (4,611)	0,460 (4,602)	0,456 (4,377)	0,447 (4,437)	0,456 (4,417)	$\pi_{j,t-1}$	0,356 (3,461)	0,336 (3,302)	0,355 (3,542)	0,339 (3,395)	0,348 (3,488)
$S_{jt}$		0,208 (3,108)		0,189 (2,725)		$S_{jt}$		0,100 (1,937)		0,081 (1,575)	
$A_{jt}$			0,010 (1,790)	0,006 (1,087)		$A_{jt}$			0,013 (2,433)	0,012 (2,144)	
$M_{jt}$					0,014 (2,107)	$M_{jt}$					0,016 (2,612)
R <sup>2</sup> ajustado	0,218	0,286	0,237	0,288	0,247	R <sup>2</sup> ajustado	0,134	0,159	0,178	0,191	0,186
D - W	1,999	1,941	2,011	1,956	2,010	D - W	2,019	1,997	2,031	2,019	2,030



## Análisis de la estructura de la inflación de las regiones españolas: la metodología de Ball y Mankiw 75

<b>Cataluña</b>						<b>Ceuta y Melilla</b>					
$\alpha_j$	0,160	0,106	0,120	0,089	0,122	$\alpha_j$	0,219	0,004	0,211	0,002	0,207
	(4,709)	(2,346)	(3,618)	(2,077)	(3,784)		(4,886)	(0,066)	(4,838)	(0,030)	(4,892)
$\pi_{j,t-1}$	0,421	0,409	0,423	0,415	0,415	$\pi_{j,t-1}$	0,020	0,005	0,001	-0,012	-0,005
	(4,194)	(4,114)	(4,526)	(4,443)	(4,522)		(0,203)	(0,057)	(0,016)	(-0,133)	(-0,053)
$S_{jt}$		0,073		0,045		$S_{jt}$		0,232		0,226	
		(1,737)		(1,129)				(3,804)		(3,833)	
$A_{jt}$			0,023	0,022		$A_{jt}$			0,025	0,024	
			(3,885)	(3,605)					(2,615)	(2,668)	
$M_{jt}$					0,0257	$M_{jt}$					0,028
					(4,340)						(3,560)
R <sup>2</sup> ajustado	0,156	0,174	0,269	0,271	0,294	R <sup>2</sup> ajustado	0,015	0,115	0,046	0,172	0,100
D - W	1,961	1,953	1,882	1,880	1,926	D - W	1,944	1,910	1,906	1,901	1,935
<b>Extremadura</b>						<b>Galicia</b>					
$\alpha_j$	0,103	-0,066	0,088	-0,065	0,084	$\alpha_j$	0,139	0,053	0,127	0,069	0,122
	(3,233)	(-1,234)	(2,714)	(-1,221)	(2,631)		(4,169)	(1,021)	(3,978)	(1,366)	(3,837)
$\pi_{j,t-1}$	0,334	0,263	0,316	0,256	0,304	$\pi_{j,t-1}$	0,342	0,326	0,305	0,298	0,311
	(3,253)	(2,696)	(3,119)	(2,634)	(3,041)		(3,454)	(3,343)	(3,211)	(3,153)	(3,302)
$S_{jt}$		0,233		0,217		$S_{jt}$		0,119		0,082	
		(3,808)		(3,510)				(2,094)		(1,458)	
$A_{jt}$			0,010	0,007		$A_{jt}$			0,014	0,012	
			(1,928)	(1,365)					(3,178)	(2,765)	
$M_{jt}$					0,016	$M_{jt}$					0,017
					(2,607)						(3,397)
R <sup>2</sup> ajustado	0,214	0,316	0,237	0,322	0,261	R <sup>2</sup> ajustado	0,134	0,165	0,213	0,223	0,224
D - W	2,013	1,931	2,035	1,946	2,015	D - W	1,881	1,877	1,906	1,897	1,901
<b>La Rioja</b>						<b>Madrid</b>					
$\alpha_j$	0,189	0,074	0,167	0,076	0,167	$\alpha_j$	0,130	0,055	0,119	0,057	0,116
	(4,662)	(1,252)	(4,201)	(1,315)	(4,271)		(4,140)	(1,157)	(3,707)	(1,190)	(3,644)
$\pi_{j,t-1}$	0,339	0,309	0,292	0,275	0,285	$\pi_{j,t-1}$	0,322	0,312	0,318	0,311	0,324
	(3,276)	(3,060)	(2,895)	(2,763)	(2,844)		(3,144)	(3,098)	(3,123)	(3,081)	(3,211)
$S_{jt}$		0,118		0,097		$S_{jt}$		0,100		0,088	
		(2,580)		(2,139)				(2,013)		(1,715)	
$A_{jt}$			0,022	0,018		$A_{jt}$			0,007	0,004	
			(2,842)	(2,440)					(1,340)	(0,857)	
$M_{jt}$					0,020	$M_{jt}$					0,010
					(3,167)						(1,823)
R <sup>2</sup> ajustado	0,103	0,156	0,168	0,200	0,184	R <sup>2</sup> ajustado	0,118	0,147	0,126	0,145	0,140
D - W	2,016	1,993	1,949	1,915	1,946	D - W	1,952	1,977	1,971	1,985	1,975
<b>Murcia</b>						<b>Navarra</b>					
$\alpha_j$	0,211	0,000	0,189	0,009	0,188	$\alpha_j$	0,201	0,185	0,152	0,159	0,169
	(4,838)	(0,010)	(4,432)	(0,147)	(4,523)		(4,876)	(2,870)	(3,806)	(2,665)	(4,214)
$\pi_{j,t-1}$	0,150	0,095	0,107	0,069	0,094	$\pi_{j,t-1}$	0,224	0,220	0,307	0,309	0,275
	(1,454)	(0,982)	(1,062)	(0,728)	(0,950)		(2,166)	(2,100)	(3,139)	(3,114)	(2,776)
$S_{jt}$		0,254		0,224		$S_{jt}$		0,017		-0,008	
		(4,041)		(3,548)				(0,323)		(-0,171)	
$A_{jt}$			0,022	0,016		$A_{jt}$			0,025	0,025	
			(2,857)	(2,186)					(4,053)	(4,019)	
$M_{jt}$					0,025	$M_{jt}$					0,018
					(3,460)						(3,414)
R <sup>2</sup> ajustado	0,011	0,153	0,083	0,188	0,117	R <sup>2</sup> ajustado	0,041	0,031	0,180	0,171	0,141
D - W	1,987	1,972	1,921	1,906	1,871	D - W	1,999	1,992	2,029	2,033	1,999

País Vasco						Valencia					
$\alpha_j$	0,163 (4,352)	0,117 (2,373)	0,145 (3,936)	0,116 (2,407)	0,146 (4,004)	$\alpha_j$	0,146 (4,212)	0,055 (0,980)	0,128 (3,706)	0,055 (1,010)	0,125 (3,660)
$\pi_{j,i-1}$	0,262 (2,536)	0,232 (2,212)	0,247 (2,465)	0,228 (2,231)	0,234 (2,332)	$\pi_{j,i-1}$	0,306 (2,924)	0,287 (2,777)	0,294 (2,867)	0,279 (2,747)	0,293 (2,898)
$S_{jt}$		0,071 (1,415)		0,047 (0,956)		$S_{jt}$		0,136 (2,046)		0,112 (1,690)	
$A_{jt}$			0,013 (2,570)	0,012 (2,327)		$A_{jt}$			0,012 (2,298)	0,010 (1,981)	
$M_{jt}$					0,015 (2,757)	$M_{jt}$					0,017 (2,790)
R <sup>2</sup> ajustado	0,092	0,102	0,145	0,144	0,154	R <sup>2</sup> ajustado	0,103	0,133	0,143	0,161	0,165
D - W	2,020	2,009	2,027	2,015	2,005	D - W	1,992	1,952	2,007	1,965	1,976

En cuanto a los principales resultados del cuadro 1, se observa que  $S_{jt}$  es significativa en 10 CC.AA. (en tres de ellas a un nivel de significación del 6%); en Andalucía, Castilla-La Mancha y Extremadura sólo es significativa  $S_{jt}$  (en Madrid sólo es significativa  $S_{jt}$  al 8%).  $A_{jt}$  es significativa en 13 CC.AA. (en Baleares a un nivel de significación del 6%); en seis de ellas —Cataluña, Galicia, Navarra, Castilla-León, País Vasco y Valencia— sólo es significativa  $A_{jt}$ . En Canarias ninguna de esas dos variables resulta significativa. En todos los casos los coeficientes son positivos.

Por lo que se refiere a la contribución relativa de la asimetría y de la desviación típica<sup>8</sup>, en todos los casos el R<sup>2</sup> aumenta cuando se introduce alguna de ellas, y el R<sup>2</sup> más alto se obtiene cuando se introducen ambas, excepto para Navarra, donde la mejor estimación se obtiene cuando se introduce sólo la asimetría. Para Andalucía, Cantabria, Castilla-La Mancha, Ceuta y Melilla, Extremadura, Madrid y Murcia el R<sup>2</sup> es más elevado cuando sólo consideramos la desviación típica que cuando sólo introducimos la asimetría, ocurriendo lo contrario para las CC.AA. restantes.

Como también puede apreciarse en ese cuadro, el R<sup>2</sup> de las estimaciones oscila alrededor de 0,25. La comparación de este resultado con el de los otros trabajos recogidos en el cuadro de la sección 1 resulta difícil, por las distintas características de los mismos. Por ejemplo, esos trabajos utilizan datos a nivel nacional, excepto el de Debelle y Lamont (1997). Este último trabajo es probablemente el que guarda una mayor similitud con el nuestro, al emplear un panel de datos de ciudades de EE.UU., obteniéndose un R<sup>2</sup> inferior a 0,1. Para el resto de las aportaciones citadas el R<sup>2</sup> oscila entre el 0,37 de Aucremmanne *et al.* (2002) —trabajo que también presenta bastante relación con el nuestro al emplear datos mensuales del IPC— y el 0,65 de Ball y Mankiw (1995). Debemos reseñar que cuando se utilizan datos nacionales del IPC para España el R<sup>2</sup> aumenta hasta el 0,38 —véase Caraballo y Usabiaga (2004)—.

También puede observarse en el cuadro que el valor del coeficiente de la desviación típica es superior al de la asimetría. En cuanto a la variable de interacción, como podía esperarse, es significativa en todos los casos, excepto para Canarias (en Madrid es significativa al 6%).

<sup>8</sup> Los resultados de Canarias no los comentamos por su carácter totalmente atípico.

Debemos apuntar que cuando se realizan las mismas estimaciones con las variables sin ponderar los resultados no difieren cualitativamente. Así, el coeficiente de la desviación típica también resulta superior al de la asimetría, aunque los coeficientes de la desviación típica son algo más reducidos y los de la asimetría algo más elevados que en el caso de las variables ponderadas. También se obtiene un  $R^2$  superior al introducir esas variables.

En definitiva, la significatividad tanto de la desviación típica como de la asimetría ponen de manifiesto la presencia de rigidices en el ajuste de los precios en las CC.AA. Asimismo se aprecia, en la mayoría de las CC.AA., que el peso de la asimetría es ligeramente superior al de la desviación típica, en la línea de los resultados de Ball y Mankiw. Estos resultados son, además, robustos a medidas alternativas de variabilidad y asimetría<sup>9</sup>.

Asimismo, también se observan ciertas diferencias entre las CC.AA.; por ejemplo, en aquéllas en las que la única variable significativa es la desviación típica el coeficiente de esta variable ronda el 0,2, un valor superior al habitual entre las CC.AA. Pensamos que hay que estudiar más detenidamente si esas diferencias que hemos apreciado son o no significativas, análisis que llevamos a cabo en la sección 4.

Por otro lado, cabe destacar que una de las novedades del análisis de Ball y Mankiw (1995) aplicado en esta sección es la inversión de la relación habitual de causalidad entre la inflación y la variabilidad de los precios relativos. Así, estos autores se separan de una extensa literatura, inspirada en Lucas (1972), que estudia los efectos de una mayor inflación sobre la variabilidad de los precios<sup>10</sup>. Por su parte, trabajos posteriores al de Ball y Mankiw (1995), como el de Amano y Macklem (1997) y Hall y Yates (1998), analizan también la cuestión de la causalidad entre la inflación y la asimetría, en ambos casos mediante el test de causalidad de Granger, concluyendo que existe evidencia predominante de que la causalidad va desde la asimetría hacia la inflación. En nuestro trabajo empírico hemos abordado el análisis de causalidad entre la inflación y los dos momentos de la distribución comentados, utilizando tanto el test de causalidad de Granger como variables instrumentales, pero ninguno de los dos métodos arroja una conclusión clara respecto a la dirección de la causalidad<sup>11</sup>.

### 3. Introducción de la curtosis y variables de control

Para enriquecer el análisis de los momentos de la distribución, introducimos en nuestro análisis la curtosis ( $K_{jt}$ ). La expresión correspondiente es la siguiente:

<sup>9</sup> En el Apéndice 1 se recogen diversas medidas alternativas que hemos definido como aproximación a estos momentos de la distribución de los shocks de precios, así como los principales resultados que se derivan de la consideración de las mismas.

<sup>10</sup> La cuestión de la causalidad en este terreno ya fue planteada por Fischer (1981), para datos trimestrales de EE.UU. del periodo 1948-1972. Los resultados obtenidos por Fischer no muestran un patrón definido de causalidad desde una variable hacia la otra. En esta misma línea, algunos trabajos más recientes tampoco se muestran muy concluyentes.

<sup>11</sup> El análisis de causalidad que hemos realizado aparece sintetizado en el Apéndice 2.

$$K_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^n w_{ij} (\pi_{ijt} - \pi_{jt})^4}{S_{jt}^4}$$

El coeficiente de correlación entre  $K_{jt}$  y  $S_{jt}$  oscila entre el 0,66 de Cataluña y el 0,22 de Cantabria, mientras que el correspondiente a  $K_{jt}$  y  $A_{jt}$  oscila entre el 0,35 de Castilla-La Mancha y el -0,007 de Ceuta y Melilla. Debido a esos resultados, pensamos que la desviación típica y la curtosis pueden generar problemas de multicolinealidad, y no las incluimos conjuntamente en las regresiones. Los resultados de la introducción de la curtosis aparecen recogidos en el cuadro 2 (columna 1). En ese cuadro se observa que la curtosis sólo resulta significativa para Aragón, por lo que esa variable no nos parece de mucho interés para nuestro análisis. En cuanto al signo negativo del coeficiente en 7 CC.AA., debemos reseñar que es el esperado según Bryan y Cecchetti (2001). Hall y Yates (1998) también encuentran algún signo de correlación negativa entre la curtosis y la inflación, pero muy débil, por lo que tampoco tienen en cuenta a esa variable.

En esta sección también pretendemos captar la incidencia de las variables reales sobre la inflación. Las variables elegidas para ello son el desempleo y la producción industrial. En cuanto al desempleo, utilizamos la variación de la tasa mensual de desempleo por CA, que denominamos  $U_{jt}$ . Las tasas de desempleo se han obtenido dividiendo la cifra mensual de desempleados registrados (Instituto Nacional de Empleo) por la cifra de población activa del trimestre correspondiente (*Encuesta de Población Activa*). En cuanto a la producción industrial, utilizamos la variación mensual del *Índice de Producción Industrial* (IPI) que aparece recogido en el *Boletín de Coyuntura Regional*<sup>12</sup>. Esta variable la denotamos como  $IPI_{jt}$ .

Para este análisis, partimos de la estimación que introduce  $S_{jt}$  y  $A_{jt}$ , y consideramos los retardos de la inflación que eliminan la autocorrelación de los residuos para cada CA y que especificamos en la sección 2. Debido a que el coeficiente de correlación entre  $U_{jt}$  e  $IPI_{jt}$  oscila —en valores absolutos— entre el 0,217 de Andalucía y el 0,015 de Murcia no tenemos inconveniente en incluir ambas variables en la estimación. Los resultados de la estimación comentada se recogen en el cuadro 2 (columna 2). Como puede apreciarse, sólo para Asturias son significativas ambas variables ( $U_{jt}$  es significativa en Extremadura al 5% pero no al 1%). Estos resultados nos han llevado a omitir estas variables en el resto del trabajo; asimismo, no nos invitan a profundizar en la línea de la curva de Phillips o de la función de oferta agregada.

#### 4. Análisis de la homogeneidad del comportamiento de la inflación en las CC.AA.

Hasta este punto hemos analizado independientemente el comportamiento de la inflación de cada CA, obteniendo unos resultados no muy dispares en relación a la significatividad de los momentos de la inflación ( $S_{jt}$ ,  $A_{jt}$ ,  $K_{jt}$ ) y respecto a la significati-

<sup>12</sup> Esta estadística no ofrece datos de producción para Ceuta y Melilla.

Análisis de la estructura de la inflación de las regiones españolas: la metodología de Ball y Mankiw 79

**Cuadro 2.** Curtosis y variables de control

<b>Andalucía</b>			<b>Aragón</b>			<b>Asturias</b>		
$\alpha_j$	0,113 (3,375)	-0,019 (-0,322)	$\alpha_j$	0,082 (2,178)	0,021 (0,385)	$\alpha_j$	0,132 (3,430)	0,026 (0,523)
$\pi_{j,t-1}$	0,428 (4,569)	0,386 (4,266)	$\pi_{j,t-1}$	0,352 (4,136)	0,414 (4,857)	$\pi_{j,t-1}$	0,382 (4,021)	0,379 (4,082)
$S_{jt}$		0,212 (2,350)	$S_{jt}$		0,078 (1,825)	$S_{jt}$		0,127 (2,306)
$A_{jt}$	0,006 (1,366)	0,003 (0,918)	$A_{jt}$	0,020 (3,561)	0,021 (3,613)	$A_{jt}$	0,015 (3,302)	0,009 (1,921)
$K_{jt}$	0,0001 (0,583)		$K_{jt}$	0,001 (2,280)		$K_{jt}$	0,000 (0,080)	
$IPI_{jt}$		-0,0007 (-0,241)	$IPI_{jt}$		0,003 (0,908)	$IPI_{jt}$		-0,010 (-2,464)
$U_{jt}$		-0,019 (-0,847)	$U_{jt}$		-0,017 (-1,755)	$U_{jt}$		-0,032 (-2,470)
R <sup>2</sup> ajustado	0,206	0,269	R <sup>2</sup> ajustado	0,253	0,280	R <sup>2</sup> ajustado	0,229	0,340
D - W	1,859	1,830	D - W	2,094	2,130	D - W	1,897	1,821
<b>Baleares</b>			<b>Canarias</b>			<b>Cantabria</b>		
$\alpha_j$	0,186 (5,011)	0,079 (1,265)	$\alpha_j$	0,278 (5,740)	0,151 (1,881)	$\alpha_j$	0,228 (6,057)	0,159 (2,597)
$\pi_{j,t-1}$	0,287 (3,500)	0,252 (3,095)	$\pi_{j,t-1}$	0,064 (0,563)	0,074 (0,687)	$\pi_{j,t-1}$	0,121 (1,488)	0,126 (1,503)
$S_{jt}$		0,128 (1,715)	$S_{jt}$		0,088 (1,152)	$S_{jt}$		0,048 (0,761)
$A_{jt}$	0,015 (2,562)	0,013 (1,906)	$A_{jt}$	0,007 (0,738)	0,0001 (0,007)	$A_{jt}$	0,017 (2,955)	0,016 (2,855)
$K_{jt}$	-0,0002 (-0,371)		$K_{jt}$	-0,001 (-1,363)		$K_{jt}$	-0,0008 (-1,183)	
$IPI_{jt}$		-0,0008 (-0,240)	$IPI_{jt}$		-0,002 (-0,369)	$IPI_{jt}$		0,002 (0,577)
$U_{jt}$		-0,001 (-0,615)	$U_{jt}$		-0,011 (-0,529)	$U_{jt}$		0,015 (1,187)
R <sup>2</sup> ajustado	0,112	0,131	R <sup>2</sup> ajustado	0,002	0,001	R <sup>2</sup> ajustado	0,075	0,060
D - W	1,959	2,026	D - W	1,961	1,919	D - W	1,835	1,722
<b>C.-La Mancha</b>			<b>C. y León</b>			<b>Cataluña</b>		
$\alpha_j$	0,109 (3,230)	-0,024 (-0,466)	$\alpha_j$	0,139 (3,677)	0,080 (1,665)	$\alpha_j$	0,137 (3,536)	0,111 (2,100)
$\pi_{j,t-1}$	0,451 (4,958)	0,433 (4,729)	$\pi_{j,t-1}$	0,332 (3,339)	0,323 (3,319)	$\pi_{j,t-1}$	0,347 (3,214)	0,322 (2,836)
$S_{jt}$		0,192 (2,750)	$S_{jt}$		0,086 (1,768)	$S_{jt}$		0,042 (1,024)
$A_{jt}$	0,008 (1,386)	0,004 (1,004)	$A_{jt}$	0,012 (2,359)	0,010 (2,060)	$A_{jt}$	0,024 (4,358)	0,023 (4,239)
$K_{jt}$	0,0001 (0,376)		$K_{jt}$	0,0001 (0,214)		$K_{jt}$	-0,000001 (-0,002)	
$IPI_{jt}$		-0,0008 (-0,189)	$IPI_{jt}$		-0,003 (-1,041)	$IPI_{jt}$		0,0006 (0,177)
$U_{jt}$		-0,008 (-0,653)	$U_{jt}$		-0,010 (-0,588)	$U_{jt}$		0,008 (0,743)
R <sup>2</sup> ajustado	0,226	0,275	R <sup>2</sup> ajustado	0,139	0,163	R <sup>2</sup> ajustado	0,218	0,219
D - W	1,968	1,911	D - W	1,904	1,884	D - W	1,643	1,620

80 Caraballo, M. A. y Usabiaga, C.

<b>Ceuta y Melilla</b>			<b>Extremadura</b>			<b>Galicia</b>		
$\alpha_j$	0,221 (4,484)	0,019 (0,285)	$\alpha_j$	0,110 (2,845)	-0,029 (-0,552)	$\alpha_j$	0,147 (3,874)	0,110 (2,181)
$\pi_{j,t-1}$	-0,081 (-0,855)	-0,091 (-1,025)	$\pi_{j,t-1}$	0,441 (5,535)	0,394 (5,442)	$\pi_{j,t-1}$	0,227 (1,879)	0,231 (1,851)
$S_{jt}$		0,227 (3,750)	$S_{jt}$		0,198 (3,126)	$S_{jt}$		0,091 (1,643)
$A_{jt}$	0,027 (2,774)	0,025 (2,750)	$A_{jt}$	0,007 (1,244)	0,006 (1,245)	$A_{jt}$	0,013 (2,827)	0,012 (2,671)
$K_{jt}$	0,0003 (0,366)		$K_{jt}$	0,0003 (0,621)		$K_{jt}$	0,0006 (1,216)	
$IPI_{jt}$		-	$IPI_{jt}$		0,005 (1,235)	$IPI_{jt}$		-0,005 (-1,645)
$U_{jt}$		-0,0003 (-0,037)	$U_{jt}$		-0,022 (-2,058)	$U_{jt}$		-0,006 (-0,442)
R <sup>2</sup> ajustado	0,053	0,171	R <sup>2</sup> ajustado	0,196	0,294	R <sup>2</sup> ajustado	0,148	0,156
D - W	1,717	1,708	D - W	2,192	2,238	D - W	1,706	1,655
<b>La Rioja</b>			<b>Madrid</b>			<b>Murcia</b>		
$\alpha_j$	0,225 (5,261)	0,087 (1,571)	$\alpha_j$	0,130 (3,724)	0,054 (0,972)	$\alpha_j$	0,203 (4,593)	0,018 (0,323)
$\pi_{j,t-1}$	0,284 (2,851)	0,255 (2,715)	$\pi_{j,t-1}$	0,278 (2,831)	0,273 (2,657)	$\pi_{j,t-1}$	0,146 (1,450)	0,099 (1,044)
$S_{jt}$		0,104 (2,207)	$S_{jt}$		0,099 (1,880)	$S_{jt}$		0,235 (3,951)
$A_{jt}$	0,024 (3,127)	0,018 (2,559)	$A_{jt}$	0,006 (1,236)	0,005 (1,144)	$A_{jt}$	0,021 (2,956)	0,016 (2,526)
$K_{jt}$	-0,001 (-1,491)		$K_{jt}$	0,0005 (1,191)		$K_{jt}$	0,0003 (0,387)	
$IPI_{jt}$		-0,001 (-0,590)	$IPI_{jt}$		0,002 (0,526)	$IPI_{jt}$		-0,005 (-1,217)
$U_{jt}$		-0,009 (-1,356)	$U_{jt}$		-0,015 (-1,182)	$U_{jt}$		0,001 (0,115)
R <sup>2</sup> ajustado	0,163	0,186	R <sup>2</sup> ajustado	0,090	0,116	R <sup>2</sup> ajustado	0,082	0,201
D - W	1,874	1,848	D - W	1,891	1,910	D - W	2,012	1,964
<b>Navarra</b>			<b>País Vasco</b>			<b>Valencia</b>		
$\alpha_j$	0,211 (4,719)	0,151 (2,449)	$\alpha_j$	0,193 (5,352)	0,135 (2,710)	$\alpha_j$	0,137 (3,879)	0,046 (0,709)
$\pi_{j,t-1}$	0,267 (2,513)	0,272 (2,486)	$\pi_{j,t-1}$	0,284 (3,171)	0,252 (2,823)	$\pi_{j,t-1}$	0,315 (3,622)	0,321 (3,472)
$S_{jt}$		0,011 (0,246)	$S_{jt}$		0,059 (1,273)	$S_{jt}$		0,094 (1,278)
$A_{jt}$	0,025 (4,416)	0,026 (4,710)	$A_{jt}$	0,013 (2,704)	0,012 (2,523)	$A_{jt}$	0,011 (2,021)	0,012 (2,302)
$K_{jt}$	-0,001 (-1,509)		$K_{jt}$	-0,0003 (-0,726)		$K_{jt}$	0,0002 (0,645)	
$IPI_{jt}$		0,004 (1,610)	$IPI_{jt}$		0,0009 (0,481)	$IPI_{jt}$		0,0009 (0,333)
$U_{jt}$		0,004 (0,458)	$U_{jt}$		-0,002 (-0,190)	$U_{jt}$		-0,027 (-1,674)
R <sup>2</sup> ajustado	0,168	0,160	R <sup>2</sup> ajustado	0,118	0,110	R <sup>2</sup> ajustado	0,131	0,172
D - W	1,875	1,897	D - W	2,016	2,018	D - W	2,018	2,046

dad de la variación de la tasa de desempleo y de la tasa de variación del IPI. Por otro lado, pensamos que las cifras de inflación de las CC.AA. se verán afectadas en muchos casos por factores comunes, por lo que habrá una fuerte relación entre ellas. Por tanto, a continuación nos planteamos la estimación mediante el siguiente sistema de 18 ecuaciones, en el que hemos incluido a las variables que han resultado significativas en los análisis aislados para cada CA ( $S_{jt}$ ,  $A_{jt}$ ) y dos retardos en la inflación:

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1^j \pi_{j,t-1} + \beta_2^j \pi_{j,t-2} + \beta_3^j S_{jt} + \beta_4^j A_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad j = 1 \dots 18 \quad [6]$$

Para determinar el método de estimación apropiado para este sistema de ecuaciones, hemos comenzado comprobando si existe heterocedasticidad de sección cruzada a través del multiplicador de Lagrange<sup>13</sup>, que es asintóticamente equivalente a un contraste de verosimilitud, y que se distribuye como una  $\chi^2_{N-1}$ , siendo  $N$  el número de CC.AA. El valor del estadístico obtenido a partir de la regresión por MCO es de -26,79, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad. Esto nos lleva a rechazar la estimación del sistema de ecuaciones [6] mediante el método SUR, ya que éste requiere tanto la heterocedasticidad de sección cruzada como la correlación contemporánea de los errores; y nos conduce a plantearnos la posibilidad de realizar la estimación imponiendo la restricción de que los parámetros a estimar son iguales para todas las CC.AA., posibilidad que nos parece plausible teniendo en cuenta los indicios de homogeneidad en el comportamiento de las CC.AA. que hemos ido encontrando a lo largo de nuestro trabajo.

Como paso previo a ese análisis, en primer lugar, hemos estimado aisladamente mediante MCO cada una de las 18 ecuaciones del sistema anterior (cuyos resultados aparecen recogidos en la cuarta columna del cuadro 1), y hemos realizado un test de Wald de igualdad de coeficientes para las variables que nos interesan: la desviación típica y la asimetría. El estadístico de este test se distribuye como una  $\chi^2_{17}$ . Para la igualdad de las  $\beta_3^j$  el valor del estadístico es de 24,234 y para las  $\beta_4^j$  de 20,602, por lo que en ninguno de los dos casos podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes. En segundo lugar, siguiendo a Baltagi (1995, pp. 48-54), hemos realizado un test de agrupamiento de los datos. Para ello, realizamos la estimación mediante MCO<sup>14</sup> bajo la hipótesis nula de que:  $\alpha_j = \alpha$ ,  $\beta_1^j = \beta_1$ ,  $\beta_2^j = \beta_2$ ,  $\beta_3^j = \beta_3$ ,  $\beta_4^j = \beta_4$ , para todo  $j=1 \dots 18$  (los resultados de esta estimación aparecen en la columna 1 del cuadro 3). Es decir, planteamos:

$$\pi_{jt} = \alpha + \beta_1 \pi_{j,t-1} + \beta_2 \pi_{j,t-2} + \beta_3 S_{jt} + \beta_4 A_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad [7]$$

Bajo el supuesto de que  $\varepsilon$  se distribuye en la expresión [7] como una  $N(0, \Omega)$ <sup>15</sup>, el estadístico bajo la hipótesis nula se distribuye como una  $F_{85,1602}$ , y para nuestros datos

<sup>13</sup> Véase Greene (1999, p. 566).

<sup>14</sup> Los motivos por los que utilizamos en este caso la estimación mediante MCO son los mismos que aparecen recogidos en la nota 7.

<sup>15</sup>  $\varepsilon' = (\varepsilon_1' \dots \varepsilon_{18}')$ , donde cada  $\varepsilon_j'$  es un vector de dimensión  $t$ . Para verificar que  $\varepsilon \sim N(0, \Omega)$  en la expresión [7] hemos analizado la distribución de cada  $\varepsilon_j'$  mediante el estadístico Jarque-Bera, obteniendo que al 5% de significación no se rechaza la normalidad de los residuos en ninguna CA.

toma el valor -1,132, por lo que no puede rechazarse la hipótesis nula de que los coeficientes sean iguales.

En suma, las pruebas comentadas nos invitan a pensar que podemos utilizar un agrupamiento de todos los datos. A pesar de ello, planteamos también el caso de un efecto individual para cada CA, realizando la siguiente estimación:

$$\pi_{jt} = \alpha_j + \beta_1 \pi_{j,t-1} + \beta_2 \pi_{j,t-2} + \beta_3 S_{jt} + \beta_4 A_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad j = 1 \dots 18 \quad [8]$$

Queremos hacer una precisión respecto a la estimación de la expresión [8]. Es obvio que las variables retardadas están correlacionadas con el efecto individual. Por tanto, si consideramos que el efecto individual es un efecto fijo y estimamos mediante un estimador intragrupos, éste es sesgado e inconsistente<sup>16</sup>. El problema no desaparece aunque estimemos el modelo en primeras diferencias, porque aunque se elimina el efecto individual, las variables en diferencias están correlacionadas con el componente aleatorio del término de error. El orden de la inconsistencia y del sesgo dependen de T; sólo cuando  $T \rightarrow \infty$  el estimador intragrupos es insesgado y consistente —véase Baltagi (1995, p. 126)—. Es decir, en un panel de datos donde N es muy grande en relación a T (que suele ser fijo), y donde el aumento de la muestra siempre se refiere a N, la obtención de estimadores consistentes e insesgados requiere utilizar variables instrumentales. Sin embargo, éste no es el caso que nos ocupa, ya que N (las CC.AA.) es fijo, T es muy superior a N y el aumento del tamaño muestral sólo puede referirse a T. En suma, hemos considerado que, dadas las características de nuestra muestra, se puede llevar a cabo este tipo de estimación.

Por todo ello, nos hemos planteado inicialmente la elección entre un estimador intragrupos, en caso de considerar efectos fijos, y un estimador de mínimos cuadrados generalizados factible (MCGF)<sup>17</sup>, en caso de considerar efectos aleatorios. Así, hemos realizado un test de Hausman, en el que la hipótesis nula es que no existe correlación entre el efecto individual y las variables explicativas; es decir, si aceptamos la hipótesis nula estamos ante la presencia de efectos aleatorios. El estadístico de este test se distribuye para nuestros datos como una  $\chi_4^2$  y alcanza un valor de 156,92, por lo que rechazamos la hipótesis nula y optamos por el estimador intragrupos. Esta estimación aparece recogida en la segunda columna del cuadro 3.

A continuación, para corroborar los resultados obtenidos hasta este punto en relación a la homogeneidad de las CC.AA. en el campo que estudiamos, realizamos un test de efectos fijos<sup>18</sup> para la hipótesis nula  $\alpha_j = \alpha$ , para todo  $j = 1 \dots 18$ . El estadístico de este test se distribuye bajo la hipótesis nula como una  $F_{17,1670}$  y alcanza el valor 0,33, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula de que los  $\alpha_j$  sean iguales. Por tanto, finalmente, puede realizarse la estimación de la expresión [7] cuyos resultados aparecen recogidos en la primera columna del cuadro 3.

<sup>16</sup> La problemática en cuanto a la sesguez e inconsistencia de los estimadores es similar si consideramos que el efecto individual es un efecto aleatorio.

<sup>17</sup> La estimación mediante MCGF, que recogemos en la tercera columna del cuadro 3, depende del método seguido para estimar la matriz de varianzas-covarianzas de las perturbaciones. En nuestro trabajo hemos seguido el método de estimación que recoge el programa Eviews 4.1.

<sup>18</sup> Véase Baltagi (1995, p. 12).



A pesar de lo que hemos comentado anteriormente en relación a la consistencia de los estimadores, también hemos realizado la estimación del modelo mediante variables instrumentales, siguiendo la línea de Anderson y Hsiao (1981). Así, estimamos el modelo en primeras diferencias, para eliminar el posible efecto individual:

$$\pi_{jt} - \pi_{j,t-1} = \beta_1 (\pi_{j,t-1} - \pi_{j,t-2}) + \beta_2 (\pi_{j,t-2} - \pi_{j,t-3}) + \beta_3 (S_{jt} - S_{j,t-1}) + \beta_4 (A_{jt} - A_{j,t-1}) + (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{j,t-1}) \quad [9]$$

Como  $\pi_{j,t-1} - \pi_{j,t-2}$  está correlacionado con el término de error, estimamos mediante variables instrumentales, utilizando como instrumento la variable inflación en niveles ( $\pi_{j,t-2}$ ); para el resto de las variables no definimos instrumentos. Repetimos la estimación con dos instrumentos ( $\pi_{j,t-2}$ ,  $\pi_{j,t-3}$ ) obteniendo los mismos resultados, que aparecen recogidos en la cuarta columna del cuadro 3 y, como puede observarse, en cuanto a la desviación típica y la asimetría no hay cambios reseñables; aunque sí en relación a la inflación retardada.

**Cuadro 3.** Análisis de la homogeneidad del comportamiento de la inflación en las CC.AA.

	<i>MCO</i>	<i>Efectos fijos</i>	<i>Efectos aleatorios</i>	<i>Anderson-Hsiao</i>
$\pi_{j,t-1}$	0,286 (10,829)	0,249 (9,520)	0,361 (16,297)	0,021 (0,448)
$S_{jt}$	0,101 (7,586)	0,114 (8,241)	0,076 (13,079)	0,102 (8,432)
$A_{jt}$	0,012 (8,819)	0,012 (8,900)	0,013 (9,562)	0,011 (8,588)
R <sup>2</sup> ajustado	0,198	0,180	0,096	0,080

En definitiva, todas las estimaciones que hemos planteado en nuestro trabajo apuntan hacia la homogeneidad del comportamiento de la inflación en las CC.AA. españolas. Los momentos de la inflación (variabilidad y asimetría) son significativos y positivos, por lo que se pone de manifiesto una fuerte vulnerabilidad de la inflación ante los shocks de precios relativos. Esto explica, por ejemplo, que el repunte de la inflación en un sector como el petrolífero afecte de forma tan importante a la inflación general. También observamos anteriormente una fuerte homogeneidad en cuanto a la falta de influencia de la curtosis y las variables reales consideradas.

Lógicamente, se aprecian algunas diferencias puntuales entre las CC.AA., como ya se ha comentado en la sección 2, pero pensamos que el análisis realizado en esta sección pone de manifiesto que esas diferencias no son tan notables como para requerir un análisis de la inflación diferenciado por CC.AA. Las diferencias apreciadas pueden responder al hecho de que la composición sectorial de las CC.AA. es diversa, observándose un comportamiento ligeramente diferencial en aquellas CC.AA. con una mayor presencia de sectores poco competitivos e inflacionistas (básicamente servicios turísticos y financieros para el periodo considerado)<sup>19</sup>. Por otra parte, el hecho

<sup>19</sup> Para un análisis preliminar en este campo a nivel sectorial véase Caraballo *et al.* (2003b).

de que en algunas CC.AA. sea más significativa la desviación típica que la asimetría puede responder a sustratos teóricos diversos, pero pensamos que nuestros resultados no son tan concluyentes como para poder optar con claridad por un modelo teórico concreto.

## 5. Conclusiones y extensiones del análisis

Las principales conclusiones de nuestro trabajo son las siguientes:

1. En nuestro análisis se corroboran los resultados de Ball y Mankiw (1995) en cuanto a la relevancia de la asimetría de la distribución de los cambios de precios. También se confirman sus resultados de que el coeficiente de la desviación típica resulta superior al de la asimetría, y que las estimaciones con asimetría arrojan un  $R^2$  algo superior. Sin embargo, en Ball y Mankiw (1995) la significatividad de la asimetría es muy superior a la de la desviación típica, mientras que en nuestro trabajo sólo lo es ligeramente.
2. La significatividad de la asimetría y de la desviación típica a nivel de CA, ratificada desde diversas ópticas en nuestro trabajo, pone de manifiesto la vulnerabilidad de nuestra inflación respecto a los shocks de precios relativos. Asimismo, nuestros resultados apuntan la importancia de las rigideces nominales (costes de menú en nuestro marco teórico) en la explicación de la inflación española, al igual que se constata para otras economías similares.
3. De los análisis realizados en nuestro trabajo —incluidos los que afectan a la curtosis, las variables reales y algunos aspectos que se desarrollan en los apéndices— se deduce un comportamiento bastante homogéneo de la «estructura» de la inflación en las CC.AA. españolas. En este sentido, destaca que las CC.AA. comparten, sin diferencias importantes, la vulnerabilidad respecto a los shocks de precios relativos y los efectos de las rigideces nominales anteriormente reseñados.
4. Nuestros resultados invitan a profundizar en la utilización para la economía española de la línea de trabajo abierta por Ball y Mankiw (1995), línea que ha producido frutos de mucho interés en su aplicación a otras economías.

Entre las posibles extensiones de nuestro trabajo, en primer lugar, sería interesante detectar los sectores más vulnerables a la inflación, y los que se ven más afectados por los shocks de precios relativos. Desde esta óptica sectorial, en Caraballo *et al.* (2003b) se ofrecen unos resultados preliminares que apuntan hacia una importante heterogeneidad sectorial y una mayor relevancia de la asimetría frente a la desviación típica. Por otro lado, para comprobar cómo se ven afectados nuestros resultados (correspondientes al periodo 1994-2001) por el contexto inflacionario, también hemos realizado algunas pruebas con un periodo temporal de inflación media superior (1986-1992) —la inflación media mensual pasa de 0,25% a 0,5—, obteniéndose unos resultados preliminares en la línea de los ofrecidos por otros autores —véase por ejemplo Lourenco y Gruen (1995) para la economía australiana—. Así, el coeficiente de la desviación típica aumenta sensiblemente y la asimetría resulta no

significativa. Como se puede observar, estos resultados preliminares respecto al cambio de periodo<sup>20</sup> parecen encajar también con los proporcionados por Ball y Mankiw (1995).

## Apéndice 1. Medidas alternativas de variabilidad y asimetría<sup>21</sup>

En primer lugar, atendemos a la variabilidad y a la asimetría de la distribución de los cambios de precios de las CC.AA. con respecto a la inflación nacional, ya que los agentes económicos pueden estar más informados del IPC nacional que del regional. Así, definimos la desviación típica de la inflación de los bienes y servicios de cada CA respecto a la tasa de inflación nacional ( $SG_{jt}$ ) y la asimetría de la inflación de los bienes y servicios de cada CA respecto a la inflación nacional ( $AG_{jt}$ ) mediante las siguientes expresiones:

$$SG_{jt} = [\sum_{i=1}^n w_{ij} (\pi_{ijt} - \pi_t)^2]^{0,5} ; AG_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^n w_{ij} (\pi_{ijt} - \pi_t)^3}{(SG_{jt})^3}$$

En este punto, planteamos un análisis similar al del cuadro 1, obteniendo unos resultados prácticamente iguales. No obstante, el coeficiente de correlación entre  $S_{jt}$  y  $SG_{jt}$  y entre  $A_{jt}$  y  $AG_{jt}$  es superior a 0,90 para todas las CC.AA., por lo que no podemos dilucidar si  $SG_{jt}$  y  $AG_{jt}$  son significativas *per se*, o por su alto grado de correlación con  $S_{jt}$  y  $A_{jt}$ .

Ante ese problema, hemos definido dos variables auxiliares ( $DS_{jt} = SG_{jt} - S_{jt}$  y  $DA_{jt} = AG_{jt} - A_{jt}$ ) para intentar vislumbrar si, una vez que les restamos la variabilidad y la asimetría de las CC.AA., lo que queda de  $SG_{jt}$  y  $AG_{jt}$  contribuye a explicar la inflación promedio. En el cuadro 4 presentamos los resultados correspondientes a la introducción de  $DA_{jt}$ .

De nuevo, hemos seguido los pasos que nos llevaron al cuadro 1<sup>22</sup>. En este análisis  $DA_{jt}$  resulta significativa para todas las CC.AA., mientras que  $DS_{jt}$  sólo resulta significativa para Navarra. Puede observarse que el coeficiente de  $DA_{jt}$  en el cuadro 4 es mayor que el coeficiente de la asimetría observado en las estimaciones correspon-

<sup>20</sup> En este sentido, hemos planteado también nuestro análisis comparando la economía española con diversos países latinoamericanos caracterizados por unas experiencias inflacionistas muy alejadas de los patrones europeos -véase Caraballo *et al.* (2004)-.

<sup>21</sup> En Caraballo y Usabiaga (2004) se estudian medidas alternativas de asimetría, distintas a las analizadas en este apéndice, propuestas por Ball y Mankiw (1995).

<sup>22</sup> Las regresiones toman la inflación como variable dependiente, y como variables explicativas los retardos de la inflación necesarios para eliminar la autocorrelación de los residuos y las siguientes variables según el caso:  $DS_{jt}$ ,  $DA_{jt}$ ,  $S_{jt}$  y  $DA_{jt}$ ,  $DS_{jt}$  y  $A_{jt}$ . Presentamos sólo la regresión correspondiente a  $S_{jt}$  y  $DA_{jt}$  por ser la que arroja un  $R^2$  más elevado. Los retardos incluidos en las estimaciones del cuadro 4 para evitar la autocorrelación son: 2 para Galicia, 3 para Ceuta y Melilla, 7 para Aragón, Asturias, Cantabria, Castilla-La Mancha, Castilla-León, Cataluña, La Rioja y Madrid, y 12 para Navarra —en el resto de CC.AA. es 1—.

dientes a las columnas 3 y 4 del cuadro 1 para todas las CC.AA. También se aprecia comparativamente en el cuadro 4 un aumento del  $R^2$ . Por su parte, los efectos de la introducción de  $DA_{jt}$  sobre la desviación típica son muy heterogéneos. En suma, esta medida auxiliar corrobora la relevancia de la asimetría.

**Cuadro 4.** Medidas alternativas de variabilidad y asimetría

<b>Andalucía</b>		<b>Aragón</b>		<b>Asturias</b>		<b>Baleares</b>		<b>Canarias</b>	
$\alpha_j$	0,037 (0,669)	$\alpha_j$	0,043 (0,686)	$\alpha_j$	0,024 (0,346)	$\alpha_j$	0,063 (0,789)	$\alpha_j$	0,150 (2,670)
$\pi_{j,t-1}$	0,380 (4,731)	$\pi_{j,t-1}$	0,359 (3,552)	$\pi_{j,t-1}$	0,475 (4,934)	$\pi_{j,t-1}$	0,270 (2,520)	$\pi_{j,t-1}$	0,223 (2,562)
$S_{jt}$	0,173 (2,037)	$S_{jt}$	0,107 (2,153)	$S_{jt}$	0,105 (1,730)	$S_{jt}$	0,148 (2,027)	$S_{jt}$	0,061 (1,122)
$DA_{jt}$	0,123 (3,536)	$DA_{jt}$	0,216 (4,880)	$DA_{jt}$	0,133 (2,929)	$DA_{jt}$	0,181 (2,618)	$DA_{jt}$	0,257 (6,355)
$R^2$ ajustado	0,362	$R^2$ ajustado	0,358	$R^2$ ajustado	0,371	$R^2$ ajustado	0,251	$R^2$ ajustado	0,303
D - W	1,747	D - W	1,791	D - W	1,829	D - W	1,922	D - W	1,830
<b>Cantabria</b>		<b>C.-La Mancha</b>		<b>C. y León</b>		<b>Cataluña</b>		<b>Ceuta y Melilla</b>	
$\alpha_j$	0,067 (0,776)	$\alpha_j$	0,023 (0,306)	$\alpha_j$	0,059 (0,736)	$\alpha_j$	0,039 (0,533)	$\alpha_j$	0,069 (1,228)
$\pi_{j,t-1}$	0,248 (2,416)	$\pi_{j,t-1}$	0,351 (4,321)	$\pi_{j,t-1}$	0,359 (3,152)	$\pi_{j,t-1}$	0,416 (4,176)	$\pi_{j,t-1}$	0,206 (2,588)
$S_{jt}$	0,122 (1,834)	$S_{jt}$	0,133 (1,689)	$S_{jt}$	0,095 (1,504)	$S_{jt}$	0,094 (1,957)	$S_{jt}$	0,124 (2,494)
$DA_{jt}$	0,161 (3,599)	$DA_{jt}$	0,255 (4,853)	$DA_{jt}$	0,134 (3,564)	$DA_{jt}$	0,162 (3,735)	$DA_{jt}$	0,226 (7,803)
$R^2$ ajustado	0,177	$R^2$ ajustado	0,495	$R^2$ ajustado	0,205	$R^2$ ajustado	0,291	$R^2$ ajustado	0,466
D - W	1,718	D - W	1,774	D - W	1,895	D - W	1,897	D - W	1,717
<b>Extremadura</b>		<b>Galicia</b>		<b>La Rioja</b>		<b>Madrid</b>		<b>Murcia</b>	
$\alpha_j$	0,017 (0,360)	$\alpha_j$	0,043 (0,774)	$\alpha_j$	0,036 (0,529)	$\alpha_j$	0,045 (0,687)	$\alpha_j$	-0,003 (-0,067)
$\pi_{j,t-1}$	0,364 (4,910)	$\pi_{j,t-1}$	0,334 (3,366)	$\pi_{j,t-1}$	0,338 (4,179)	$\pi_{j,t-1}$	0,407 (4,135)	$\pi_{j,t-1}$	0,228 (2,457)
$S_{jt}$	0,190 (3,134)	$S_{jt}$	0,137 (2,273)	$S_{jt}$	0,130 (2,958)	$S_{jt}$	0,081 (1,324)	$S_{jt}$	0,227 (3,915)
$DA_{jt}$	0,101 (3,984)	$DA_{jt}$	0,115 (2,390)	$DA_{jt}$	0,257 (6,442)	$DA_{jt}$	0,149 (2,728)	$DA_{jt}$	0,227 (4,430)
$R^2$ ajustado	0,369	$R^2$ ajustado	0,199	$R^2$ ajustado	0,353	$R^2$ ajustado	0,208	$R^2$ ajustado	0,326
D - W	2,053	D - W	1,805	D - W	1,798	D - W	1,871	D - W	1,771
		<b>Navarra</b>		<b>País Vasco</b>		<b>Valencia</b>			
		$\alpha_j$	0,014 (0,149)	$\alpha_j$	0,092 (1,898)	$\alpha_j$	0,037 (0,643)		
		$\pi_{j,t-1}$	0,232 (2,039)	$\pi_{j,t-1}$	0,310 (3,217)	$\pi_{j,t-1}$	0,376 (4,641)		
		$S_{jt}$	0,061 (0,873)	$S_{jt}$	0,101 (2,178)	$S_{jt}$	0,158 (2,066)		
		$DA_{jt}$	0,161 (2,465)	$DA_{jt}$	0,105 (2,490)	$DA_{jt}$	0,186 (4,177)		
		$R^2$ ajustado	0,172	$R^2$ ajustado	0,130	$R^2$ ajustado	0,268		
		D - W	1,784	D - W	1,848	D - W	1,872		

En segundo lugar, definimos el componente autonómico de la desviación típica y de la asimetría. Estas medidas nos parecen de interés porque pueden poner de manifiesto si los elementos nacionales pesan más que los regionales en la explicación de la inflación de las CC.AA., debido a que el nexo de la inflación con sus momentos puede deberse más a shocks nacionales que a factores regionales. Siguiendo a Debeille y Lamont (1997), definimos esos componentes autonómicos restando a la desviación típica y a la asimetría de cada CA los valores correspondientes para el conjunto nacional. Por tanto, necesitamos definir la desviación típica ( $SIS_t$ ) y la asimetría ( $AIS_t$ ) a nivel nacional:

$$SIS_t = \left[ \sum_{i=1}^n w_i (\pi_{it} - \pi_t)^2 \right]^{0.5}; AIS_t = \frac{\sum_{i=1}^n w_i (\pi_{it} - \pi_t)^3}{(SIS_t)^3}$$

donde  $w_i$  es la ponderación de cada subgrupo aplicada por el INE para construir el IPC nacional.

A partir de estas nuevas variables, ya podemos definir el componente autonómico de la desviación típica ( $DSN_{jt} = S_{jt} - SIS_t$ ) y de la asimetría ( $DAN_{jt} = A_{jt} - AIS_t$ ). Si estos componentes afectasen a la inflación de una determinada CA, ello requeriría de políticas de control de la inflación específicas para la misma. Volviendo a aplicar la metodología seguida para el cuadro 1<sup>23</sup>, obtenemos que  $DAN_{jt}$  no resulta significativa, excepto para Navarra, y que  $DSN_{jt}$  tampoco, excepto para el País Vasco. Es decir, paradójicamente, los componentes autonómicos de la desviación típica y de la asimetría no afectan a la inflación de las CC.AA.

Podemos apuntar por último que el análisis con las variables sin ponderar arroja unos resultados muy similares:  $DA_{jt}$  es significativa para todas las CC.AA., el coeficiente de  $DA_{jt}$  es mayor que el de la asimetría, y aumenta el  $R^2$  con  $DA_{jt}$  en comparación con la asimetría. Las diferencias en los resultados en cuanto a las otras variables contempladas no merecen la pena reseñarse.

## Apéndice 2. Análisis de causalidad

En primer lugar, hemos abordado esta cuestión mediante la estimación con variables instrumentales, ya que si la causalidad va desde la inflación hacia la variabilidad y la asimetría, en las especificaciones planteadas en la sección 2 habrá un sesgo de endogeneidad, debido a que los términos de error estarán correlacionados al menos con una de las variables explicativas. El principal problema en este tipo de aproximación consiste en encontrar los instrumentos adecuados; en nuestro caso debemos buscar instrumentos correlacionados con la desviación típica y la asimetría, pero no correlacionados con el término de error. Dados los resultados previos obtenidos, pensamos que la curtosis y el componente autonómico de la asimetría pueden constituir instru-

<sup>23</sup> Estas estimaciones toman como variables explicativas los retardos de la inflación necesarios para eliminar la autocorrelación de los residuos y, según el caso,  $DSN_{jt}$ ,  $DAN_{jt}$ ,  $S_{jt}$  y  $DAN_{jt}$ ,  $A_{jt}$  y  $DSN_{jt}$ .

mentos adecuados de la desviación típica y de la asimetría respectivamente. Así, realizamos la estimación mediante variables instrumentales de la regresión correspondiente a la cuarta columna del cuadro 1<sup>24</sup>. Seguidamente, realizamos el test de Hausman para la hipótesis nula de que la desviación típica y la asimetría no están correlacionadas con el término de error. El estadístico de este test bajo la hipótesis nula se distribuye como una  $\chi_k^2$ , donde  $k$  es el número de parámetros estimados. Los resultados de este análisis aparecen recogidos en el cuadro 5.

**Cuadro 5.** Test de Hausman (Exogeneidad)

	Andalucía	Aragón	Asturias	Baleares	Canarias	Cantabria	C. Mancha	C. León	Cataluña
Estadístico de Hausman	-0,035	3,250	1,010	37,218	3,065	5,958	2,331	0,505	-16,749
Valor de la $\chi^2$	9,49	9,49	9,49	9,49	9,49	11,1	9,49	9,49	11,1
	Ceuta y M.	Extrem.	Galicia	La Rioja	Madrid	Murcia	Navarra	P. Vasco	Valencia
Estadístico de Hausman	0,162	3,954	3,012	9,893	1,093	-0,066	41,277	0,230	0,500
Valor de la $\chi^2$	11,1	9,49	11,1	18,3	9,49	9,49	11,1	9,49	9,49

Como se puede observar, Baleares, Cataluña y Navarra son las CC.AA. que muestran un comportamiento diferencial en cuanto a este test, que en principio no nos permite rechazar la hipótesis nula de que los regresores no están correlacionados con la perturbación aleatoria en 15 CC.AA., lo que a su vez no nos conduce a rechazar la posibilidad de que la dirección de la causalidad vaya desde la variabilidad y la asimetría hacia la inflación.

Dada la problemática ya apuntada de los instrumentos en este campo, en segundo lugar planteamos un test de causalidad de Granger, con dos retardos. Como las variables son estacionarias, realizamos dicho test estimando las siguientes regresiones para cada CA:

$$\pi_{jt} = \delta_j + \theta_1 \pi_{j,t-1} + \theta_2 \pi_{j,t-2} + \lambda_1 S_{j,t-1} + \lambda_2 S_{j,t-2} + \varepsilon_{jt} \quad [10]$$

$$S_{jt} = \rho_j + \phi_1 S_{j,t-1} + \phi_2 S_{j,t-2} + \mu_1 \pi_{j,t-1} + \mu_2 \pi_{j,t-2} + \nu_{jt} \quad [11]$$

A continuación, para contrastar la hipótesis de que la desviación típica no causa en el sentido de Granger a la inflación realizamos un test de Wald para  $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ . Análogamente, para la hipótesis de que la inflación no causa a la desviación típica realizamos el test de Wald para  $\mu_1 = \mu_2 = 0$ . Este mismo procedimiento lo utilizamos para analizar la relación de causalidad en el sentido de Granger entre la inflación y la asimetría. En el cuadro 6 aparece recogido el valor probabilístico asociado al estadístico F de dichos tests.

<sup>24</sup> Recordamos que elegimos para cada CA el número de retardos que elimina la autocorrelación de los residuos. No hemos incluido los resultados de esta estimación mediante variables instrumentales ya que no aporta realmente nada nuevo al análisis realizado hasta el momento.

**Cuadro 6.** Test de causalidad de Granger

	Andalucía	Aragón	Asturias	Baleares	Canar.	Cantab.	C. Mancha	C. León	Cataluña
$H_0: S_{jt}$ no causa $\pi_{jt}$	0,030	0,645	0,458	0,155	0,336	0,155	0,363	0,304	0,650
$H_0: \pi_{jt}$ no causa $S_{jt}$	0,131	0,507	0,097	0,228	0,157	0,160	0,449	0,583	0,173
	Ceuta y M.	Extrem.	Galicia	La Rioja	Madrid	Murcia	Navarra	P.Vasco	Valencia
$H_0: S_{jt}$ no causa $\pi_{jt}$	0,925	0,155	0,180	0,697	0,187	0,198	0,095	0,222	0,250
$H_0: \pi_{jt}$ no causa $S_{jt}$	0,819	0,081	0,740	0,439	0,240	0,404	0,331	0,056	0,280
	Andalucía	Aragón	Asturias	Baleares	Canar.	Cantab.	C. Mancha	C. León	Cataluña
$H_0: A_{jt}$ no causa $\pi_{jt}$	0,707	0,506	0,378	0,983	0,090	0,855	0,478	0,984	0,261
$H_0: \pi_{jt}$ no causa $A_{jt}$	0,812	0,037	0,501	0,363	0,612	0,660	0,264	0,603	0,490
	Ceuta y M.	Extrem.	Galicia	La Rioja	Madrid	Murcia	Navarra	P. Vasco	Valencia
$H_0: A_{jt}$ no causa $\pi_{jt}$	0,631	0,937	0,486	0,494	0,898	0,613	0,629	0,511	0,894
$H_0: \pi_{jt}$ no causa $A_{jt}$	0,310	0,406	0,488	0,449	0,731	0,331	0,214	0,784	0,946

Como puede observarse, del cuadro 6 no puede extraerse ninguna conclusión en cuanto a la dirección de la causalidad. A un nivel de significación del 5% sólo Andalucía muestra evidencia de que la dirección de la causalidad va desde la desviación típica hacia la inflación.

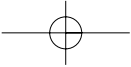
## Bibliografía

- Álvarez, L.J. y Matea, M. (1999): *Underlying Inflation Measures in Spain*, Banco de España, Documento de Trabajo n.º 9911.
- Amano, R.A. y Macklem, R. (1997): *Menu Costs, Relative Prices, and Inflation: Evidence for Canada*, Bank of Canada, Working Paper n.º 97-14.
- Anderson, T. y Hsiao, C. (1981): «Estimation of Dynamic Models with Error Components», *Journal of the American Statistical Association*, 76 (375):598-606.
- Aucremanne, L.; Brys, G.; Hubert, M.; Rousseeuw, P.J. y Struyf, A. (2002): *Inflation, Relative Prices and Nominal Rigidities*, National Bank of Belgium, Working Paper n.º 20.
- Ball, L. y Mankiw, N.G. (1994): «Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations», *Economic Journal*, 104 (423):247-261.
- Ball, L. y Mankiw, N.G. (1995): «Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks», *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1):161-193.
- Baltagi, B.H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, Nueva York.
- Bryan, M.F. y Cecchetti, S.G. (2001): *Convertibility and Price Flexibility: A Study of the Distribution of Relative Prices*, mimeo.
- Caraballo, M.A.; Dabús, C. y Usabiaga, C. (2004): *Relative Prices and Inflation: New Evidence from Different Inflationary Contexts*, centrA, Documento de Trabajo n.º E2004/71.
- Caraballo, M.A., Sánchez, A. y Usabiaga, C. (2003a): *Análisis del Comportamiento de la Inflación en la Economía Española*, XXVIII Simposio de Análisis Económico, Sevilla.
- Caraballo, M.A., Sánchez, A. y Usabiaga, C. (2003b): *Análisis Regional de la Rigidez de Precios en la Economía Española*, VI Encuentro de Economía Aplicada, Granada.
- Caraballo, M.A. y Usabiaga, C. (2004): «Inflation and Relative Prices: Empirical Evidence for the Spanish Economy», *Problems and Perspectives in Management*, 3, chapter 1 (Macroeconomic Processes and Regional Economies Management): 59-70.
- Debelle, G. y Lamont, O. (1997): «Relative Price Variability and Inflation: Evidence from U.S. Cities», *Journal of Political Economy*, 105 (1):132-152.

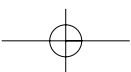
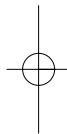
90 Caraballo, M. A. y Usabiaga, C.

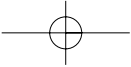
- Döpke, J. y Pierdzioch, C. (2003): «Inflation and Skewness of the Distribution of Relative Price Changes: Empirical Evidence for Germany», *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 223 (2):136-159.
- Fischer, S. (1981): «Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:381-431.
- Greene, W.H. (1999): *Análisis Económico* (3.ª edición), Prentice Hall, Madrid, 1998.
- Hall, S. y Yates, A. (1998): *Are There Downward Nominal Rigidities in Product Markets?*, Bank of England, Working Paper Series, n.º 80.
- Loungani, P. y Swagel, P. (1995): *Supply-Side Sources of Inflation: Evidence from OECD Countries*, Board of Governors of the Federal Reserve System (Washington, DC), International Finance Discussion Paper n.º 515.
- Lourenco, R.D.A. y Gruen, D. (1995): *Price Stickiness and Inflation*, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper n.º 9502.
- Lucas, R.E. (1972): «Expectations and the Neutrality of Money», *Journal of Economic Theory*, 4, abril: 103-124.
- Sobczak, N. (1998): *Disinflation in Spain: The Recent Experience*, International Monetary Fund, Working Paper n.º 106/98.
- Tobin, J. (1972): «Inflation and Unemployment», *American Economic Review*, 62 (1):1-18.





*Análisis de la estructura de la inflación de las regiones españolas: la metodología de Ball y Mankiw* **91**





**92** *Caraballo, M. A. y Usabiaga, C.*

