

ASIMETRÍAS EN LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA EN ESPAÑA (1977-1996)

RAMÓN MARÍA-DOLORES

Universidad Carlos III y

Universidad de Murcia

Recientemente han aparecido una serie de estudios en la literatura económica sobre la existencia de efectos asimétricos en las actuaciones de la política monetaria sobre la producción, tales como Cover (1992) y Ravn y Sola (1996). El estudio de dichos efectos se centra en el modo en que perturbaciones monetarias aleatorias, obtenidas a partir de una ecuación de reacción de política monetaria, divididas en positivas y negativas (para el estudio de asimetrías de tipo keynesiano), grandes y pequeñas (para el estudio de asimetrías tipo menu cost) y posibles combinaciones de ellas, afectan a la actividad real, mediante su introducción en una ecuación de demanda agregada. En este trabajo, mediante el empleo de dos procedimientos distintos de estimación, se obtiene evidencia a favor de la existencia de algún tipo de asimetría en los efectos de la política monetaria en España durante el período 1977-96.

Palabras clave: Shocks de política monetaria, series temporales sujetas a cambio de régimen, asimetrías.

(JEL E52, E58, C32)

1. Introducción

En este trabajo se plantea la contrastación de la existencia de asimetrías en los efectos de la política monetaria sobre la actividad real en España, medida por la tasa de variación del PIB, durante el período 1977-1996, período en el que ha tenido lugar una política monetaria

Agradezco a Juan José Dolado su supervisión y apoyo durante la realización de este trabajo. También deseo agradecer la ayuda de Gabriel Pérez Quirós (ECB) en la programación del procedimiento de estimación y de Beatriz Sanz (Servicio de Estudios del Banco de España) en la obtención de parte de la base de datos utilizada en este trabajo. Por último, quiero expresar mi agradecimiento a Fernando Gómez Manzanegue, a los profesores del CEMFI y a mis compañeros, en especial a Rafael Perelló, Luis Sala y José Ignacio García, por su ayuda y comentarios. Los errores son de mi entera responsabilidad.

activa por parte del Banco de España (véase Rojo y Pérez, 1977). En concreto, el interés del trabajo se circunscribe a contrastar los efectos de las variaciones no anticipadas de la política monetaria, suponiendo que las variaciones anticipadas son neutrales en sus efectos sobre la producción.

Dentro de la amplia literatura existente sobre los efectos reales de la política monetaria, se contemplan una amplia gama de argumentos teóricos que tratan de explicar dichas asimetrías. De entre todos ellos, posiblemente sean los de corte keynesiano los que tengan implicaciones más conocidas. Así, debido a la posible existencia de rigideces a la baja en los salarios nominales, al tiempo que supone perfecta flexibilidad al alza, se producen convexidades en la curva de oferta agregada en presencia de perturbaciones monetarias negativas. Por ello, dejará de ser vertical, como es el caso en un contexto de perfecta flexibilidad salarial tanto al alza como a la baja. Ello implica que las disminuciones no anticipadas de la política monetaria tienen efectos reales, mientras que los aumentos, al trasladarse proporcionalmente a variaciones en el nivel de precios, serán neutrales. Dichas asimetrías reciben la denominación de *asimetrías de signo* (véase, *inter alia*, Caballero y Engel, 1992), habiéndose encontrado evidencia favorable a las mismas en EE.UU. en los estudios de DeLong y Summers (1988), Cover (1992) y Ravn y Sola (1996), y en varios países europeos en el estudio de Karras (1996).

Por otra parte, existen las denominadas *asimetrías de tamaño*, objeto de tratamiento en los trabajos de Blanchard y Kiyotaki (1987), Ball y Romer (1990) y Akerlof y Yellen (1995), mediante el análisis de los denominados modelos de costes de *costes de menu* (*menu costs*) en la fijación de precios. En contextos de competencia monopolística, la existencia de dichos costes a la hora de variar los precios¹, implica que ante perturbaciones monetarias suficientemente grandes las empresas sólo variarán el nivel de precios proporcionalmente, dejando de hacerlo cuando sean pequeños. Ello provoca la existencia de asimetrías en los efectos reales de la política monetaria de acuerdo con el tamaño de las innovaciones monetarias.

Por último, recientemente se han desarrollado modelos en la literatura (véase, e.g. Ball y Mankiw, 1994) donde conviven ambos tipos de asi-

¹El término *menu costs* hace referencia a todo tipo de de costes para los productores a la hora de variar los precios debidos a la impresión de nuevos catálogos, ajustes de clientela, etc.

metrías, dando lugar a lo que se ha denominado *asimetrías híbridas*. Estas asimetrías aparecen en situaciones donde existen costes de menú y hay una tasa de inflación tendencial positiva. Así, aquellas empresas que reciban *shocks* negativos no necesitarán variar los precios, ya que la inflación tendencial positiva producirá una reducción de sus precios relativos entre los períodos de ajuste, sin que la empresas hayan de pagar el coste de menú para conseguir su objetivo. Por contra, aquellas empresas que sufran *shocks* positivos, al producirse un diferencial mayor entre el precio relativo deseado y el actual, se verán forzadas a efectuar el ajuste requerido en los precios, de manera que las perturbaciones de política monetaria pequeñas y negativas producirán mayores efectos reales en la economía. De nuevo, el estudio de Ravn y Sola (1996) ha encontrado evidencia favorable a este tipo de asimetrías en el marco de la economía norteamericana.

Para la aplicación de este tipo de análisis en la economía española se han adoptado dos procedimientos de modelización alternativos existentes en la literatura. Ambos procedimientos comparten la modelización conjunta de una ecuación de reacción de la autoridad monetaria, que permita identificar las sorpresas monetarias en términos de un instrumento de control monetario (cantidad de dinero o tipo de interés de intervención) y, una ecuación de producción/demanda agregada que determine la evolución del PIB en función de las innovaciones en la política monetaria y otras variables. Sin embargo difieren en la especificación econométrica de la primera ecuación.

De acuerdo con el primer procedimiento, la ecuación de reacción se estima como una forma reducida dinámica de carácter lineal, donde las variaciones no anticipadas en la política monetaria corresponden a los residuos de dicha ecuación. Estos, a su vez, se clasifican en grandes o pequeños (y positivos o negativos) de acuerdo con criterios estadísticos convencionales; por ejemplo, según se situen dentro o fuera de un intervalo de confianza preestablecido; e.g. (\pm dos veces el error estándar de la ecuación estimada). Dichos residuos se incluyen posteriormente en la ecuación de producción, procediendo a contrastar si sus efectos sobre la producción son significativamente diferentes según su signo y/o tamaño. Este es el enfoque adoptado en numerosos trabajos, como los de Cover (1992), Karras (1996), Caballero y Engel (1992) y Demery (1993). No obstante, cabe señalar que el procedimiento descrito, en contraposición a lo atractivo de su aparente simplicidad, presenta una serie de graves deficiencias que, posteriormente, se comentarán en

detalle. Dichos problemas son especialmente graves cuando se producen cambios en la instrumentación de la política monetaria, como ocurre en el caso que nos ocupa en este trabajo.

Como consecuencia de lo anterior y siguiendo la propuesta original de Ravn y Sola (1996), se utiliza un segundo procedimiento consistente en la estimación de la ecuación de reacción permitiendo cambios de régimen endógenos en la media del instrumento monetario y en la varianza de sus innovaciones, al tiempo que se condiciona en un conjunto invariante de variables predeterminadas que determinan la función de reacción de las autoridades monetarias. De esta manera, aunque haya habido períodos dentro de la muestra analizada donde el banco central haya utilizado preferentemente un instrumento basado en la cantidad de dinero y otros en los que han usado un tipo de interés a corto plazo, resulta posible modelizar la función de reacción en términos de este último instrumento, permitiendo que su proceso de determinación contenga cambios en media y/o varianza endogenamente modelizados, reflejo de los períodos en los que la autoridad monetaria ha ejercido un mayor o menor control sobre los tipos de interés. La implementación econométrica de este segundo procedimiento está basada en la metodología de cambio de régimen con estructura markoviana propuesta por Hamilton (1989), apropiadamente modificada para permitir la inclusión de variables predeterminadas, distintas de los propios desfases del tipo de interés. A raíz de la aplicación de este procedimiento, se puede obtener de nuevo una división entre perturbaciones grandes y pequeñas de la política monetaria, mediante la consideración de dos estados, uno en el que la media y la varianza de las innovaciones en el tipo de interés de intervención es elevada y otro en que es reducida, para posteriormente subdividirlas en positivas y negativas.

El resto del trabajo se estructura de acuerdo con el siguiente esquema. En la Sección 2, se describe el proceso de especificación de la ecuación de instrumentación de la política monetaria, así como una breve descripción de los dos procedimientos utilizados para estimar las perturbaciones monetarias según tamaño y signo. En la Sección 3, se procede a contrastar la existencia de asimetrías en los efectos de dichas perturbaciones en la ecuación de producción. Por último, la Sección 4 recoge las conclusiones más relevantes.

2. Análisis empírico

En esta Sección se describe en detalle la metodología utilizada para

la realización de los contrastes previamente señalados sobre los distintos tipos de asimetría en los efectos de la política monetaria sobre la producción.

El planteamiento general consiste en estimar simultáneamente dos ecuaciones: [1] una ecuación de reacción de la política monetaria del banco central en términos de un único instrumento y [2] una ecuación de producción, que depende de las innovaciones monetarias². Así las perturbaciones derivadas de [1], habiendo sido clasificadas según *tamaño y signo*, se introducen dentro [2] para proceder a realizar los distintos contrastes de asimetría.

El principal inconveniente que plantea la utilización de esta metodología uniecuacional es la dificultad de distinguir entre perturbaciones de demanda y oferta de dinero según sea el instrumento de control monetario un agregado monetario o bien el tipo de interés durante diferentes subperíodos de la muestra³.

2.1 Descripción de las ecuaciones del modelo

La ecuación de instrumentación de la política monetaria

La especificación de una ecuación que describa el proceso de instrumentación de la política monetaria por parte del Banco de España durante el período muestral analizado resulta una tarea harto complicada, debido al cambio que tuvo lugar, en la variable instrumental hacia mediados de los ochenta. Resulta bien conocido que el Banco de España experimentó un cambio en dicho instrumento, pasando de un control de cantidades (crecimiento de un agregado monetario) a uno de tipos de interés. Sin embargo, existe evidencia de actuaciones híbridas en ambos casos. Así, aunque en el último subperíodo de política monetaria activa la variable instrumental era el tipo de interés, el Banco de España declaraba que los objetivos en términos de la cantidad de dinero continuaban desempeñando un papel central de referencia para la toma de decisiones de política monetaria. Igualmente, en el pasado, se encuentra evidencia de que, pese a que el instrumento formal era uno de cantidades, en determinados episodios el Banco de España

²El procedimiento es una extensión del utilizado para contrastar las nuevas teorías clásicas de la información imperfecta basadas en la “no neutralidad del dinero”, introducidas por Lucas (1977, 1978), Barro y Herckowitz (1980), Boschen y Grossman (1982) y Mishkin (1982).

³Véase Sims (1992), Bernanke y Blinder (1992) y Bernanke y Mihov (1995).

prestó atención preferente a la evolución de una serie de tipos de interés de referencia (véase Ayuso y Escrivá, 1997 y Shioji, 1997). Por todo ello, ante la disyuntiva de elegir uno u otro instrumento, como variable dependiente en la ecuación de reacción, se ha elegido un enfoque ecléctico, consistente en especificar funciones de reacción en base a los dos instrumentos para todo el período muestral, eligiendo aquella que muestra mejores propiedades de estabilidad dentro del mismo, al tiempo que se logre una interpretación adecuada de los signos de las variables explicativas en las correspondientes especificaciones. En este sentido, conviene destacar que en todas las especificaciones ensayadas existía una clara preferencia, en términos de mayor estabilidad intramuestral e interpretación de los signos, por aquellas en que un tipo de interés de referencia aparecía como variable dependiente, en vez de la tasa de crecimiento de un agregado monetario. No obstante, también existe clara evidencia de heterocedasticidad en los residuos a partir de 1987, momento en el que la evidencia disponible sobre la actuación del Banco de España (véase Ayuso y Escrivá, 1997 y Escrivá y Santos, 1991) indica que se produjo, al menos informalmente, el cambio de orientación en la instrumentación monetaria.

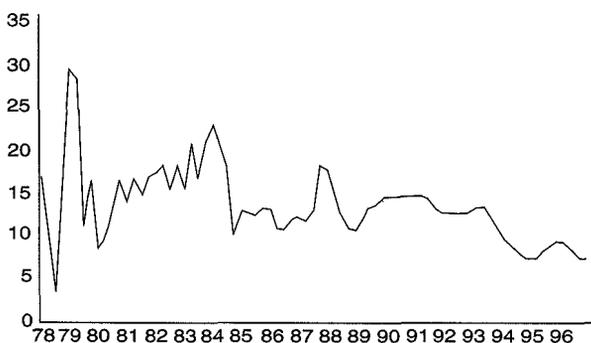
Así pues, pese a lo tosco del procedimiento utilizado, y ante la alternativa de utilizar muestras excesivamente reducidas para modelizar los dos posibles regímenes, se ha preferido utilizar una representación sencilla en forma reducida que ajuste los datos adecuadamente y permita una interpretación razonable de la toma de decisiones por parte del Banco de España en el nivel intermedio del esquema híbrido del control monetario por parte del Banco de España durante el total de la muestra analizada. Por ello, las perturbaciones monetarias examinadas se interpretarán como innovaciones en reglas de decisión monetaria donde el objetivo de control resulta ser el tipo de interés.

A continuación pasamos a describir las variables que forman parte de dicha ecuación. Con respecto al tipo de interés, se ha elegido la serie del tipo marginal de las subastas de préstamos de regulación monetaria hasta Mayo de 1990, período a partir del cual se enlaza la serie con la de los tipos de interés de las operaciones dobles con Certificados de Depósito del Banco de España, popularmente conocidos como CE-BES, utilizando como variable dependiente la media trimestral de esta serie enlazada (véase Gráfico 1). En cuanto a las variables explicativas que aparecen en la función de reacción, se ha restringido el conjunto a aquellas que en estudios anteriores aparecían como más representativas dentro del conjunto de información del que se ha valido el Banco de

España en la toma de decisión de sus acciones de política monetaria. Dicho conjunto comprende: (i) una variable que mida las desviaciones del crecimiento actual de un agregado monetario con respecto al objetivo fijado para el mismo; (ii) variables finales (inflación, PIB y tasa de paro), y (iii) variables que determinen el contexto internacional de la política monetaria (tipos de cambio y tipos de interés). Todas las variables seleccionadas, tienen frecuencia trimestral y, al igual que el tipo de interés, cubren el período 1977:3-1996:4, después de permitir la presencia de desfases en la ecuación estimada. La especificación de la ecuación parte de una forma irrestringida con desfases de cada variable, imponiendo posteriormente aquellas restricciones que no rechazaban los datos.

GRÁFICO 1

Tipo marginal de intervención del Banco de España



La variable de desviaciones de crecimiento del agregado monetario denominada (*alp-alpo*), representa desviaciones respecto al objetivo trimestral anualizado de crecimiento de M3 hasta 1982, y respecto a ALP a partir de dicho año. El efecto de esta variable recoge las variaciones en el tipo de interés consistentes con las estrategias a medio plazo de fijación de la cantidad de dinero, teniendo en cuenta las posibles alteraciones en la velocidad de circulación (demanda de dinero) previstas por el Banco de España, a la hora de fijar sus objetivos.

Respecto a las variables finales, finalmente sólo resultó significativa la tasa de inflación interanual en términos del IPC (π). Los intentos de introducir el crecimiento de variaciones en la tasa de paro o en el PIB resultaron fallidos, si bien los efectos de esta última variable podrían estar captados en la formulación de los objetivos de crecimiento de la cantidad de dinero que no difieren en mucho del crecimiento deseado del PIB nominal, apropiadamente modificado por la estimación de la elasticidad renta en la función de demanda de dinero.

Con referencia a las variables cambiarias, se han construido tres indi-

cadores diferentes, en términos del tipo de cambio de la peseta con respecto a diversas monedas o cestas de monedas (logaritmo de la media trimestral), dependiendo de cuales hayan sido los objetivos cambiarios del Banco de España durante el período muestral. Con anterioridad a 1986, la referencia más importante era el índice del tipo efectivo nominal respecto a los países desarrollados (*tcpd*). A partir de 1986, con la incorporación de España a la CEE, el Banco de España pasó a tomar como referencia de estabilidad cambiaria el índice de tipo de cambio efectivo nominal frente a los países comunitarios (*tcee*). Posteriormente, con la incorporación de España al SME, la política cambiaria pasa a tomar como principal referencia el tipo de cambio respecto al tipo de cambio alemán (*tcdm*). Cabe señalar, que ningún tipo de cambio por sí solo resultaba lo suficientemente significativo para todo el período muestral analizado, con lo que, diversos contrastes sobre estabilidad intramuestral de la ecuación estimada, aconsejaron intersectar dichas variables con varias variables artificiales que recogieran pendientes diferenciadas en las submuestras 1977:3-1985:4, 1986:1-1987:2 y 1987:3-1996:4. De esta manera, se encontró que las variaciones relevantes durante el primer subperíodo son las de la variable *tcpd*, durante el segundo las de *tcee* y, durante el tercero las de *tcdm*. En todos los casos, los tipos de cambio han sido definidos de manera que un incremento en los mismos se interpreta como una apreciación. Por último, cabe señalar que los intentos de incorporar tipos de interés extranjeros en la ecuación tampoco resultaron fructíferos. En particular, la no significatividad del tipo de interés alemán podría estar asociada a la presencia de las variaciones del tipo de cambio marco/peseta en la ecuación y la correspondiente relación implícita establecida por la paridad descubierta de tipos de interés entre ambos países.

Una vez determinadas las variables utilizadas en la especificación de la ecuación de reacción, se procede a la estimación de la misma, mediante el empleo de los dos procedimientos de estimación indicados anteriormente, con objeto de obtener las perturbaciones no anticipadas y su correspondiente división en grandes y pequeñas y, dentro de cada grupo, aquellas que son positivas y negativas. Posteriormente se introducen dichas perturbaciones en una ecuación de producción para analizar sus efectos reales en la economía. A la descripción breve de esta segunda ecuación se dedica el apartado siguiente.

La ecuación de producción

Por lo que respecta a la ecuación de producción, se ha elegido una

especificación inspirada en la típica relación IS, donde la tasa de crecimiento trimestral del PIB (Δy) viene determinada, aparte de las sorpresas de política monetaria, por variaciones desfasadas en: el tipo de interés real a largo plazo (r); el logaritmo de los saldos monetarios reales ($m - p$) (para captar posibles efectos riqueza); el logaritmo del tipo de cambio efectivo real frente a los países desarrollados ($tcrpd$), y el logaritmo del PIB de los países desarrollados (y^*) (para captar los efectos del comercio exterior); el logaritmo del consumo público (g) (para captar efectos de la política fiscal), así como retardos de la propia variable dependiente para eliminar correlación serial en los residuos. Al igual que con la ecuación de reacción, se parte de una especificación irrestringida, con tres desfases, en la que se imponen sucesivas especificaciones.

Finalmente, conviene señalar que la especificación de la ecuación de producción escogida, se estimará conjuntamente por máxima verosimilitud con la ecuación de instrumentación de política monetaria, la cual, a su vez, se estima de acuerdo con los dos procedimientos comentados con anterioridad y que, a continuación, se detallan.

2.2 Procedimiento 1: Estimación de una ecuación de instrumentación mediante una modelización de tipo lineal

Tal como se ha comentado previamente, este es el procedimiento más burdo y consiste en estimar la forma reducida que representa la ecuación de reacción de política monetaria, mediante una especificación autorregresiva de tipo lineal, tal y como aparece en la forma siguiente:

$$i_t = \Phi(L)i_{t-1} + \Theta'x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde i_t es el tipo de interés marginal de intervención del banco central, $\Phi(L)$ es un polinomio de retardos, Θ un vector de parámetros, x_{t-1} un vector de variables explicativas que recoge los determinantes de la instrumentación de la política monetaria, anteriormente señalados. Nótese que la presencia de al menos un retardo en los efectos de dichas variables sobre el tipo de interés, recoge la posible existencia de un desfase informativo de un trimestre en el conjunto de información de que dispone el Banco de España a la hora de fijar el tipo de interés.

A partir de los residuos de [1] se realiza una descomposición de las perturbaciones no anticipadas según tamaño en grandes (ε_t^g) y pequeñas (ε_t^p), mediante la construcción de un intervalo de confianza de, por

ejemplo, dos veces el error estándar de los residuos alrededor de su media cero⁴.

Una vez conseguida esta desagregación se aplican las siguientes definiciones para la subdivisión de las mismas en positivas y negativas:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t^{g+} &\equiv \max(0, \varepsilon_t^g) & [2] \\ \varepsilon_t^{g-} &\equiv \min(0, \varepsilon_t^g) \\ \varepsilon_t^{p+} &\equiv \max(0, \varepsilon_t^p) \\ \varepsilon_t^{p-} &\equiv \min(0, \varepsilon_t^p)\end{aligned}$$

procediendo posteriormente a estimar, por máxima verosimilitud, conjuntamente con [1], la ecuación de producción:

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^{g+} \varepsilon_t^{g+} + \beta^{g-} \varepsilon_t^{g-} + \beta^{p+} \varepsilon_t^{p+} + \beta^{p-} \varepsilon_t^{p-} + \xi_t \quad [3]$$

donde Δ es el operador primeras diferencias y z_t es el vector que recoge las variables explicativas que influyen sobre la producción de acuerdo con la típica relación IS.

Una vez estimada esta ecuación se puede proceder a la realización de los contrastes habituales del ratio de verosimilitudes (LR), distribuidos asintóticamente de acuerdo con una chi-cuadrado, sobre igualdad y significatividad de coeficientes con objeto de realizar el análisis de asimetrías.

El problema de este tipo de procedimiento reside en que las perturbaciones no anticipadas pueden resultar erróneamente identificadas si los residuos de [1] sufren de un alto grado de heterocedasticidad, debido a la existencia de cambios estructurales en la instrumentación de la política monetaria. En efecto, como ocurre en el presente caso, el paso del control del crecimiento en un agregado monetario al control de un tipo de interés de referencia por parte del Banco de España, implica una mayor volatilidad en las innovaciones de este último instrumento durante el período donde opera la primera estrategia de control, ya que el tipo de interés se ajustará a los cambios en la demanda de dinero. Por tanto, al no permitir un cambio de régimen en la evolución de la varianza residual, la varianza estimada sería una media de dos regímenes, uno con varianza alta (cuando opera el control de cantidades) y otro con varianza baja (cuando opera el control de precios), de manera que se identificarán como residuos anómalos perturbaciones que son

⁴La división de los residuos en grandes y pequeños se realiza del siguiente modo: $\varepsilon_t^p : \varepsilon_t \in |0, 2\sigma_\varepsilon|$ y $\varepsilon_t^g : \varepsilon_t \notin |0, 2\sigma_\varepsilon|$.

absolutamente normales si se permitiera el cambio de régimen en la estimación. Esto es precisamente lo que logra el segundo procedimiento de estimación, al que nos referiremos en detalle posteriormente. No obstante, a efectos de comparar la evidencia española con la hallada para otros países, especialmente en EE.UU. y Reino Unido, en estudios que utilizan este tipo de metodología (véase Caballero y Engel, 1993 y Demery, 1993), se ofrecen en el siguiente apartado los resultados derivados de la aplicación de este primer procedimiento que, por otra parte, sirve de base para especificar la ecuación de instrumentación ensayada con el segundo procedimiento. Por último, cabe indicar que, existe un problema técnico a la hora de estimar la ecuación [2] debido a la falta de continuidad en la estimación de los efectos sobre la producción de los residuos obtenidos en [1] que se encuentran en los límites de los intervalos elegidos para subdividir las perturbaciones de [1] en grandes/pequeñas y positivas/negativas. Este problema que aparentemente no ha sido notado en los trabajos que utilizan este tipo de procedimiento es fácilmente subsanable mediante el uso de variables artificiales de enlace, tal como se describe en el Apéndice 1.

Resultados

En el Cuadro 1 se recogen los resultados de la estimación de la especificación preferida de la ecuación de instrumentación monetaria obtenidos con el primer procedimiento 1. Todos los coeficientes de las variables explicativas aparecen con los signos esperados y la bondad del ajuste de la ecuación ($\bar{R}^2 = 0.7$) es satisfactoria. Así, se estima que un aumento de 1 punto porcentual (pp) de la desviación del crecimiento de la cantidad de dinero respecto al objetivo tiende a aumentar el tipo de interés en 0.73 pp en el siguiente trimestre, mientras que un aumento de 1 pp en la tasa de inflación se traduce en un incremento de 0.36 pp en el tipo de interés. Por lo que respecta a las variaciones en los tipos de cambio ante, depreciaciones de 1 pp, el tipo de interés aumenta entre 0.1 pp y 0.5 pp, dependiendo si se trata de *tcdm* o *tcee*⁵. Dichas respuestas se doblan en la solución a largo plazo de la ecuación, cuando se consolidan los efectos de la variable endógena desfasada.

⁵La menor significación de la variable de tipo de cambio respecto al *tcdm* puede deberse a los cambios introducidos ante la crisis en Sistema Monetario Europeo, ya que antes de los problemas surgidos a finales de 1992 el tipo de cambio constituía una restricción efectiva a corto plazo para el movimiento de los tipos de interés, pero posteriormente, al aumentar la banda de fluctuación del sistema, dicha restricción no era tan importante.

CUADRO 1
Ecuación de instrumentación de política monetaria

Regresores	Coefficientes
Constante	-0.021 (0.043)
$D_{87:1}$	0.038 (0.016)
i_{t-1}	0.523 (0.186)
$(alp-alpo)_{t-1}$	0.727 (0.359)
$1/2 \sum_{i=1}^2 \Delta tcpd_{t-i}$	-0.424 (0.093)
$1/2 \sum_{i=1}^2 \Delta tcee_{t-i}$	-0.509 (0.222)
$1/2 \sum_{i=1}^2 \Delta tcdm_{t-i}$	-0.111 (0.065)
$1/2 \sum_{i=1}^2 \Delta \pi_{t-i}$	-0.357 (0.097)
R^2	0.696
σ_ε	0.024
$Q(1)$	1.31
$Q(10)$	15.7

Nota: Errores estándar entre paréntesis. Periodo muestral 1977:3 1996.4.

Sin embargo, a pesar de estos resultados aparentemente razonables existen importantes deficiencias que merece la pena destacar. En primer lugar, la ecuación necesita de la inclusión *ad-hoc* de una variable impulso en 1987:1 ($D_{87:1}$) para poder pasar los contrastes de estabilidad intramuestral tipo Chow. En segundo lugar, y lo más importante, la ecuación presenta claros signos de heterocedasticidad, tal como demuestra el Gráfico 2 donde se presentan los residuos de dicha ecuación estimada. Se observa claramente una mayor varianza residual en la primera mitad de la muestra cuando el control de cantidades constituía el objetivo formal de la política monetaria. Ello provoca que la mayoría de perturbaciones grandes, tanto positivas como negativas correspondan a dicho período (para cualquier longitud razonable del intervalo de confianza escogido). Parece lógico pensar que si los agentes económicos conocían la forma de operar del Banco de España a través de un objetivo de cantidades, descontarían la mayor volatilidad

del tipo de interés a la hora de distinguir variaciones anticipadas y no anticipadas de la política monetaria. En términos econométricos, ello sería equivalente a utilizar mínimos cuadrados ponderados (*weighted least squares*) en la estimación de [1], en vez de MCO. Sin embargo, el cambio de instrumentación se conoce a posteriori y no con anterioridad al momento en que se produjo. Por tanto, parece apropiado utilizar un procedimiento econométrico que permita cambiar de régimen endógenamente en vez de exógenamente, tal como ocurre con el segundo procedimiento que se discutirá posteriormente.

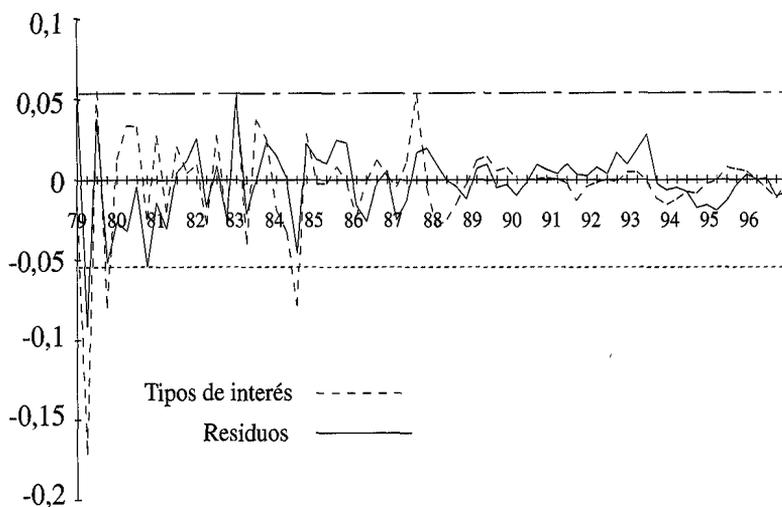
CUADRO 2
Ecuación de producción

Regresores	Coefficientes
Δy_{t-1}	1.039 (0.099)
Δy_{t-2}	-0.646 (0.133)
Δy_{t-3}	0.446 (0.09)
$\sum_{i=2}^3 (m-p)_{t-i}$	0.019 (0.009)
Δr_{t-3}	-0.009 (0.004)
Δy^*_{t-1}	0.090 (0.043)
$\Delta_2 gt$	0.061 (0.003)
$\Delta tcrpd_{t-1}$	-0.026 (0.012)
ε^{g+}_t	0.010 (0.023)
ε^{g-}_t	-0.019 (0.038)
ε^{p+}_t	0.063 (0.024)
ε^{p-}_t	-0.082 (0.027)
<i>Log Verosimilitud</i>	325.631

Finalmente, en el Cuadro 2 también se presenta la ecuación de producción, observándose que todas las variables explicativas aparecen con el signo esperado. Así, los aumentos en el tipo de interés real o las apreciaciones en el tipo de cambio real efectivo disminuyen el crecimiento del PIB, mientras que los aumentos en los saldos reales, PIB de la OCDE y consumo público tienen un efecto positivo. Por lo que

respecta a las innovaciones monetarias, parece que sólomente son las pequeñas de ambos signos (ε_t^{p+} y ε_t^{p-}) las que tienen efectos reales, las que tienen coeficientes significativos⁶.

GRÁFICO 2
Tipos de interés y residuos de la ecuación de instrumentación
para la política monetaria



2.3 Procedimiento 2. Estimación de una ecuación de instrumentación mediante la metodología de cambios de régimen de Hamilton

De acuerdo con los comentarios anteriores, una segunda posibilidad, ante la serie de problemas que plantea el primer procedimiento de estimación de la función de reacción, sería la aplicación de la metodología de cambios de régimen propuesta en Hamilton (1988, 1989, 1991), tal y como la utilizan, en un contexto similar al nuestro Ravn y Sola (1996) para analizar efectos reales de la política monetaria en el caso de los Estados Unidos.

A continuación se describe brevemente este tipo de enfoque que permite modelizar el comportamiento de una serie temporal considerando cambios discretos en su media condicional y/o varianza, dictados por una variable latente de estado, s_t , que toma valores 0 o 1 con una determinada estructura probabilística. Además se añaden a la regresión

⁶Con objeto de realizar los contratos es necesario señalar que, dado que la variable dependiente del modelo son los tipos de interés, resulta conveniente efectuar un cambio de signo en las perturbaciones obtenidas en la especificación de la ecuación de instrumentación, de modo que perturbaciones positivas correspondan a la realización de una política monetaria expansiva (disminución de tipos de interés) y las negativas a una política monetaria contractiva (aumentos de tipos de interés).

un conjunto de variables exógenas suponiendo, por simplicidad, que no están sujetas a cambios de régimen⁷.

Con estas indicaciones se estimaría por máxima verosimilitud una ecuación de instrumentación de la política monetaria del estilo:

$$i_t - \mu(s_t) = \Phi(L)(i_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \Theta'x_{t-1} + \sigma(s_t)\eta_t \quad [4]$$

donde $\Phi(L)$ es un polinomio de retardos, Θ es un vector de parámetros, x_{t-1} es un vector de variables exógenas (las mismas que en el procedimiento anterior), en desviaciones respecto a la media, $x - \mu_x$, $\mu(s_t)$ es una media dependiente del estado, s_t es la variable estado discreta con valores cero y uno y finalmente η_t es un término de error que se distribuye como una normal (0,1).

Se supone que el proceso de instrumentación mediante intervención de los tipos de interés puede tomar dos medias diferentes, μ_0 y μ_1 , con varianzas σ_0^2 y σ_1^2 durante el periodo analizado. De esta manera, se está suponiendo que los estados no observados se generan por un proceso de Markov con dos estados de la naturaleza. Se define π_{ij} como $prob(s_t = i/s_{t-1} = j)$; $i, j = 0, 1$, de forma que, la matriz de probabilidades de transición vendrá dada por:

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{00} & \pi_{01} \\ \pi_{10} & \pi_{11} \end{bmatrix} \quad [5]$$

donde cada probabilidad de transición se restringe a ser no negativa y pertenecer a un intervalo unitario, además de que la suma de cada columna sea la unidad.

La división entre perturbaciones grandes y pequeñas se realizaría del siguiente modo. En primer lugar se considera el tipo de interés en el periodo t dado el estado vigente en el periodo $t - 1$, de manera que:

$$\begin{aligned} E_{t-1}i_t &= \mu_0\pi_{00} + \mu_1(1 - \pi_{00}) + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_0) + \Theta'x_{t-1}, \\ &\text{si } s_{t-1} = 0 \end{aligned} \quad [6]$$

$$\begin{aligned} E_{t-1}i_t &= \mu_0(1 - \pi_{11}) + \mu_1\pi_{11} + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_1) + \Theta'x_{t-1}, \\ &\text{si } s_{t-1} = 1 \end{aligned} \quad [7]$$

⁷También se consideró la posibilidad de que las variables exógenas dependieran de los distintos estados y se contrastó dicho modelo frente al reportado finalmente en los resultados mediante un contraste del ratio de verosimilitudes, obteniendo un valor de 6.2 para un contraste $\chi^2(4)$, no pudiendo rechazar que las variables exógenas no dependan del estado.

De este modo, se obtienen las distintas perturbaciones en cada régimen, dadas por:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{0t} &= i_t - [(\mu_0\pi_{00} + \mu_1(1 - \pi_{00}) + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_0) + \Theta'x_{t-1})] \\ &\sim N(0, \sigma_0^2) \end{aligned} \quad [8]$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_{1t} &= i_t - [(\mu_0(1 - \pi_{11}) + \mu_1\pi_{11} + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_1) + \Theta'x_{t-1})] \\ &\sim N(0, \sigma_1^2) \end{aligned} \quad [9]$$

La filosofía subyacente en este enfoque consiste en suponer que los distintos estados no son observables, por lo que se requiere hacer inferencia sobre el estado o régimen en que en cada momento se encuentra la variable a modelizar. Ello se realiza usando las probabilidades de estar en cada uno de los regímenes, $prob(s_{t-1} = i)$. Estas probabilidades se calculan en base a la información disponible en el periodo $t - 1$ y se obtienen empleando el filtro propuesto por Hamilton (1989), oportunamente modificado para incluir variables exógenas de acuerdo con el enfoque utilizado por Ravn y Sola (1996).

Para el análisis empírico se supondrá que el estado 0 corresponde a varianza alta en las perturbaciones monetarias, lo cual corresponde al período de instrumentación basada en el crecimiento de la cantidad de dinero, y el estado 1 al de varianza baja, que viene identificado con el periodo de control directo de los tipos de interés. Así, se tiene que:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t^g &\equiv p(s_{t-1} = 0)(i_t - [(\mu_0\pi_{00} + \mu_1(1 - \pi_{00}) + \\ &\quad \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_0) + \Theta'x_{t-1}]) \end{aligned} \quad [10]$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_t^p &\equiv p(s_{t-1} = 1)(i_t - [(\mu_0(1 - \pi_{11}) + \mu_1\pi_{11} + \\ &\quad \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_1) + \Theta'x_{t-1}]) \end{aligned} \quad [11]$$

Una vez realizada esta división se procede a realizar la división en positivas y negativas, como en el procedimiento anterior, obteniendo el conjunto de posibles perturbaciones $\{\varepsilon_t^{g+}, \varepsilon_t^{g-}, \varepsilon_t^{p+}, \varepsilon_t^{p-}\}$. Por último, al igual que en el primer procedimiento, se estimará por máxima verosimilitud conjuntamente con la ecuación [2], procediendo a contrastar las distintas hipótesis sobre igualdad y significatividad de los coeficientes de las perturbaciones con objeto de realizar un análisis de asimetrías.

Resultados

Previamente a la presentación de los resultados obtenidos mediante este procedimiento analizaremos los resultados de la estimación de la ecuación de instrumentación de la política monetaria con cambio de régimen. El Gráfico 1 presenta la serie de tipos de interés marginales de intervención del Banco de España indicada en el apartado de definición de variables. Si observamos dicha serie, parece ser que los tipos de interés eran más altos y estaban sujetos a mayor variabilidad hasta mediados de los ochenta, y a partir de entonces sus niveles son inferiores y su variabilidad menor. Esto indica claramente que ha habido un cambio en las propiedades de los tipos de interés alrededor de mediados de la década de los ochenta.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación con cambio de régimen⁸. Dichos resultados muestran claramente la existencia de ese cambio, ya que las medias y varianzas condicionales de ambos procesos son significativamente diferentes. Las estimaciones sugieren que existe un primer estado de media y varianza alta, donde la media de los tipo de interés se sitúa en torno a 20,78% y su desviación estándar en torno a un 9,32% y un segundo estado donde la media se sitúa en un 14,07% y su desviación estándar en un 1,21%. Esto implica que la desviación estándar en el estado 0 es 7,8 veces superior a la del estado 1. Las estimaciones parecen mostrar que el segundo régimen ($\pi_{11} = 0,94$) es mucho más persistente que el primero ($\pi_{00} = 0,37$). El Gráfico 3 ilustra las probabilidades estimadas de estar en el estado 1. Se aprecian claros periodos de estabilidad a partir del segundo trimestre de 1984, apareciendo fuertes oscilaciones antes de dicho año. Asimismo, aparecen fuertes variaciones de los tipos de interés a finales de 1982, donde aumentaron considerablemente, y a finales de 1980 y a principios de 1984, donde se produjeron importantes reducciones. A partir de las probabilidades estimadas de estar en el estado 1 en los distintos periodos se podría inferir, dada la persistencia del segundo régimen, que cuando el Banco de España decidió llevar a cabo una política de control directo de tipos de interés se centró en el seguimiento de dicha variable mucho más intensamente que en el con-

⁸ Los valores iniciales para las variables explicativas del modelo son obtenidos de la primera especificación de la ecuación de instrumentación de política monetaria. En cuanto a los valores iniciales de las medias y varianzas de cada estado, corresponden a las submuestras que recogen los distintos periodos donde se utilizaron variables de instrumentación distintas. La función se maximiza con el método BFGS (una modificación del algoritmo de Davidon-Fletcher-Powell).

trol de cantidades. Sin embargo, antes de 1985, cuando se supone que la variable instrumental era el crecimiento de la cantidad de dinero, se aprecia también un seguimiento discontinuo de los tipos de interés, ya que aparecen numerosos episodios donde la probabilidad de estar en el estado 1 es elevada.

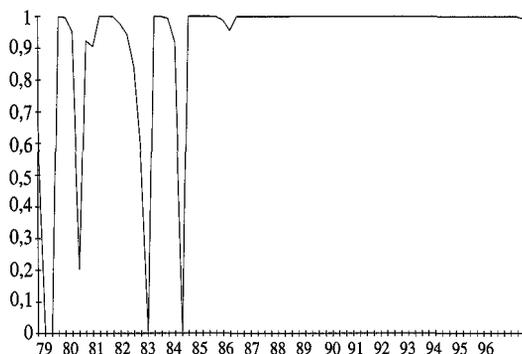
CUADRO 3
Ecuación de instrumentación de política monetaria

Regresores	Coefficientes
i_{t-1}	0.737 (0.034)
$(alp-alpo)_{t-1}$	0.453 (0.248)
$1/2 \sum_{i=1}^2 tcpd_{t-i}$	-0.234 (0.063)
$1/2 \sum_{i=1}^2 tcee_{t-i}$	-0.467 (0.134)
$1/2 \sum_{i=1}^2 tcdm_{t-i}$	-0.131 (0.045)
$1/2 \sum_{i=1}^2 \pi_{t-i}$	0.157 (0.034)
μ_0	20.72 (1.78)
μ_1	13.45 (0.91)
σ_0	0.09 (0.068)
σ_1	0.01 (0.005)
π_{00}	0.364 (0.206)
π_{11}	0.923 (0.067)
Q(1)	0.87
Q(10)	10.37

En cuanto a las variables exógenas que aparecen en el modelo, son las mismas que las del procedimiento anterior y resultan todas significativas y con el signo correcto. Por último, los resultados obtenidos en la estimación conjunta para la ecuación de producción aparecen en el Cuadro 4, resultando cualitativamente similares a las obtenidas con el procedimiento anterior en lo que se refiere a los coeficientes de las

variables exógenas y predeterminadas. Sin embargo, ahora sólo son las perturbaciones negativas (ε_t^{g-} y ε_t^{p-}) las que aparecen significativamente.

GRÁFICO 3
Probabilidades de expansión para el estado 1



CUADRO 4
Ecuación de producción

Variables	Coefficientes
Δy_{t-1}	1.09 (0.125)
Δy_{t-2}	-0.62 (0.124)
Δy_{t-3}	0.483 (0.122)
$\sum_{i=2}^3 (m-p)_{t-i}$	0.023 (0.0076)
Δr_{t-3}	-0.02 (0.004)
Δy_{t-1}^*	0.188 (0.0523)
$\Delta_2 g_t$	0.083 (0.0312)
$\Delta tcrpd_{t-1}$	-0.023 (0.01)
ε_t^{g+}	0.253 (0.593)
ε_t^{g-}	-0.043 (0.022)
ε_t^{p+}	0.003 (0.02)
ε_t^{p-}	-0.078 (0.059)
<i>Log Verosimilitud</i>	321.567

Nota: Errores estándar entre paréntesis. Periodo muestral 1977:3 1996:4.

2.4 *Procedimiento 1 vs procedimiento 2*

Una vez estimado este modelo con dos regímenes para la política monetaria española resulta natural completar el análisis tratando de comprobar si la especificación no lineal analizada (procedimiento 2) resulta preferible a la especificación lineal (procedimiento 1). Para ello, se utiliza la metodología propuesta por Hansen (1992) que permite contrastar el modelo de cambio de régimen propuesto por Hamilton (1989), frente a un modelo lineal autorregresivo, apropiadamente modificada para la inclusión de variables exógenas. Para la realización de este contraste, se emplea un contraste del ratio de verosimilitudes distinto al tradicional, ya que en este caso, en el marco de la hipótesis nula, no están identificados todos los coeficientes (en concreto, μ_0, μ_1, p_{00} y p_{11}). Realizando dichos contraste, se obtiene que la especificación no lineal es preferible a la lineal con un p-valor de 0.08⁹.

3. Análisis de asimetrías

En este apartado se contrastan formalmente las diferentes asimetrías contempladas en la Introducción. Para ello se utilizan contrastes del ratio de verosimilitudes (LR), de las distintas hipótesis nulas que conllevan los diferentes tipos de asimetría frente a un modelo irrestringido.

3.1 *Análisis de asimetría mediante el procedimiento 1*

Las restricciones impuestas, así como los resultados de los contrastes de asimetría se encuentran recogidos en el Cuadro 5, por filas¹⁰.

Tal como observamos en el Cuadro 1, hay grandes diferencias en el nivel de significatividad de las distintas perturbaciones en el modelo irrestringido. Parece ser que son sólo las pequeñas, tanto positivas como negativas, las que afectan realmente a la economía. Por tanto, parece factible que pueda darse alguna versión de efectos asimétricos de política monetaria. Para investigar si existe asimetría se vuelve a estimar el sistema de ecuaciones imponiendo las restricción de los parámetros, tal y como aparece en el Cuadro 5 (fila 1), la cual implica que todos los coeficientes entran con el mismo signo en la ecuación de

⁹También se realizaron predicciones para ambos modelos y se calcularon los errores cuadráticos medios y la U de Theil (1961), resultando siempre mejor el procedimiento 2, obteniéndose valores de 0,75 y 0,43 para los errores cuadráticos medios y de 0,76 y 0,45 para la U en los procedimientos 1 y 2, respectivamente.

¹⁰También se hicieron estimaciones considerando intervalos de 1 y 1,5 veces el error estándar, sin que variaran sustancialmente los resultados.

producción. De acuerdo con el valor del contraste LR ofrecido en el Cuadro 5 (fila 1) se rechaza la restricción de que los coeficientes de todas las perturbaciones sean iguales.

A continuación se contrastan los tres tipos de asimetría contemplados en la Sección 1 frente al modelo sin restricciones. En primer lugar, el contraste de la asimetría de tipo keynesiano (fila 2) impone la restricción de que los coeficientes de las perturbaciones positivas sean cero, hipótesis que se rechaza a un nivel de significación del 5%. En segundo lugar, el contraste de la asimetría tipo *menu cost* (fila 3) impone la restricción de que los coeficientes de las perturbaciones grandes sean cero, hipótesis que a la vista de los coeficientes estimados la ecuación irrestringida se acepta fácilmente. Finalmente, el contraste de asimetría híbrida (fila 4), donde se restringen los coeficientes de las perturbaciones grandes y pequeñas positivos a ser cero, se rechaza nuevamente. Por tanto, de acuerdo con el procedimiento 1, parece existir evidencia favorable a la existencia de asimetrías tipo *menu cost*.

CUADRO 5
Análisis de asimetría mediante el procedimiento 1

Test de asimetría	Log-Ver.	Test	Valor Crít. (5%)
-Modelo Sin restricciones	334.32	-	
Hipótesis de simetría 1/ $\beta^+ = \beta^- = \beta^{p+} = \beta^{p-} = \beta^{p+} = \beta^{p-}$	329.26	10.12	7.81
Asimetría Keynesiana 2/ $\beta^{p+} = \beta^{p+} = 0$ y $\beta^{p-} = \beta^{p-}$	332.48	11.73	7.81
Asimetría <i>Menu Cost</i> 3/ $\beta^{p+} = \beta^{p+} = 0$ y $\beta^{p-} = \beta^{p-}$	331.62	5.42	7.81
Asimetría Híbrida 4/ $\beta^{p+} = \beta^{p+} = \beta^{p-} = \beta^{p-} = 0$	330.72	9.18	7.81

3.2 Análisis de asimetría mediante el procedimiento 2

Los resultados de los contrastes obtenidos con el procedimiento 2 aparecen también resumidos en el Cuadro 6. De nuevo se rechaza la hipótesis de simetría (fila 5), lo que permite contrastar las diferentes versiones de asimetría en el mismo orden que en el apartado anterior. La asimetría tipo keynesiano (fila 6) no se rechaza, lo cual resulta natural dado que en la estimación irrestringida sólo los coeficientes estimados para las perturbaciones negativas, tanto grandes como pe-

queñas, aparecen significativamente en la ecuación de producción. Por contra, la asimetría del tipo *'menu cost'* (fila 7) y de tipo híbrido (fila 8) parecen rechazarse. Por tanto, a diferencia del procedimiento 1, el procedimiento 2 indica que la asimetría es de tipo keynesiano. En la medida que el procedimiento 2 parece más fiable que el procedimiento 1 en la obtención de las sorpresas monetarias, nos inclinamos a concluir que la asimetría keynesiana es más factible.

CUADRO 6
Análisis de asimetría mediante el procedimiento 2

Test de asimetría	Log-Ver.	Test	Valor Crít (5%)
Modelo Sin restricciones	319.88	-	
Hipótesis de simetría 1/ $\beta^+ = \beta^0 = \beta^-$ y $\beta^{p+} = \beta^p = \beta^{p-}$	315.81	8.16	7.81
Asimetría Keynesiana 2/ $\beta^+ = \beta^0 = 0$ y $\beta^- = \beta^p$	319.70	0.36	7.81
Asimetría <i>Menu Cost</i> 3/ $\beta^+ = \beta^0 = 0$ y $\beta^{p+} = \beta^p$	315.34	9.08	7.81
Asimetría Híbrida 4/ $\beta^+ = \beta^0 = \beta^{p+} = 0$	316.34	8.06	7.81

4. Conclusiones

En este trabajo se ha realizado un análisis sobre la posible existencia de efectos asimétricos de las perturbaciones monetarias sobre la producción. Para ello, se ha contrastado la existencia de asimetrías de signo (tipo keynesiano), de tamaño (*menu cost*), así como combinaciones de ambas (tipo híbrido), utilizando dos procedimientos de estimación de la regla de reacción de la autoridad monetaria. Los resultados obtenidos con el primer procedimiento, consistente en la estimación de una forma reducida lineal, apuntan hacia la existencia de asimetrías de *menu cost*, mientras que de acuerdo con el segundo procedimiento, que permite la existencia de cambios de régimen, apuntan hacia la existencia de asimetrías de tipo *keynesiano*. Hemos argumentado que los resultados obtenidos con este segundo procedimiento resultan ser mucho más robustas en el caso que nos ocupa.

Si procedemos a comparar los resultados obtenidos en el estudio con los obtenidos por Cover (1992) y DeLong y Summers (1988) para Estados Unidos y Karras (1996) para una serie de países europeos utilizando

el primer procedimiento, asimetría de corte keynesiano, encontramos que son similares, favoreciendo la existencia de asimetrías keynesianas. Por contra, ni Ravn y Sola (1996), ni Sensier (1996), utilizando el segundo procedimiento, encuentran signos de existencia de este tipo de asimetría para Estados Unidos y el Reino Unido.

En cuanto a las implicaciones de los resultados obtenidos, resultan de gran relevancia. En este sentido, se ha encontrado evidencia de que cuando el Banco de España ha llevado a cabo una política monetaria contractiva, mediante aumentos no esperados del tipo de interés, su efecto negativo sobre la tasa de crecimiento del PIB ha sido mayor, que cuando ha realizado una política en sentido contrario, reduciendo los tipos de interés en la misma magnitud.

Por último, cabe señalar que existen otro tipo de efectos asimétricos en las variaciones de la demanda nominal y la producción real que no son considerados en este trabajo. Así, otro tipo de efecto se deriva de la posibilidad de que la política monetaria, desde un punto de vista del control monetario, pueda afectar de forma diferente a la producción y el empleo en etapas de recesión o prosperidad económica, esperándose mayores efectos en etapas de recesión. Se encuentra evidencia favorable sobre este tipo de asimetría en García y Schaller (1996). Estos trabajos, al igual que el análisis realizado, se enfocan desde la vertiente del control crediticio¹¹, pudiéndose encontrarse evidencia para el caso de España en Dolado y María-Dolores (2001).

Apéndice: Solución al problema de continuidad en el procedimiento

Para solucionar el problema de falta de continuidad que se obtiene al establecer una división de las perturbaciones en grandes y pequeñas basándose en la construcción de un intervalo de confianza de dos veces el error estándar de los residuos se procede en primer lugar a realizar una división de las perturbaciones en positivas y negativas, pasando posteriormente a corregir dichas perturbaciones de los límites superior e inferior del intervalo elegido.

La ecuación [2] pasaría a estimarse entonces de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \psi z_t + \beta \varepsilon_t + \beta^{g+} (\varepsilon_t^{g+} - 2\sigma_\varepsilon D^{g+}) + & [A1] \\ & \beta^{g-} (\varepsilon_t^{g-} - 2\sigma_\varepsilon (1 - D^{g-})) + \beta^{p+} (\varepsilon_t^{p+} + 2\sigma_\varepsilon D^{g+}) + \\ & \beta^{p-} (\varepsilon_t^{p-} + 2\sigma_\varepsilon (1 - D^{g-})) + \xi_t \end{aligned}$$

¹¹ Véase Bernanke y Gertler (1989) y Gertler (1992).

donde D^{g+} y D^{g-} son variables ficticias que toman el valor 1 cuando las perturbaciones son del modo que aparece en el superíndice, siendo el resto de variables las mismas que aparecen en [2].

Referencias

- Andrés, J., R. Mestre y J. Vallés (1996): "Un modelo estructural para el análisis del mecanismo de transmisión monetaria: el caso español", Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo 9629.
- Ayuso, J y J.L. Escrivá (1997): "La evolución de la estrategia de control monetario en España", Servicio de Estudios del Banco de España ed., *La política monetaria y la inflación en España*, Alianza Editorial, Madrid.
- Blanchard, O. y N. Kiyotaki (1987): "Monopolistic competition and the effects of aggregate Demand", *American Economic Review* 77, pp. 647-77.
- Ball, L. y G. Mankiw (1994): "Asymmetric price adjustment and economic fluctuations", *Economic Journal* 104. pp. 247-61.
- Ball, L. y D. Romer (1989): "Are prices too sticky?", *Quarterly Journal of Economics* 507, p. 24.
- Ball, L. y D. Romer (1990): "Real rigidities and the non neutrality of money", *Review of Economics Studies* 57, pp.183-203.
- Bernanke, B. y A. Blinder (1992): "The federal funds rate and the channels of monetary transmission", *American Economic Review* 36, pp. 975-1000.
- Bernanke, B. y I. Mihov (1995): "Measuring monetary policy", NBER Working Paper 5145.
- Caballero, R. y E. Engel (1992): "Microeconomic rigidities and aggregate price dynamics", *European Economic Review* 37, pp. 697-717.
- Cover, J. (1992): "Asymmetric effects of positive and negative money supply shocks", *Quarterly Journal of Economics* 107, pp. 1261-1282.
- DeLong, B. y H. Laurence (1998): "How does macroeconomics affect output?", *Brooking Papers on Economic Activity* 2, pp. 433-480.
- Demery, D. (1993): "Asymmetric effects of money on real output: evidence for the UK", Mimeo. University of Bristol.
- Dolado, J.J y R. María-Dolores: "An empirical study of the cyclical effects of monetary policy in Spain (1977-1997)", *Investigaciones Económicas* 25, pp. 3-30.
- Escrivá, J.L. y R. M. Santos (1991): "Un estudio del cambio de régimen en la variable Instrumental del control monetario en España", Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo 9111.
- García, R. y H. Schaller (1996): "Are the effects of monetary policy asymmetric?", Documento de trabajo de la Universidad de Montreal.
- Gertler, M. (1992): "Financial capacity and output fluctuations in a economy with multi-period financial relationships", *Review of Economic Studies* 59, pp. 455-72.
- Gertler, M. (1992): "Financial structure and aggregate economic activity: an overview", *Journal of Money, Credit and Banking* 20, pp. 559-594.

- Hamilton, J. (1989): "A new approach to the economic analysis of non stationary time series and the business cycle", *Econometrica* 57, pp. 357-384.
- Hamilton, J. (1991a): "Analysis of time series analysis subject to changes in regime", *Journal of Econometrics* 45, pp. 39-70.
- Hamilton, J. (1991b), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Hooker, Mark A. (1996): "What happened to the oil-macroeconomy relationship?", *Journal of Monetary Economics*, pp. 195-215.
- Hooker, M. A. y M. Knetter (1996): "The effects of military spending on economic activity: evidence from state procurement spending", Working Paper, Wellesley College.
- Karras, G. (1996): "Are the output effects of monetary policy asymmetric?: evidence from a sample of European countries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58, pp. 267-278.
- Ravn, M. y M. Sola (1996): "Asymmetric effects of monetary in the US: positive vs negative or big vs small", Mimeo, University of Aarhus, Denmark.
- Rojo, L.A y J. Pérez (1997): "La política monetaria en España: objetivos e instrumentos", Servicio de Estudios del Banco de España. Estudios Económicos. Banco de España, 10.
- Shioji, E. (1997): "Spanish monetary policy: a structural VAR analysis", Universitat Pompeu Fabra. D.P. 30.
- Sims, C. (1992): "Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy", *European Economic Review* 36, pp. 975-1000.

Abstract

This paper provides empirical evidence for the Spanish economy, over the period 1977-96 on whether monetary policy shocks have had different effects on real aggregate activity. To do so, this paper follows Cover (1992) and Ravn and Sola (1996), where shocks to an interest rate policy rule are allowed to affect the growth rate of output. The analysis focuses on whether unanticipated monetary policy shocks, divided by sign in positive or negative (to test keynesian asymmetry), by size in big or small (to test menu cost asymmetry) and possibly on a combination of both features have real effects on aggregate demand. Proceeding in this way, by using two alternatives procedures in estimating the monetary policy shocks, evidence is found of keynesian asymmetry.

Keywords: sign and size asymmetries, monetary policy, interest rate shocks, switching regime models.

Recepción del original, mayo de 1998

Versión final, junio de 2000