Análisis de la estructura de la inflación de las regiones españolas[1]

María Ángeles Caraballo. Universidad de Sevilla y centrA
Antonio Sánchez. Universidad de Sevilla
Carlos Usabiaga. Universidad Pablo de Olavide y centrA[2]

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, y más concretamente en la línea de contrastación empírica de los mismos 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 sintéticamente las líneas argumentales de estos trabajos. Parten de un modelo de competencia monopolística en el que las empresas soportan costes de menú cuando ajustan sus precios. Así, un shock de oferta se traducirá en un cambio de su precio relativo óptimo, pero las empresas sólo desearán cambiar el precio si el beneficio derivado del ajuste supera al coste del mismo. Por tanto, para un precio inicial, que suponemos que es el óptimo, habrá un rango de shocks para los cuales las empresas no reaccionarán. De este modo, responderán a shocks de cierta magnitud, pero no a los de escasa cuantía, con lo que los grandes shocks presentarán unos efectos desproporcionados sobre la inflación a corto plazo. En este contexto, los cambios en los precios relativos pueden afectar al nivel de precios. Suponemos que los shocks de oferta generan una distribución de los cambios de precios deseados por las empresas[3]. Estos autores plantean dos escenarios de inflación: un contexto de inflación sin tendencia en Ball y Mankiw (1995), y un contexto de inflación con tendencia en Ball y Mankiw (1994). Pasemos a explicar las principales características de esos dos escenarios:

a) Economía sin tendencia en la inflación o marco de inflación estable, próxima a cero. En este caso, si la distribución de los cambios de precios deseados de las empresas de un sector o de un 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

[1] Agradecemos los comentarios recibidos, respecto a versiones previas de este trabajo, de Javier J. Pérez, de los asistentes a un seminario en centrA y en el *VI Encuentro de Economía Aplicada* (en especial, de Juan F. Jimeno y Manuel Arellano). Por supuesto, las carencias que persistan son de nuestra entera responsabilidad. También queremos señalar que 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 nuestra exposición demasiado farragosa, pero que están disponibles previa petición a los autores, así como todos los datos utilizados para el análisis.
[2] Universidad Pablo de Olavide, Carretera de Utrera, Km. 1, 41013 Sevilla. Tlfno: 954349358. Fax: 954349339. E-mail: cusaiba@dee.upo.es
[3] Un problema para la contrastación empírica de este tipo de modelos es que no podemos observar la distribución de los cambios de precios deseados por las empresas, sino sólo los cambios de precios observados.

en la cola de la derecha o lo disminuirán si están en la cola 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 precios deseados. Por su parte, una mayor varianza magnificará los efectos de la asimetría, al aumentar el peso relativo de las colas. Sin embargo, si la distribución de los precios deseados es simétrica, un aumento de la varianza aumenta ambas colas por igual, por lo que el cambio en la varianza no afecta a la inflación.

b) Inflación media con tendencia. En este caso, si una empresa experimenta un shock negativo puede o bien pagar el coste de menú, o bien dejar 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, cuando se enfrentan a un shock positivo, al ser la inflación también positiva, si la empresa no paga el coste de menú cada vez será mayor el gap entre su precio actual y el precio óptimo, por lo que en este escenario 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 varianza 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.

Podríamos concluir por tanto que con una inflación media nula y sin tendencia, y una distribución de los precios relativos deseados asimétrica, la asimetría de esta distribución afecta a la inflación promedio, pero no la varianza. Por su parte, la inflación positiva y con tendencia genera rigidez de precios a la baja, acentuando la varianza de la distribución de los precios relativos esa rigidez; de forma que, aunque la distribución de los shocks sea simétrica, existe una correlación positiva entre la varianza de los shocks y la inflación promedio. Sintetizando al máximo podemos apuntar que, bajo este marco teórico, en un escenario de inflación promedio próxima a cero la relación inflación-asimetría es más fuerte que la relación inflación-varianza, mientras que en un contexto de inflación promedio elevada es más fuerte la relación inflación-varianza.

En el siguiente cuadro repasamos, muy sintéticamente, la literatura empírica más relacionada con nuestro trabajo:

EVIDENCIA EMPÍRICA			
AUTORES	**DATOS**	**RESULTADOS**	**OTRAS APLICACIONES**
Ball y Mankiw (1995)	EEUU, 1949-1989, datos anuales, precios industriales	Asociación + (positiva) inflación/asimetría más fuerte que inflación/variabilidad	Curva de Phillips a corto plazo
Debelle y Lamont (1997)	Ciudades de EEUU, 1954-1986,datos anuales, precios industriales	Asociación + inflación/asimetría no significativa Asociación + infl./variabilidad sí significativa	
Lourenco y Gruen (1995)	Australia, 1970-1992, datos trimestrales, precios consumo, precios industriales	Inflación anual <4-5%: relación inflación/asimetría más fuerte que relación inflación variabilidad Inflación anual >4-5%: relación inflación/variabilidad más fuerte	Causalidad inflación-variabilidad Variables instrumentales
Amano y Macklem (1997)	Canadá, 1962-1994, datos anuales, datos trimestrales	Asociación + inflación/asimetría No asociación fuerte infllación/variabilidad	Causalidad inflación-variabilidad Test de causalidad de Granger
Hall y Yates (1998)	Gran Bretaña, 1975-1996, datos mensuales, precios consumo	Asociación inflación/asimetría más débil que infllación/variabilidad	
Aucremanne *et al.* (2002)	Bélgica, 1976-2000, datos mensuales, precios consumo	Asociación + inflación/asimetría con independencia de inflación promedio Asociación infllación/variabilidad	Estimadores robustos de la inflación subyacente
Otros trabajos relacionados	?? Bryan y Cecchetti (2001), trabajo descriptivo. Latinoamérica, alta inflación. Asociaciones positivas inflación/variabilidad e inflación/asimetría, relación negativa inflación/curtosis. ?? Loungani y Swagel (1995), 13 países de la OCDE, datos anuales. Asociación positiva inflación/asimetría. ?? Álvarez y Matea (1999), España. Indicadores para la inflación subyacente. ?? Sobczak (1998), España, datos mensuales IPI, 1975-1997.		

Tras exponer la argumentación teórica subyacente (modelo de Ball y Mankiw) y algunos ejemplos de trabajos empíricos en este campo[4], podría ser de interés recordar qué utilidades nos puede proporcionar el tipo de análisis que planteamos para la economía española:

1) 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 puede significar que nuestra economía es vulnerable, lo que va a dificultar el control de la inflación. Siguiendo este enfoque, intentaremos determinar en nuestro trabajo si existe 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 CCAA resulta homogéneo en este campo.

2) Implicaciones para las medidas 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 enfoque para medir la inflación subyacente podría consistir en eliminar de la inflación los efectos transitorios introducidos por la asimetría. En esta línea se encuentra Aucremanne *et al.* (2002).

3) La contrastación de si la rigidez de precios a la baja es un fenómeno exógeno, como apuntaba Tobin (1972), o bien es una respuesta de agentes optimizadores que se enfrentan a costes de menú en un contexto inflacionario. En esta línea encontramos los trabajos de Aucremanne *et al.* (2002) y Hall y Yates (1998).

[4] Debemos realizar una precisión terminológica. En esta literatura se distingue entre la variabilidad (VPR) y la dispersión de los precios relativos (DPR): la VPR se define como la varianza o la desviación típica de la distribución de la tasa de cambio de los precios, mientras que la DPR se refiere a la distribución de los niveles de precios. En general, atendiendo a la disponibilidad de datos empíricos, se suele emplear la VPR, que es la variable que utilizaremos en nuestro trabajo.

A pesar de todas esas utilidades, muy relevantes en nuestra opinión, debemos reseñar que la aproximación de Ball y Mankiw (1995) ha sido escasamente aplicada a la economía española. A continuación haremos una breve referencia a los trabajos más próximos a este enfoque: Álvarez y Matea (1999) tienen en cuenta la aproximación comentada para la construcción de indicadores para la inflación subyacente. Sobczak (1998), utilizando datos mensuales del índice de precios industriales (23 componentes), analiza la influencia de los ajustes de los precios relativos en la desinflación española para el periodo 1975-1997, tomando como proxy de esos ajustes la desviación típica y la asimetría de la distribución[5]. Por último, Alberola y Marqués (2001) estudian la evolución de los precios relativos a nivel provincial y a qué se deben las diferencias observadas, pero la metodología y técnicas que emplean difieren de las que utilizamos en este trabajo.

En esencia, nuestro trabajo pretende, en primer lugar, abordar la cuestión de si los costes de menú son aplicables a la economía española siguiendo la metodología de los momentos y, en segundo lugar, detectar si existe homogeneidad o no de las CCAA en este terreno. La estructura del resto de nuestro trabajo es la siguiente: En la sección 2 exponemos los datos y las variables básicas de nuestro análisis; asimismo exponemos la metodología que seguimos y los primeros resultados a los que nos conduce nuestra aproximación a Ball y Mankiw (1995). En la sección 3 consideramos medidas alternativas de la variabilidad y de la asimetría, así como el papel de la curtosis. En la sección 4 introducimos dos variables reales (desempleo y producción) como variables de control. En la sección 5 abordamos el problema de la causalidad. Tras todo el análisis realizado a nivel de CA, en la sección 6 estudiamos si las CCAA presentan o no un comportamiento homogéneo en el campo que analizamos. Por último, la sección 7 cierra nuestro trabajo con las principales conclusiones del mismo y apuntando posibles extensiones.

2. Datos, variables básicas, metodología y especificación base

Nuestro periodo de análisis es 1994.01-2001.12, caracterizado por una tasa de inflación anual inferior al 4%. Hemos elegido este periodo de baja inflación, entre otras razones, porque en torno al 4% 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 CCAA y bienes y servicios (33 subgrupos), elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La ponderación de cada subgrupo por CCAA 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

[5] Frente a otros trabajos comentados, este análisis es meramente descriptivo; ofreciéndose gráficas en lugar de las estimaciones correspondientes.

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.

Pasemos a definir algunas de las variables esenciales en nuestro análisis. Como proxy de los momentos de la distribución de los shocks utilizamos el segundo y tercer momento cross-section de la distribución de los cambios de los precios. A continuación recogemos las expresiones de la desviación típica para cada CA (S$_{jt}$) y de la asimetría para cada CA (A_{jt}):

$$S_{jt} = \left[\sum_{i=1}^{n} w_{ij} \left(\pi_{ijt} - \pi_{jt} \right)^2 \right]^{0,5}; \quad A_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_{ij} \left(\pi_{ijt} - \pi_{jt} \right)^3}{\left(S_{jt} \right)^3}$$

donde π hace referencia a la tasa de inflación, i a los bienes, j a las CCAA y t a los periodos temporales. Así: π_t: inflación nacional en el periodo t; π_{jt}: inflación de la CA j en el periodo t; π_{it}: inflación a nivel nacional del subgrupo i en el periodo t; π_{ijt}: 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 al consumo 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, esta variable toma un valor nulo con independencia de la desviación típica, pero para un valor diferente 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, debido a que los datos que manejamos son mensuales, hemos utilizado las variables desestacionalizadas a lo largo de nuestro análisis.

Por otro lado, como en nuestro trabajo utilizamos básicamente los momentos de la inflación, ya de partida 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 CCAA, observando que varían 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 en las estimaciones.

También hemos comprobado la estacionariedad de la inflación y sus momentos siguiendo el método de Holden y Perman (1994). Los resultados de este análisis, referidos a la inflación, aparecen recogidos en el Anexo.

Como se puede observar en la Tabla 1, siguiendo el trabajo de Ball y Mankiw (1995), como una primera aproximación 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 CCAA 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. Las CCAA en las que incluimos un retardo de orden 2 son Cataluña, Cantabria, Galicia, Ceuta y Melilla y Navarra, y en La Rioja hemos incluido hasta el retardo 7. En la Tabla 1 no se incluyen los coeficientes de los retardos adicionales de esas 6 CCAA, pero sí se puede observar el p-value del test de Breusch-Godfrey de orden 1 y el p-value del test de heterocedasticidad de White. Las regresiones se realizan mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y, como es habitual, el valor del estadístico t (que aparece entre paréntesis en las tablas que presentamos a continuación) se corrige por el método de White. **[Tabla 1]**

Comentemos los principales resultados de la Tabla 1.

S_{jt} resulta significativa en 10 CCAA; en cuatro de ellas –Andalucía, Castilla-La Mancha, Extremadura y Madrid- sólo es significativa S_{jt}. A_{jt} resulta significativa en 11 CCAA; en seis de ellas -Cataluña, Galicia, Navarra, Castilla-León, País Vasco y Valencia- sólo es significativa A_{jt}. En Baleares y Canarias ninguna de esas dos variables resulta significativa. En todos los casos los coeficientes son positivos. En cuanto a la contribución relativa de la asimetría y de la desviación típica, en todos los casos el R^2 aumenta cuando se introduce alguna de ellas, y el R^2 más alto se obtiene cuando se introducen ambas, excepto para Navarra, ya que en este caso la mejor estimación se obtiene cuando se introduce sólo la asimetría[6]. Para Andalucía, Cantabria, Castilla-La Mancha, Ceuta y Melilla, Extremadura, Madrid y Murcia el R^2 es más elevado cuando sólo consideramos la desviación típica que cuando sólo introducimos la asimetría, ocurriendo lo contrario para las CCAA restantes.

También puede observarse que el valor del coeficiente de la desviación típica es superior al de la asimetría. En cuanto a la variable de interacción, es significativa en todos los casos, excepto para Canarias, Andalucía y Castilla-La Mancha.

Debemos reseñar que cuando se realizan las mismas estimaciones con las variables sin ponderar no difieren cualitativamente los resultados. 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.

3. Medidas alternativas de la asimetría y de la variabilidad de los precios

En esta sección definimos unas medidas alternativas como proxy para los momentos de la distribución de los shocks de precios. En primer lugar, atendemos a la variabilidad y a la

[6] Los resultados de Canarias no los comentamos por su carácter totalmente atípico.

asimetría de la distribución de los precios de las CCAA con respecto a la inflación nacional, ya que los agentes económicos pueden estar más informados del índice de precios al consumo nacional que del regional. Así, definimos la variabilidad 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:

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

En este punto, planteamos un análisis similar al que nos condujo a los resultados recogidos en la Tabla 1, obteniéndose unos resultados prácticamente iguales. No obstante, debe señalarse que el coeficiente de correlación entre S_{jt} y SG_{jt} es superior a 0.90 para todas las CCAA, observándose una correlación similar entre A_{jt} y AG_{jt}. Es decir, los datos muestran que la diferencia entre la inflación de las CCAA y la inflación nacional es muy reducida, por lo que por el momento no podemos dilucidar si SG_{jt} y AG_{jt} son significativas *per se*, o bien por su alto grado de correlación con los momentos de la inflación de las CCAA.

Ante ese problema, en primer lugar, 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 CCAA, lo que queda de SG_{jt} y AG_{jt} contribuye a explicar la inflación promedio.

De nuevo, hemos seguido los pasos que nos llevaron a la Tabla 1. En este análisis DA_{jt} resulta significativa en todas las CCAA, mientras que DS_{jt} sólo resulta significativa en Navarra. En la Tabla 2 presentamos los resultados de la introducción de DA_{jt}[7]. **[Tabla 2]**

Puede observarse que el coeficiente de DA_{jt} en la Tabla 2 es mayor que el coeficiente de asimetría observado en las estimaciones de las columnas 3 y 4 de la Tabla 1 para todas las CCAA. También se aprecia comparativamente en la Tabla 2 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. A pesar de lo reseñado sobre la variable DA_{jt}, preferimos seguir utilizando la variable de asimetría (A_{jt}) en nuestro análisis, porque ello nos permite confrontar nuestros resultados con los de otros autores.

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 CCAA, debido a que el nexo de la inflación con sus momentos puede deberse más a shocks nacionales que a factores regionales. Siguiendo a Debelle y Lamont (1997), definimos esos

[7] Las regresiones realizadas toman la inflación como variable dependiente, y como variables explicativas los retardos de la inflación -siguiendo el método indicado para la Tabla 1- 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 el análisis para evitar la autocorrelación son: 2

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:

$$SIS_t = \left[\sum_{i=1}^{n} w_i \left(\pi_{it} - \pi_t \right)^2 \right]^{0,5} ; AIS_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i \left(\pi_{it} - \pi_t \right)^3}{\left(SIS_t \right)^3}$$

donde w_i es la ponderación de cada subgrupo aplicada por el INE para construir el índice de precios al consumo 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 comentada para la Tabla 1[8], se obtiene el resultado de que DAN_{jt} no es significativa, excepto para Navarra, y de que DSN_{jt} resulta no significativa, excepto para el País Vasco. Es decir, paradójicamente, los componentes autonómicos de la desviación típica y de la asimetría no afectan a la inflación autonómica.

También podemos destacar que el análisis con las variables sin ponderar arroja unos resultados muy similares: DA_{jt} es significativa en todas las CCAA, 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 comentadas tampoco merecen la pena reseñarse.

Finalmente, para completar el análisis de los momentos de la distribución, también introducimos en nuestro análisis la curtosis (K_{jt}). La expresión correspondiente es la siguiente:

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

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 los recogemos en la Tabla 3 (columna 2). En esa tabla se observa que la curtosis sólo resulta significativa en Aragón, por lo que tampoco nos parece de mucho interés para nuestro análisis. En cuanto a su signo negativo en 7 CCAA, debemos reseñar que es el esperado según Bryan y Cecchetti (2001). Hall y Yates

en Galicia, 3 en Ceuta y Melilla, 7 en Aragón, Asturias, Cantabria, Cataluña, Castilla-León, Castilla-La Mancha, La Rioja y Madrid, y 12 en Navarra –en el resto de CCAA es 1.

[8] Estas estimaciones toman como variables explicativas los retardos correspondientes de la inflación y, según el caso, DSN_{jt}, DAN_{jt}, S_{jt} y DAN_{jt}, A_{jt} y DSN_{jt}.

(1998) también encuentran algún signo de correlación negativa entre la curtosis y la inflación, pero muy débil, por lo que no la tienen en cuenta.

4. Introducción de variables de control

En esta sección pretendemos captar la incidencia de las variables reales sobre la inflación. Las variables elegidas para ello son el desempleo y la producción industrial. Más concretamente, 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 (INEM) por la cifra de población activa del trimestre correspondiente (EPA). En cuanto a la producción industrial, utilizamos la variación mensual del índice de producción industrial que aparece recogido en el *Boletín de Coyuntura Regional*[9]. A esta variable la denominamos IPI_{jt}. **[Tabla 3]**

Para este análisis, partimos de la estimación que introduce S_{jt} y A_{jt}, y consideramos los mismos retardos de la inflación que hemos utilizado para cada CA en la Tabla 1. Por otra parte, 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, por lo que no vemos inconveniente en incluir ambas variables en la estimación. Los resultados de la estimación comentada se recogen en la Tabla 3 (columna 1). 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, estos resultados no nos invitan a profundizar en la línea de la curva de Phillips o de la función de oferta agregada.

5. Análisis de causalidad

Una de las novedades del modelo de Ball y Mankiw (1995) 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[10]. La cuestión de la causalidad en este terreno ya fue planteada por Fischer (1981), para datos trimestrales de EEUU del periodo 1948-1972, que divide en distintos subperiodos. La variabilidad es medida por este autor tanto incluyendo como excluyendo a los alimentos y la energía. 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 que hemos comentado en la introducción tampoco se muestran muy concluyentes.

Por otra parte, Ball y Mankiw (1995) plantean que, al menos teóricamente, cabe la posibilidad de que la causalidad vaya desde la inflación hacia la asimetría. Para evaluar dicha

[9] Esa estadística no ofrece datos de producción para Ceuta y Melilla.

posibilidad, estos autores atienden a la evolución histórica de la inflación en EEUU, y observan dos anomalías en los datos: En 1975 bajó la inflación cuando la asimetría era positiva, y en 1982 también bajó la inflación cuando la distribución de los cambios de precios era simétrica. Ball y Mankiw argumentan que en ambos casos el descenso de la inflación se debió a una política monetaria contractiva, es decir, a un factor exógeno de demanda, y que el hecho de que la asimetría no se viera afectada pone de manifiesto que los cambios en la inflación no afectan a la asimetría.

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. El primer trabajo encuentra evidencia de que la asimetría causa en el sentido de Granger a la inflación a un nivel de significación del 1%; sin embargo, la inflación no causa a la asimetría ni siquiera al 10% de significación. Asimismo, Hall y Yates, tras hacer diversas pruebas con distintas submuestras, distintos niveles de agregación, y las variables ponderadas y sin ponderar, concluyen que existe evidencia predominante de que la causalidad va desde la asimetría hacia la inflación.

En nuestro trabajo empírico hemos optado, en primer lugar, por abordar 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 que hemos planteado 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 esta aproximación consiste en encontrar los instrumentos adecuados; es decir, 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 instrumentos adecuados de la desviación típica y de la asimetría respectivamente. Por tanto, realizamos la estimación mediante variables instrumentales de la regresión correspondiente a la cuarta columna de la Tabla 1[11]. Seguidamente, abordamos el test de Hausman para la hipótesis nula de que la desviación típica y la asimetría no están correlacionadas con el término de error, distribuyéndose el estadístico de este test bajo la hipótesis nula como una $?_k^2$, donde *k* es el número de parámetros estimados.

Estos resultados aparecen recogidos en la Tabla 4. **[Tabla 4]**

Como se puede observar, Baleares, Cataluña y Navarra son las CCAA que muestran un comportamiento diferencial en cuanto a ese test, que en principio no nos permite rechazar la hipótesis nula de que los regresores no están correlacionados con la perturbación aleatoria en

---

[10] Existe una amplia literatura empírica a este respecto, cuyas principales referencias aparecen recogidas en Caraballo y Brey (2001).
[11] No hemos incluido los resultados de esta estimación ya que no aporta realmente nada nuevo al análisis realizado hasta el momento.

15 CCAA, 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, con la consiguiente debilidad de los resultados, en segundo lugar hemos optado por plantear también un test de causalidad de Granger. Al igual que Hall y Yates (1998), incluimos 12 retardos en el test por tratarse de datos mensuales. Como las variables son estacionarias -véase Anexo-, realizamos el test de causalidad estimando las siguientes regresiones para cada CA:

$$?_{jt} ? ?_{j} ? ?_{1}?_{jt?1} ? \ldots ? ?_{12}?_{jt?12} ? ?_{1}S_{jt?1} ? \ldots ? ?_{12}S_{jt?12} ? ?_{jt}$$

$$S_{jt} ? ?_{j} ? ?_{1}S_{jt?1} ? \ldots ? ?_{12}S_{jt?12} ? ?_{1}?_{jt?1} ? \ldots ? ?_{12}?_{jt?12} ? v_{jt}$$

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 $?_1=\ldots=?_{12}=0$. Análogamente, para la hipótesis de que la inflación no causa a la desviación típica realizamos el test de Wald para $?_1=\ldots=?_{12}=0$. Este mismo procedimiento lo utilizamos para analizar la relación de causalidad en el sentido de Granger entre la inflación y la asimetría. En la Tabla 5 aparece recogido el p-value asociado al estadístico F de dichos tests. **[Tabla 5]**

Como puede observarse, de la Tabla 5 no puede extraerse una conclusión absolutamente tajante. Así, para Cantabria, Ceuta y Melilla, Galicia, País Vasco y Valencia los resultados apuntan que la desviación típica causa a la inflación al 5%; para Baleares, Aragón, Andalucía y Madrid ello ocurre al 10%; para Extremadura la inflación causa a la desviación típica al 10%; y Canarias es bidireccional al 10%. Por lo que se refiere a la relación inflación-asimetría, los resultados apuntan que la asimetría causa a la inflación al 5% para Asturias, Ceuta y Melilla, Cataluña y País Vasco; por el contrario, la inflación causa al 5% a la asimetría para Baleares y Aragón, y al 10% para Cataluña. Los resultados obtenidos para Baleares y Cataluña concuerdan con los obtenidos para el test de Hausman.

En suma, de nuestro análisis de causalidad se deduce preponderantemente que la dirección de la causalidad va desde la desviación típica hacia la inflación, mientras que no obtenemos resultados claros para la relación inflación-asimetría.

6. Análisis de la homogeneidad del comportamiento de la inflación en las CCAA

Hasta este punto hemos analizado independientemente el comportamiento de la inflación de cada CA, obteniendo resultados similares en relación a la significatividad de los momentos de la inflación (S_{jt}, A_{jt}, K_{jt}) y sus medidas alternativas (DS_{jt}, DA_{jt}, DSN_{jt}, DAN_{jt}), y respecto a la significatividad de la variación de la tasa de desempleo y de la tasa de variación del índice de producción industrial. También pensamos que las cifras de inflación de las CCAA se verán afectadas en muchos casos por factores comunes, por lo que habrá una fuerte relación entre ellas. Por tanto, nos planteamos a continuación la estimación mediante el siguiente sistema de 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:

$$?_{jt} ? ?_j ? ?_1^j ?_{j,t?1} ? ?_2^j ?_{j,t?2} ? ?_3^j S_{jt} ? ?_4^j A_{jt} ? ?_{jt} \qquad j ? 1....18 \qquad [1]$$

Para determinar el método de estimación apropiado, hemos comenzado comprobando si existe heterocedasticidad de sección cruzada a través del multiplicador de Lagrange[12], que es asintóticamente equivalente a un contraste de verosimilitud, y que se distribuye como una $?^2_{N-1}$ siendo N el número de CCAA. 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 plantearnos la posibilidad de realizar un pool con todos los datos, imponiendo la restricción de que los parámetros a estimar son iguales para todas las CCAA.

Como paso previo a ese análisis, en primer lugar, hemos estimado aisladamente por MCO cada una de las 18 ecuaciones del sistema anterior, 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 $?^2_{17}$. Para la igualdad de las $?_3^j$ el valor del estadístico es de 24.234 y para las $?_4^j$ 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 "poolability" de los datos. Para ello, realizamos la estimación mediante MCO bajo la hipótesis nula de que: $?_j ? ?$, $?_1^j ? ?_1$, $?_2^j ? ?_2$, $?_3^j ? ?_3$, $?_4^j ? ?_4$, para todo j =1 …18. Es decir:

$$?_{jt} ? ? ? ?_1 ?_{j,t?1} ? ?_2 ?_{j,t?2} ? ?_3 S_{jt} ? ?_4 A_{jt} ? ?_{jt} \qquad [2]$$

Bajo el supuesto de que $?$[13] se distribuye como una N(0,O), el estadístico bajo la hipótesis nula se distribuye como una $F_{85,1602}$, y para nuestros datos 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 pool de todos los datos. A pesar de ello, planteamos también el caso de un efecto fijo para cada CA, realizando la estimación siguiente, cuyos resultados recoge la Tabla 6. **[Tabla 6]**

$$?_{jt} ? ?_j ? ?_1 ?_{j,t?1} ? ?_2 ?_{j,t?2} ? ?_3 S_{jt} ? ?_4 A_{jt} ? ?_{jt} \qquad [3]$$

Para corroborar los resultados obtenidos hasta este punto en relación a la homogeneidad de las CCAA en el campo que estudiamos, realizamos un test de efectos fijos[14] para la hipótesis nula $?_j = ?$ para todo j = 1…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

---

[12] Véase Greene (1999, p. 566).

[13] $? = (?_1 ... ?_{18})$, donde cada $?_j$ es un vector de dimensión t. Para verificar que e ~ N(0,O) en la expresión [2] hemos analizado la distribución de cada $?_j$ mediante el estadístico Jarque-Bera, obteniendo que al 5% de significación no se rechaza la normalidad de los residuos en ninguna CA.

[14] Véase Baltagi (1995, p. 12).

hipótesis nula de que los $?_j$ sean iguales. Por tanto, finalmente, puede realizarse la estimación de la expresión [2], cuyos resultados aparecen recogidos en la Tabla 7. Esa estimación nos proporciona un punto de partida acerca de los factores que afectan a la inflación española. **[Tabla 7]**

En definitiva, todas las estimaciones que hemos planteado en nuestro trabajo apuntan hacia la homogeneidad del comportamiento de la inflación en las CCAA españolas.

7. Conclusiones y extensiones del análisis

El tipo de análisis que hemos planteado en este trabajo, *à la* Ball y Mankiw, profundiza en el análisis de los datos de inflación, y es necesario por ejemplo para poder evaluar el posible éxito de una política monetaria común en el control de la inflación (Fielding y Mizen, 2000). En general, en nuestro trabajo se observa un comportamiento bastante homogéneo de la "estructura" de la inflación en las CCAA españolas. Nuestro análisis corrobora 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. Debemos reseñar que la significatividad de la asimetría y de la desviación típica a nivel de CA, obtenida desde diversas ópticas en nuestro trabajo, pone de manifiesto la vulnerabilidad de nuestra inflación respecto a los shocks de precios relativos; factor que puede dificultar el control de la inflación.

Entre las posibles extensiones de nuestro trabajo, una primera opción consiste en estudiar para el caso español las medidas adicionales de asimetría propuestas por Ball y Mankiw (1995). En cuanto a la perspectiva sectorial, en Caraballo *et al.* (2003) se ofrecen unos resultados preliminares que apuntan hacia una gran heterogeneidad sectorial y una mayor relevancia de la asimetría frente a la desviación típica. En esta línea, sería interesante prestar más atención a los sectores más vulnerables a la inflación, y a los que se ven más afectados por los shocks de precios relativos. Este tipo de análisis es necesario para poder plantear políticas microeconómicas en este campo. En cuanto a los datos, también pensamos dejar de trabajar con los índices de precios, buscando una información más completa. Por último, 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, hasta 0.25 o 0.45 dependiendo de que tomemos los datos ponderados o sin ponderar respectivamente. En cuanto a la asimetría, los resultados apuntan hacia que la variable no es significativa. Como se puede observar, estos resultados preliminares respecto al cambio de periodo, en los queremos seguir profundizando[15], parecen encajar también con el modelo de costes de ajuste de Ball y Mankiw (1995).

Bibliografía

Alberola, E. y Marqués, J.M. (2001): “On the Evolution of Relative Prices and Its Nature at the Regional Level: The Case of Spain”, *Journal of Regional Science*, 41 (3), pp. 451-474.

Álvarez, L.J. y Matea, M. (1999): "Underlying Inflation Measures in Spain", Banco de España, Documento de Trabajo nº 9911.

Amano, R.A. y Macklem, R. (1997): "Menu Costs, Relative Prices, and Inflation: Evidence for Canada", Bank of Canada, Working Paper nº 97-14.

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 nº 20.

Ball, L. y Mankiw, N.G. (1994): "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *Economic Journal*, 104, pp. 247-261.

Ball, L. y Mankiw, N.G. (1995): "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), pp. 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. y Brey, R. (2001): "La Estructura Regional de la Inflación", *XXVII Reunión de Estudios Regionales*, Madrid.

Caraballo, M.A., Sánchez, A. y Usabiaga, C. (2003): "Análisis Regional de la Rigidez de Precios en la Economía Española", *VI Encuentro de Economía Aplicada*, Granada.

Debelle, G. y Lamont, O. (1997): "Relative Price Variability and Inflation: Evidence from U.S. Cities", *Journal of Political Economy*, 105 (1), pp. 132-152.

Fielding, D. y Mizen, P. (2000): "Relative Price Variability and Inflation in Europe", *Economica*, 67, pp. 57-78.

Fischer, S. (1981): "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 381-431.

Greene, W.H. (1999): *Análisis Econométrico* (3ª edición), Prentice Hall, Madrid.

Hall, S. y Yates, A. (1998): "Are There Downward Nominal Rigidities in Product Markets?", Bank of England, Working Paper Series, nº 80.

Holden, D. y Perman, R. (1994): “Unit Roots and Cointegration for the Economist”, en: Rao, B. (Ed.) (1994): *Cointegration*, St. Martin’s Press, Nueva York.

Loungani, P. y Swagel, P. (1995): “Sypply-Side Sources of Inflation: Evidence from OECD Countries”, Board of Governors of the Federal Reserve System (Washington, DC), International Finance Discussion Paper nº 515.

Lourenco, R.D.A. y Gruen, D. (1995): "Price Stickiness and Inflation", Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper nº 9502.

Lucas, R.E. (1972): "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory,* 4, pp. 103-124.

Sobczak, N. (1998): “Disinflation in Spain: The Recent Experience”, International Monetary Fund, Working Paper nº 106 / 98.

Tobin, J. (1972): "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, 62, pp. 1-18.

[15] En este sentido, queremos plantear también nuestro análisis comparando la economía española con diversos países latinoamericanos caracterizados por unas experiencias inflacionistas muy alejadas de los patrones europeos.

ANEXO

El método seguido para analizar la estacionariedad de las series es el procedimiento secuencial de Holden y Perman (1994). Este método consta de las siguientes fases:

1. Se estima mediante MCO la ecuación: $? Y_t ? ? ? ? ? t ? ? ? Y_{t?1} ? \sum_{i?1}^{p} ? _i ? Y_{t?1} ? ? _t$ en la que se incluye el número de retardos (p) suficiente para eliminar la autocorrelación en los residuos.

2. A continuación, empleamos la distribución ? 3 de Dickey-Fuller para contrastar la hipótesis nula: (?, ? ,?) = (?, ? ,?) contra la alternativa: (?, ? ,?) ? (?, ? ,?). En caso de que la hipótesis nula no pueda rechazarse, se acude a la quinta fase.

3. Si se rechaza la hipótesis nula, se deduce que, o bien (? ? ? ?, ? ? ? ?), o bien (? ? ? ?, ? ? ? ?), o bien (? ? ? ? , ? ? ? ?). El siguiente paso consiste en contrastar ? ? ? ? ? usando el estadístico t de la fase 1, con los valores críticos de las tablas estándar de la distribución normal. Si no se rechaza la hipótesis nula se concluye que ? ? ? ? y que ? ? ? ? ? Si se rechaza la hipótesis nula pasamos a la fase 4.

4. Se contrasta la hipótesis ? ? ? ? ? ? mediante un estadístico t convencional. Si se acepta la hipótesis nula se concluye que la serie es estacionaria sin tendencia. Si se rechaza la hipótesis nula se concluye que la serie es estacionaria con tendencia lineal. En cualquier caso, se puede contrastar la hipótesis con respecto al parámetro ? de forma convencional.

5. Se usa un estadístico t para contrastar ? ? ? ? suponiendo que ? ? ? ? , por lo que se necesitan los valores críticos no estándar. Si este estadístico t verifica que ? ? ? ? pasamos a la fase 6.

6. Se realiza el contraste ? 2 de Dickey-Fuller para: (?, ? ,?) = (? ?, ? , ?). Si conduce a concluir que ? ? ? ? , la serie es un paseo aleatorio sin deriva. Si ? ? ? ? ? es un paseo aleatorio con deriva. En cualquier caso, se pasa a la fase 7.

7. Imponemos la restricción ? ? ? ? ? e intentamos restablecer las conclusiones relativas a ? y ? , usando el estadístico ? 1 para contrastar la hipótesis nula de una raíz unitaria y deriva cero.

Los resultados obtenidos aplicando el método descrito para la serie de inflación se recogen en la tabla siguiente, donde C(1) corresponde a la deriva, C(2) al coeficiente de la tendencia y C(3) al coeficiente de la variable retardada. Los resultados para Canarias no se incluyen en la tabla ya que esta CA se comporta de forma totalmente atípica. Así, en la fase 1 incluimos 4 retardos, y en la fase 2 el estadístico del test de Wald alcanza un valor de 4.017, por lo que aplicamos las fases 5, 6 y 7 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.

ANEXO. Test de Raíces Unitarias

Series de INFLACIÓN	Andalucía	Aragón	Asturias	Baleares	Cantabria	Cataluña	Cast.-La Mancha	Castilla-León	Ceuta y Melilla
N º de retardos	1	1	1	2	1	1	1	1	1
Test de Wald (Valor de ref: 6,49)	11,118	11,417	11,604	7,594	14,863	12,218	12,489	19,791	19,791
C(1) T-statistic	2,954	3,042	3,344	2,808	3,936	3,057	3,225	3,570	3,570
C(2) T-statistic	-0,847	-0,744	-1,131	-0,725	-0,890	-1,008	-0,639	-0,640	-0,640
C(3) T-statistic	-4,715	-4,772	-4,817	-3,876	-5,450	-4,943	-4,997	-6,291	-6,291
Test de Raíces Unitarias ADF	-4,645	-4,731	-4,675	-3,839	-5,385	-4,839	-4,972	-6,279	-6,279
1% Critical Value	-3,5007	-3,5007	-3,5007	-3,5015	-3,5007	-3,5007	-3,5007	-3,5007	-3,5007
Test de R. Unit de Phillips-Perron	-6,628	-6,699	-6,748	-7,534	-7,381	-6,103	-7,467	-10,830	-10,830
1% Critical Value	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000

ANEXO. Test de Raíces Unitarias

Series de INFLACIÓN		Extremadura	Galicia	La Rioja	Madrid	Murcia	Navarra	País Vasco	Valencia
N º de retardos		1	1	3	1	1	1	1	1
Test de Wald (Valor de ref: 6,49)		9,377	12,682	11,979	12,586	18,090	17,245	12,542	12,709
C(1) T-statistic		2,849	3,655	3,791	3,159	3,901	4,473	3,766	3,352
C(2) T-statistic		-1,161	-1,181	-0,565	-0,515	-0,981	-1,674	-0,963	-0,732
C(3) T-statistic		-4,323	-5,035	-4,894	-5,013	-6,007	-5,871	-5,007	-5,039
Test de Raíces Unitarias ADF		-4,164	-4,885	-4,881	-5,010	-5,935	-5,573	-4,916	-5,000
1% Critical Value		-3,5007	-3,5007	-3,5023	-3,5007	-3,5007	-3,5007	-3,5007	-3,5007
Test de R. Unit de Phillips-Perron		-6,318	-8,527	-7,370	8,071	-8,116	-8,447	-7,573	-7,059
1% Critical Value		-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000	-3,5000

TABLAS

TABLA 1. VARIABILIDAD Y ASIMETRÍA.

ANDALUCÍA

C_j	0,129	-0,008	0,122	-0,006	0,116
	(5,321)	(-0,150)	(4,975)	(-0,116)	(4,789)
(-1)	0,435	0,391	0,430	0,389	0,430
	(4,741)	(4,412)	(4,627)	(4,333)	(4,711)
S_{jt}		0,218		0,207	
		(2,417)		(2,379)	
A_{jt}			0,006	0,004	
			(1,427)	(1,156)	
M_{jt}					0,013
					(1,905)
R^2-aiustado	0,203	0,277	0,212	0,278	0,245
D - W	1,864	1,812	1,854	1,813	1,816
P (B - G)	0,420	0,205	0,393	0,217	0,258
P* (White)	0,241	0,068	0,634	0,204	0,258

ARAGÓN

C_j	0,147	0,043	0,126	0,043	0,121
	(4,790)	(0,858)	(3,972)	(0,877)	(3,852)
(-1)	0,389	0,368	0,375	0,359	0,376
	(4,188)	(4,109)	(4,330)	(4,211)	(4,340)
S_{jt}		0,111		0,092	
		(2,661)		(2,404)	
A_{jt}			0,022	0,020	
			(4,011)	(3,738)	
M_{jt}					0,024
					(5,357)
R^2-aiustado	0,152	0,201	0,232	0,262	0,263
D - W	2,025	1,959	2,133	2,069	2,105
P (B - G)	0,667	0,784	0,162	0,458	0,284
P* (White)	0,868	0,877	0,179	0,426	0,288

ASTURIAS

C_j	0,145	0,039	0,134	0,045	0,136
	(5,319)	(0,784)	(4,922)	(0,934)	(4,969)
(-1)	0,414	0,367	0,383	0,346	0,368
	(4,211)	(3,813)	(4,000)	(3,556)	(3,861)
S_{jt}		0,134		0,113	
		(2,455)		(2,055)	
A_{jt}			0,015	0,014	
			(3,371)	(2,970)	
M_{jt}					0,017
					(2,966)
R^2-aiustado	0,181	0,216	0,237	0,259	0,241
D - W	1,886	1,796	1,898	1,824	1,905
P (B - G)	0,500	0,153	0,622	0,277	0,660
P* (White)	0,320	0,291	0,633	0,598	0,833

BALEARES

C_j	0,199	0,065	0,179	0,076	0,180
	(6,535)	(0,958)	(5,918)	(1,226)	(5,809)
(-1)	0,270	0,241	0,282	0,257	0,267
	(3,218)	(2,832)	(3,556)	(3,219)	(3,270)
S_{jt}		0,161		0,128	
		(2,111)		(1,716)	
A_{jt}			0,015	0,012	
			(2,515)	(1,889)	
M_{jt}					0,017
					(2,718)
R^2-aiustado	0,067	0,116	0,121	0,147	0,141
D - W	1,948	2,027	1,961	2,015	1,976
P (B - G)	0,656	0,645	0,812	0,760	0,950
P* (White)	0,699	0,128	0,952	0,279	0,946

CANARIAS

C_j	0,236	0,162	0,233	0,163	0,235
	(7,256)	(2,192)	(7,089)	(2,168)	(6,993)
(-1)	0,081	0,077	0,078	0,076	0,079
	(0,744)	(0,704)	(0,708)	(0,690)	(0,734)
S_{jt}		0,080		0,078	
		(1,133)		(1,061)	
A_{jt}			0,003	0,001	
			(0,384)	(0,133)	
M_{jt}					0,001
					(0,190)
R^2-aiustado	-0,003	0,0007	-0,012	-0,010	-0,013
D - W	1,962	1,928	1,944	1,921	1,952
P (B - G)	0,609	0,299	0,417	0,259	0,496
P* (White)	0,267	0,024	0,195	0,026	0,030

CANTABRIA

C_j	0,230	0,099	0,209	0,094	0,202
	(6,703)	(1,799)	(5,793)	(1,789)	(5,494)
(-1)	0,150	0,146	0,142	0,140	0,153
	(1,612)	(1,694)	(1,580)	(1,658)	(1,693)
S_{jt}		0,164		0,147	
		(2,442)		(2,271)	
A_{jt}			0,016	0,014	
			(2,915)	(2,657)	
M_{jt}					0,020
					(2,974)
R^2-aiustado	0,018	0,074	0,070	0,113	0,090
D - W	1,749	1,726	1,790	1,763	1,771
P (B - G)	0,082	0,066	0,156	0,119	0,130
P* (White)	0,001	0,001	0,0009	0,001	0,0002

CASTILLA LA MANCHA

C_j	0,124	-0,026	0,116	-0,020	0,113
	(4,536)	(-0,512)	(4,243)	(-0,401)	(4,065)
(-1)	0,466	0,433	0,452	0,427	0,448
	(5,221)	(4,867)	(4,980)	(4,699)	(4,935)
S_{jt}		0,208		0,193	
		(3,060)		(2,813)	
A_{jt}			0,008	0,005	
			(1,770)	(1,085)	
M_{jt}					0,012
					(1,906)
R^2-aiustado	0,220	0,288	0,233	0,288	0,243
D - W	1,958	1,871	1,970	1,888	1,961
P (B - G)	0,773	0,312	0,912	0,402	0,856
P* (White)	0,607	0,553	0,710	0,648	0,932

CASTILLA - LEÓN

C_j	0,159	0,076	0,143	0,075	0,142
	(5,304)	(1,650)	(4,727)	(1,682)	(4,726)
(-1)	0,326	0,306	0,332	0,315	0,327
	(3,220)	(3,025)	(3,346)	(3,160)	(3,312)
S_{jt}		0,105		0,088	
		(2,083)		(1,778)	
A_{jt}			0,013	0,011	
			(2,420)	(2,153)	
M_{jt}					0,015
					(2,487)
R^2-aiustado	0,110	0,139	0,148	0,165	0,158
D - W	1,904	1,879	1,902	1,890	1,900
P (B - G)	0,517	0,374	0,574	0,486	0,561
P* (White)	0,763	0,421	0,969	0,728	0,958

TABLA 1. VARIABILIDAD Y ASIMETRÍA.

CATALUÑA					
C_j	0,160	0,106	0,120	0,089	0,122
	(4,708)	(2,277)	(3,825)	(2,052)	(3,852)
(-1)	0,421	0,409	0,423	0,415	0,415
	(3.977)	(3.888)	(4.343)	(4.246)	(4.250)
S_{jt}		0,073		0,045	
		(1.645)		(1.090)	
A_{jt}			0,023	0,022	
			(4.479)	(4.114)	
M_{jt}					0,025
					(4,688)
R^2-ajustado	0.156	0.174	0.269	0.271	0.294
D - W	1.961	1.953	1.882	1.880	1.926
P (B - G)	0.561	0.518	0.220	0.222	0.489
P* (White)	0.786	0.711	0.883	0.942	0.775

CEUTA Y MELILLA					
C_j	0,219	0,004	0,211	0,002	0,207
	(4,886)	(0,066)	(4,838)	(0,030)	(4,892)
(-1)	0,020	0,005	0,001	-0,012	-0,005
	(0.203)	(0.057)	(0.016)	(-0.133)	(-0.053)
S_{jt}		0,232		0,226	
		(3.804)		(3.833)	
A_{jt}			0,025	0,024	
			(2.615)	(2.668)	
M_{jt}					0,028
					(3,560)
R^2-ajustado	-0.015	0.115	0.046	0.172	0.100
D - W	1.944	1.910	1.906	1.901	1.935
P (B - G)	0.430	0.387	0.259	0.377	0.528
P* (White)	0.594	0.393	0.587	0.396	0.744

EXTREMADURA					
C_j	0,134	-0,018	0,125	-0,015	0,122
	(5,374)	(-0,352)	(4,771)	(-0,300)	(4,755)
(-1)	0,435	0,388	0,433	0,390	0,427
	(5.701)	(5.452)	(5.719)	(5.440)	(5.894)
S_{jt}		0,215		0,203	
		(3.389)		(3.347)	
A_{jt}			0,008	0,005	
			(1.396)	(0.931)	
M_{jt}					0,013
					(1,929)
R^2-ajustado	0.190	0.275	0.202	0.274	0.222
D - W	2.184	2.163	2.201	2.172	2.188
P (B - G)	0.049	0.137	0.037	0.120	0.059
P* (White)	0.261	0.660	0.491	0.413	0.556

GALICIA					
C_j	0,139	0,053	0,127	0,069	0,122
	(4,476)	(1,024)	(4,253)	(1,452)	(4,015)
(-1)	0,342	0,326	0,305	0,298	0,311
	(3.650)	(3.464)	(3.621)	(3.416)	(3.706)
S_{jt}		0,119		0,082	
		(2.071)		(1.538)	
A_{jt}			0,014	0,012	
			(3.186)	(2.904)	
M_{jt}					0,017
					(3,127)
R^2-ajustado	0.134	0.165	0.213	0.223	0.224
D - W	1.881	1.877	1.906	1.897	1.901
P (B - G)	0.149	0.184	0.314	0.285	0.293
P* (White)	0.931	0.853	0.996	0.917	0.795

LA RIOJA					
C_j	0,208	0,062	0,140	0,018	0,147
	(3,289)	(0,687)	(2,104)	(0,227)	(2,256)
(-1)	0,320	0,290	0,241	0,222	0,219
	(3.005)	(3.044)	(2.350)	(2.305)	(2.187)
S_{jt}		0,129		0,113	
		(2.549)		(2.547)	
A_{jt}			0,027	0,025	
			(3.152)	(3.061)	
M_{jt}					0,026
					(4.265)
R^2-ajustado	0.087	0.147	0.178	0.223	0.208
D - W	1.994	2.018	1.931	1.933	1.903
P (B - G)	0.015	0.599	0.486	0.493	0.294
P* (White)	0.782	0.877	0.760	0.876	0.827

MADRID					
C_j	0,160	0,072	0,151	0,074	0,146
	(5,766)	(1,439)	(5,373)	(1,481)	(5,060)
(-1)	0,279	0,260	0,281	0,263	0,284
	(2.812)	(2.588)	(2.863)	(2.630)	(2.901)
S_{jt}		0,110		0,100	
		(2.127)		(1.950)	
A_{jt}			0,007	0,004	
			(1.510)	(1.001)	
M_{jt}					0,010
					(2.074)
R^2-ajustado	0.084	0.121	0.090	0.117	0.107
D - W	1.875	1.878	1.884	1.883	1.875
P (B - G)	0.391	0.423	0.449	0.451	0.414
P* (White)	0.822	0.787	0.825	0.813	0.820

MURCIA					
C_j	0,224	-0,003	0,214	0,012	0,211
	(6.874)	(-0.056)	(6.699)	(0.226)	(6.583)
(-1)	0,187	0,115	0,151	0,095	0,132
	(1.795)	(1.212)	(1.529)	(0.993)	(1.436)
S_{jt}		0,262		0,236	
		(4.103)		(3.973)	
A_{jt}			0,021	0,016	
			(2.921)	(2.487)	
M_{jt}					0,025
					(3.057)
R^2-ajustado	0.025	0.175	0.091	0.207	0.129
D - W	2.053	2.028	2.009	1.982	1.959
P (B - G)	0.151	0.633	0.718	0.989	0.767
P* (White)	0.170	0.250	0.469	0.285	0.672

NAVARRA					
C_j	0,201	0,185	0,152	0,159	0,169
	(5.313)	(2.740)	(4.291)	(2.867)	(4.585)
(-1)	0,224	0,220	0,307	0,309	0,275
	(1.958)	(1.960)	(2.841)	(2.903)	(2.439)
S_{jt}		0,017		-0,008	
		(0.308)		(-0.179)	
A_{jt}			0,025	0,025	
			(4.320)	(4.336)	
M_{jt}					0,018
					(3.410)
R^2-ajustado	0.041	0.031	0.180	0.171	0.141
D - W	1.999	1.992	2.029	2.033	1.999
P (B - G)	0.931	0.897	0.695	0.659	0.963
P* (White)	0.697	0.266	0.195	0.164	0.117

PAÍS VASCO					
C_j	0,195	0,138	0,182	0,141	0,183
	(6.667)	(3.022)	(6.083)	(3.136)	(6.110)
(-1)	0,283	0,245	0,278	0,250	0,267
	(3.024)	(2.702)	(3.068)	(2.812)	(2.979)
S_{jt}		0,080		0,060	
		(1.717)		(1.292)	
A_{jt}			0,013	0,011	
			(2.787)	(2.531)	
M_{jt}					0,014
					(2.787)
R^2-ajustado	0.076	0.092	0.124	0.128	0.132
D - W	2.031	2.009	2.025	2.009	2.012
P (B - G)	0.591	0.833	0.720	0.869	0.837
P* (White)	0.776	0.206	0.913	0.560	0.961

VALENCIA					
C_j	0,163	0,062	0,149	0,065	0,145
	(5.585)	(1.007)	(4.986)	(1.100)	(4.884)
(-1)	0,328	0,301	0,319	0,298	0,319
	(3.808)	(3.257)	(3.734)	(3.240)	(3.687)
S_{jt}		0,143		0,122	
		(1.733)		(1.602)	
A_{jt}			0,011	0,010	
			(2.200)	(2.030)	
M_{jt}					0,017
					(2.405)
R^2-ajustado	0.100	0.136	0.137	0.160	0.159
D - W	2.022	1.970	2.028	1.979	1.999
P (B - G)	0.591	0.856	0.597	0.944	0.856
P* (White)	0.893	0.622	0.998	0.768	0.956

TABLA 2 . MEDIDAS ALTERNATIVAS DE VARIABILIDAD Y ASIMETRÍA .						
	ANDALUCÍA	**ARAGÓN**	**ASTURIAS**	**BALEARES**	**CANARIAS**	**CANTABRIA**
C_j	0,037	0,043	0,024	0,063	0,150	0,067
	(0,669)	(0,686)	(0,346)	(0,789)	(2,670)	(0,776)
(-1)	0,380	0,359	0,475	0,270	0,223	0,248
	(4,731)	(3,552)	(4,934)	(2,520)	(2,562)	(2,416)
S_{it}	0,173	0,107	0,105	0,148	0,061	0,122
	(2,037)	(2,153)	(1,730)	(2,027)	(1,122)	(1,834)
DA_{it}	0,123	0,216	0,133	0,181	0,257	0,161
	(3,536)	(4,880)	(2,929)	(2,618)	(6,355)	(3,599)
R^2-ajustado	0,362	0,358	0,371	0,251	0,303	0,177
D - W	1,747	1,791	1,829	1,922	1,830	1,718
P (B - G)	0,093	0,057	0,097	0,510	0,177	0,064
P* (White)	0,507	0,528	0,487	0,0003	0,431	0,672
	C - LA MANCHA	**CASTILLA-LEÓN**	**CATALUÑA**	**CEUTA Y MEL.**	**EXTREMADURA**	**GALICIA**
C_j	0,023	0,059	0,039	0,069	0,017	0,043
	(0,306)	(0,736)	(0,533)	(1,228)	(0,360)	(0,774)
(-1)	0,351	0,359	0,416	0,206	0,364	0,334
	(4,321)	(3,152)	(4,176)	(2,588)	(4,910)	(3,366)
S_{it}	0,133	0,095	0,094	0,124	0,190	0,137
	(1,689)	(1,504)	(1,957)	(2,494)	(3,134)	(2,273)
DA_{it}	0,255	0,134	0,162	0,226	0,101	0,115
	(4,853)	(3,564)	(3,735)	(7,803)	(3,984)	(2,390)
R^2-ajustado	0,495	0,205	0,291	0,466	0,369	0,199
D - W	1,774	1,895	1,897	1,717	2,053	1,805
P (B - G)	0,083	0,220	0,254	0,073	0,617	0,054
P* (White)	0,726	0,781	0,134	0,392	0,712	0,688
	LA RIOJA	**MADRID**	**MURCIA**	**NAVARRA**	**PAIS VASCO**	**VALENCIA**
C_j	0,036	0,045	-0,003	0,014	0,092	0,037
	(0,529)	(0,687)	(-0,067)	(0,149)	(1,898)	(0,643)
(-1)	0,338	0,407	0,228	0,232	0,310	0,376
	(4,179)	(4,135)	(2,457)	(2,039)	(3,217)	(4,641)
S_{it}	0,130	0,081	0,227	0,061	0,101	0,158
	(2,958)	(1,324)	(3,915)	(0,873)	(2,178)	(2,066)
DA_{it}	0,257	0,149	0,227	0,161	0,105	0,186
	(6,442)	(2,728)	(4,430)	(2,465)	(2,490)	(4,177)
R^2-ajustado	0,353	0,208	0,326	0,172	0,130	0,268
D - W	1,798	1,871	1,771	1,784	1,848	1,872
P (B - G)	0,110	0,140	0,093	0,102	0,145	0,372
P* (White)	0,750	0,263	0,241	0,440	0,571	0,077

TABLA 3. CURTOSIS Y VARIABLES DE CONTROL .								
ANDALUCÍA			**ARAGÓN**			**ASTURIAS**		
C_j	-0,019	0,113	C_j	0,021	0,082	C_j	0,026	0,132
	(-0,322)	(3,375)		(0,385)	(2,178)		(0,523)	(3,430)
(-1)	0,386	0,428	(-1)	0,414	0,352	(-1)	0,379	0,382
	(4,266)	(4,569)		(4,857)	(4,136)		(4,082)	(4,021)
S_{jt}	0,212		S_{jt}	0,078		S_{jt}	0,127	
	(2,350)			(1,825)			(2,306)	
A_{jt}	0,003	0,006	A_{jt}	0,021	0,020	A_{jt}	0,009	0,015
	(0,918)	(1,366)		(3,613)	(3,561)		(1,921)	(3,302)
K_{jt}		0,0001	K_{jt}		0,001	K_{jt}		0,00006
		(0,583)			(2,280)			(0,080)
IPI_{jt}	-0,0007		IPI_{jt}	0,003		IPI_{jt}	-0,010	
	(-0,241)			(0,908)			(-2,464)	
U_{jt}	-0,019		U_{jt}	-0,017		U_{jt}	-0,032	
	(-0,847)			(-1,755)			(-2,470)	
R^2-ajustado	0,269	0,206	R^2-ajustado	0,280	0,253	R^2-ajustado	0,340	0,229
D - W	1,830	1,859	D - W	2,130	2,094	D - W	1,821	1,897

T A B L A 3 . C U R T O S I S Y V A R I A B L E S D E C O N T R O L .

BALEARES			CANARIAS			CANTABRIA		
Cj	0,079	0,186	Cj	0,151	0,278	Cj	0,159	0,228
	(1.265)	(5.011)		(1.921)	(5.740)		(2.597)	(6.057)
(-1)	0,252	0,287	(-1)	0,074	0,064	(-1)	0,126	0,121
	(3,095)	(3,500)		(0,688)	(0,563)		(1,503)	(1,488)
Sjt	0,128		Sjt	0,088		Sjt	0,048	
	(1,715)			(1,213)			(0,761)	
Ajt	0,013	0,015	Ajt	-	0,007	Ajt	0,016	0,017
	(1.906)	(2.562)		-	(0.738)		(2.855)	(2.955)
Kjt		-0,0002	Kjt		-0,001	Kjt		-0,0008
		(-0.371)			(-1.363)			(-1.183)
IPIjt	-0,0008		IPIjt	-0,002		IPIjt	0,002	
	(-0.240)			(-0.375)			(0.577)	
Ujt	-0,001		Ujt	-0,011		Ujt	0,015	
	(-0,615)			(-0,539)			(1,187)	
R2-ajustado	0,131	0,112	R2-ajustado	-0,014	-0,002	R2-ajustado	0,060	0,075
D - W	2.026	1.959	D - W	1.919	1.961	D - W	1.722	1.835

CASTILLA LA MANCHA			CASTILLA - LEÓN			CATALUÑA		
Cj	-0,024	0,109	Cj	0,08	0,139	Cj	0,111	0,137
	(-0,466)	(3,230)		(1,665)	(3,677)		(2,100)	(3,536)
(-1)	0,433	0,451	(-1)	0,323	0,332	(-1)	0,322	0,347
	(4.729)	(4.958)		(3.319)	(3.339)		(2.836)	(3.214)
Sjt	0,192		Sjt	0,086		Sjt	0,042	
	(2.750)			(1.768)			(1.024)	
Ajt	0,004	0,008	Ajt	0,01	0,012	Ajt	0,023	0,024
	(1,004)	(1,386)		(2,060)	(2,359)		(4,239)	(4,358)
Kjt		0,0001	Kjt		0,0001	Kjt		-0,000001
		(0,376)			(0,214)			(-0,002)
IPIjt	-0,0008		IPIjt	-0,003		IPIjt	0,0006	
	(-0.189)			(-1.041)			(0.177)	
Ujt	-0,008		Ujt	-0,01		Ujt	0,008	
	(-0.653)			(-0.588)			(0.743)	
R2-ajustado	0.275	0.226	R2-ajustado	0.163	0.139	R2-ajustado	0.219	0.218
D - W	1,911	1,968	D - W	1,884	1,904	D - W	1,62	1,643

CEUTA Y MELILLA			EXTREMADURA			GALICIA		
Cj	0,019	0,221	Cj	-0,029	0,11	Cj	0,11	0,147
	(0,285)	(4,484)		(-0,552)	(2,845)		(2,181)	(3,874)
(-1)	-0,091	-0,081	(-1)	0,394	0,441	(-1)	0,231	0,227
	(-1,025)	(-0,855)		(5,442)	(5,535)		(1,851)	(1,879)
Sjt	0,227		Sjt	0,198		Sjt	0,091	
	(3.750)			(3.126)			(1.643)	
Ajt	0,025	0,027	Ajt	0,006	0,007	Ajt	0,012	0,013
	(2.750)	(2.774)		(1.245)	(1.244)		(2.671)	(2.827)
Kjt		0,0003	Kjt		0,0003	Kjt		0,0006
		(0.366)			(0.621)			(1.216)
IPIjt	-		IPIjt	0,005		IPIjt	-0,005	
	-			(1,235)			-1,645)	
Ujt	-0,0003		Ujt	-0,022		Ujt	-0,006	
	(-0,037)			(-2,058)			(-0,442)	
R2-ajustado	0.171	0.053	R2-ajustado	0.294	0.196	R2-ajustado	0.156	0.148
D - W	1.708	1.717	D - W	2.238	2.192	D - W	1.655	1.706

LA RIOJA			MADRID			MURCIA		
Cj	0,087	0,225	Cj	0,054	0,130	Cj	0,018	0,203
	(1.571)	(5.261)		(0.972)	(3.724)		(0.323)	(4.593)
(-1)	0,255	0,284	(-1)	0,273	0,278	(-1)	0,099	0,146
	(2.715)	(2.851)		(2.657)	(2.831)		(1.044)	(1.450)
Sjt	0,104		Sjt	0,099		Sjt	0,235	
	(2,207)			(1,880)			(3,951)	
Ajt	0,018	0,024	Ajt	0,005	0,006	Ajt	0,016	0,021
	(2,559)	(3,127)		(1,144)	(1,236)		(2,526)	(2,956)
Kjt		-0,001	Kjt		0,0005	Kjt		0,0003
		(-1.491)			(1.191)			(0.387)
IPIjt	-0,001		IPIjt	0,002		IPIjt	-0,005	
	(-0.590)			(0.526)			(-1.217)	
Ujt	-0,009		Ujt	-0,015		Ujt	0,001	
	(-1,356)			(-1,182)			(0,115)	
R2-ajustado	0,186	0,163	R2-ajustado	0,116	0,09	R2-ajustado	0,201	0,082
D - W	1,848	1,874	D - W	1,91	1,891	D - W	1,964	2,012

TABLA 3. CURTOSIS Y VARIABLES DE CONTROL.

NAVARRA			PAÍS VASCO			VALENCIA		
C_j	0,151	0,211	C_j	0,135	0,193	C_j	0,046	0,137
	(2,449)	(4,719)		(2,710)	(5,352)		(0,709)	(3,879)
(-1)	0,272	0,267	(-1)	0,252	0,284	(-1)	0,321	0,315
	(2,486)	(2,513)		(2,823)	(3,171)		(3,472)	(3,622)
S_{jt}	0,011		S_{jt}	0,059		S_{jt}	0,094	
	(0,246)			(1,273)			(1,278)	
A_{jt}	0,026	0,025	A_{jt}	0,012	0,013	A_{jt}	0,012	0,011
	(4,710)	(4,416)		(2,523)	(2,704)		(2,302)	(2,021)
K_{jt}		-0,001	K_{jt}		-0,0003	K_{jt}		0,0002
		(-1,509)			(-0,726)			(0,645)
IPI_{jt}	0,004		IPI_{jt}	0,0009		IPI_{jt}	0,0009	
	(1,610)			(0,481)			(0,333)	
U_{jt}	0,004		U_{jt}	-0,002		U_{jt}	-0,027	
	(0,458)			(-0,190)			(-1,674)	
R^2-ajustado	0,160	0,168	R^2-ajustado	0,110	0,118	R^2-ajustado	0,172	0,131
D - W	1,897	1,875	D - W	2,018	2,016	D - W	2,046	2,018

TABLA 4. TEST DE HAUSMAN

	Andalucia	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 ???^{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	Pais 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 ???^{2}	11,1	9,49	11,1	18,3	9,49	9,49	11,1	9,49	9,49

TABLA 5. TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

	Andalucía	Aragón	Asturias	Baleares	Canarias	Cantabria	C. Mancha	C. León	Cataluña
H_0 : S_{jt} no causa ?$_{jt}$	0,062	0,081	0,256	0,057	0,069	0,004	0,527	0,416	0,558
H_0 : ?$_{jt}$ no causa S_{jt}	0,336	0,325	0,166	0,195	0,096	0,250	0,550	0,657	0,744
	Ceuta y M.	Extrem.	Galicia	La Rioja	Madrid	Murcia	Navarra	País Vasco	Valencia
H_0 : S_{jt} no causa ?$_{jt}$	0,039	0,190	0,019	0,983	0,069	0,119	0,698	0,012	0,010
H_0 : ?$_{jt}$ no causa S_{jt}	0,364	0,076	0,864	0,889	0,646	0,670	0,200	0,145	0,689
	Andalucía	Aragón	Asturias	Baleares	Canarias	Cantabria	C. Mancha	C. León	Cataluña
H_0 : A_{jt} no causa ?$_{jt}$	0,474	0,423	0,002	0,591	0,358	0,782	0,168	0,589	0,008
H_0 : ?$_{jt}$ no causa A_{jt}	0,784	0,004	0,304	0,035	0,124	0,184	0,193	0,434	0,083
	Ceuta y M.	Extrem.	Galicia	La Rioja	Madrid	Murcia	Navarra	País Vasco	Valencia
H_0 : A_{jt} no causa ?$_{jt}$	0,049	0,629	0,248	0,175	0,715	0,818	0,288	0,017	0,280
H_0 : ?$_{jt}$ no causa A_{jt}	0,827	0,439	0,219	0,157	0,715	0,373	0,250	0,303	0,478

TABLA 6. ESTIMACIÓN CON EFECTOS FIJOS

(-1)	0,286
	(10,829)
(-2)	0,066
	(2,763)
S_{it}	0,101
	(7,586)
A_{it}	0,012
	(8,819)
R^2 - ajustado	0,198
Durbin - Watson	1,988
F - Estadístico	99,833

TABLA 7. POOL PARA ESPAÑA

C	0,064
	(5,152)
(-1)	0,286
	(10,829)
(-2)	0,066
	(2,763)
S_{it}	0,101
	(7,586)
A_{it}	0,012
	(8,819)
R^2 - ajustado	0,198
Durbin - Watson	1,988
F - Estadístico	99,833