

BANCO DE ESPAÑA

CREDIBILIDAD Y PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN EL SISTEMA MONETARIO EUROPEO

Ana Revenga

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9321

BANCO DE ESPAÑA

CREDIBILIDAD Y PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN EL SISTEMA MONETARIO EUROPEO

Ana Revenga (*)

(*) Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios de Juan Ayuso, Juan J. Dolado, José L. Escrivá, Ángel Estrada, Santiago Fernández de Lis, José M. González, Fernando Restoy y Juan L. Vega. Asimismo, agradezco la excelente colaboración como ayudante de investigación de Pilar Cuadrado.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo n.º 9321

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-248-4

Depósito legal: M-23261-1993

Imprenta del Banco de España

1. INTRODUCCIÓN

Existe un acuerdo generalizado en torno a la drástica reducción de los diferenciales de inflación entre los miembros del Sistema Monetario Europeo (SME) a lo largo de los años ochenta. Sin embargo, hay un menor consenso acerca del papel que el SME, en sí mismo, haya podido desempeñar en el logro de un menor crecimiento de precios. Para algunos, el SME ha servido principalmente como mecanismo de disciplina, en tanto que la fijación de un compromiso cambiario ha exigido que los agentes económicos tomen decisiones compatibles con el mantenimiento de tasas de inflación similares a las de los países ancla del Sistema. Para otros, la pertenencia al SME ha dado lugar a una ganancia adicional en términos de credibilidad antiinflacionista, que ha facilitado una reducción de la inflación con menor coste en términos de producción y empleo (efecto de credibilidad). De acuerdo con este último punto de vista, expuesto claramente en Giavazzi y Giovannini (1989), Giavazzi y Pagano (1988) y Mélitz (1985), la fijación de una paridad cambiaria en relación a una moneda "fuerte" como el marco alemán (DM), ha permitido que los países miembros del SME "importen" la reputación antiinflacionista del Bundesbank, favoreciendo así la credibilidad de sus propias autoridades monetarias, y disminuyendo, por tanto, las expectativas de inflación y los costes asociados al proceso desinflacionista.

A pesar de la importancia que este argumento ha tenido en la literatura acerca del SME, la evidencia empírica al respecto es ambigua. Los estudios de Artis (1987), Collins (1988), Weber (1991) y Egebo y Englander (1992), entre otros, concluyen que no ha habido ni una clara disminución en las expectativas de inflación, ni un cambio en los procesos de formación de precios y salarios bajo el Sistema. De Grauwe (1990) va aún más lejos y argumenta que, si acaso, el proceso desinflacionista dentro del SME ha sido más lento y más costoso que en los países no miembros.

Por otro lado, Giavazzi y Giovannini (1989), y más recientemente Robertson y Symons (1992), encuentran que la participación en el SME ha reducido los costes del proceso desinflacionista en países con una historia de altas tasas de inflación, y, en cambio, los ha aumentado en aquellos que cuentan con una tradición de menor crecimiento de precios. Asimismo, estudios sobre Dinamarca e Irlanda realizados por Christensen (1986) y Kremers (1990), respectivamente, sostienen que ambos países consiguieron elevar el grado de credibilidad de sus políticas antiinflacionistas mediante su incorporación al mecanismo de cambios europeo. Por último, intentos de estudiar la credibilidad y la reputación directamente, como en Weber (1992), sugieren que el efecto "absorción de la credibilidad del Bundesbank" ha funcionado solo en países pequeños (Dinamarca, Irlanda, Holanda y, en menor medida, Bélgica), pero no en los grandes (Francia e Italia).

La evolución de la inflación a lo largo de los ochenta en los siete países que inicialmente formaron el SME apoya la existencia de un efecto de disciplina asociado a la participación en el Sistema. Como muestra el cuadro 1, las tasas de inflación han caído sustancialmente en el SME (desde una media del 10,10% en 1974-79 hasta el 5,37% en 1980-92) y especialmente en los países de mayores tasas históricas de inflación como Dinamarca, Irlanda y Francia. Estos tres países, en particular, han reducido sus tasas de inflación desde el 10% a finales de los setenta, hasta menos del 3% en 1991. En cambio, en los países europeos no miembros del SME, las tasas de inflación disminuyeron sustancialmente menos. Es necesario apuntar, sin embargo, que las tasas de inflación también se han reducido considerablemente en los tres países (España, Portugal y el Reino Unido) que no se unieron al Sistema hasta finales de los años ochenta, y que, por tanto, no estaban sujetos a la restricción cambiaria ni a su presunto mecanismo disciplinario.

La evidencia a favor de la existencia de un efecto de credibilidad, que haya podido disminuir los costes asociados al proceso de reducción de la inflación, es mucho menos clara. Como muestra el cuadro 1, la reducción de las tasas de inflación en los países miembros del SME ha tenido un coste importante en términos de un incremento del desempleo. La tasa media de paro en los siete miembros iniciales aumentó cerca de 5 puntos

porcentuales durante los años ochenta, desde una media del 4,5% en 1974-79 hasta el 9,27% en 1980-92. El paro se incrementó aún más en los países que se adhirieron al SME en último lugar. En contrapartida, a lo largo del mismo periodo, la tasa de paro aumentó solo 1,5 puntos porcentuales en los países no pertenecientes al Sistema.

El gráfico 1, que relaciona el aumento acumulado en paro con la reducción de la inflación para los periodos 1974-79 y 1980-92, muestra que no ha habido una mejora en la relación entre estas dos variables macroeconómicas bajo el SME, tal como sugeriría el presunto efecto de credibilidad. Es decir, la reducción de la inflación bajo el SME no se ha conseguido a menor coste que en los años setenta. El gráfico 2, que muestra similares "ratios de sacrificio", pero distinguiendo entre el SME inicial (1980-86) y el SME nuevo (posterior a 1987), apoya esta misma conclusión. En resumen: no parece haber, en principio, evidencia clara a favor de la existencia de ganancias de credibilidad bajo el SME, aunque tal conclusión debe ser necesariamente matizada por lo rudimentario de las variables utilizadas para medir el "tradeoff" inflación-paro.

Teniendo en cuenta estas consideraciones, el presente trabajo fija como objetivo el de analizar, de manera un poco más sistemática, los efectos del SME en términos de disciplina y credibilidad. Usando la aproximación desarrollada en Alogoskoufis (1990, 1992), el trabajo estudia, primero, si la persistencia de inflación en los países miembros se reduce con la entrada en el SME. Una disminución de la persistencia inflacionista sería coherente con la existencia de un efecto disciplinario del compromiso cambiario sobre las políticas internas. En una segunda fase, el artículo intenta relacionar el cambio en el proceso inflacionario directamente con la credibilidad del objetivo cambiario anunciado, que se toma como una variable "proxy" de la credibilidad otorgada por los agentes a la política antiinflacionista de las autoridades¹. La hipótesis de partida es que el establecimiento de un objetivo de tipo de cambio fijo, por sí mismo, no es suficiente para disminuir las expectativas de inflación y, por tanto, su

¹ Agénor y Taylor (1992) desarrollan un estudio similar en torno a la relación entre credibilidad de los programas de estabilización y persistencia de la inflación en Brasil.

persistencia, sino que se requiere que dicho objetivo cambiario vaya vinculado a un paquete de políticas creíble y consistente con una reducción de la inflación. Es precisamente esta relación entre la credibilidad de políticas anunciadas y la persistencia de la inflación la que el artículo intenta analizar.

Los resultados del trabajo sugieren que la inflación ha mostrado menor inercia durante el período de vigencia del SME que durante el período anterior correspondiente a un régimen de tipos de cambio flexibles. Sin embargo, esta disminución no puede ligarse de forma inequívoca al régimen cambiario, ya que se observa una caída similar en la persistencia del proceso inflacionario en los países no miembros del SME. Las estimaciones extraídas de regresiones con datos de panel, que intentan contrastar directamente la experiencia de países que son miembros del SME con la de aquellos que no lo son, sugieren que, de hecho, el comportamiento de la inflación siguió esquemas muy similares en ambos grupos de países hasta mediados de los ochenta. Solo a partir de 1985 se observa una divergencia en los procesos inflacionistas de los miembros y no miembros del SME, con una tendencia a menor persistencia de la inflación en los países pertenecientes al Sistema en relación con los que no lo son. En su conjunto, estos resultados ofrecen solo un apoyo relativo a favor de la existencia de un efecto disciplinario del SME y sugieren que, en cualquier caso, dicho efecto no se materializó hasta la segunda mitad de la década de los ochenta.

El análisis del vínculo entre persistencia de la inflación y credibilidad bajo el SME revela una relación significativamente negativa entre estas dos variables en seis de los países miembros: Francia, Italia, Irlanda, Holanda, Dinamarca y el Reino Unido. Esto lleva a concluir que la participación en el SME ha reducido la persistencia inflacionista solo en proporción a la credibilidad de la política anunciada de moneda "fuerte". En otras palabras: un compromiso de tipo de cambio fijo, por si solo, no bastó para reducir la inercia inflacionista, sino que hubo que esperar a que dicho compromiso fuera considerado suficientemente creíble, en el sentido de que las políticas fueran consistentes y creídas por los agentes económicos, para que la persistencia inflacionista comenzase a disminuir. No parece existir una relación similarmente significativa entre persistencia

de la inflación y credibilidad en el caso de España, lo cual se podría explicar por su tardía incorporación al Sistema.

Los resultados obtenidos sobre la base de datos de panel son consistentes con los de las regresiones individualizadas por países. La persistencia media de la inflación es significativamente menor bajo el SME que bajo el anterior régimen, y disminuye con el grado de credibilidad de los objetivos cambiarios anunciados. Así, a mayor credibilidad del objetivo de moneda "fuerte" de los países miembros, menor persistencia inflacionista.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2, se revisa brevemente la metodología utilizada en anteriores trabajos para contrastar la existencia de efectos de disciplina y credibilidad en el SME, y se esboza la estrategia empírica seguida en este artículo. Esta estrategia se basa en la estimación de un proceso autorregresivo para la inflación, derivado de un modelo sencillo de economía abierta con contratos salariales escalonados al estilo de Taylor (1979, 1980)². En la sección 3, se aplica la metodología expuesta y se presentan los resultados del análisis realizado sobre los datos de distintos países. Finalmente, en la última sección, se presentan las principales conclusiones.

2. EFECTOS DE CREDIBILIDAD Y EL SME: UNA APROXIMACIÓN EMPÍRICA.

A. Resumen de estudios recientes: Metodologías y resultados

La mayoría de los estudios econométricos realizados en torno a la existencia de ganancias de credibilidad asociadas al SME se ha basado, de una forma u otra, en el análisis de los errores de predicción obtenidos a partir de estimaciones de modelos de precios (y/o salarios) en su forma reducida o estructural. Este método, basado implícitamente en la célebre "crítica de Lucas", consiste en estimar, primero, un modelo de la variable relevante (inflación, salario o tipo de interés nominal) con los datos del

² Ver también Alogoskoufis (1990) y Agénor y Taylor (1992).

período previo al SME, para formar posteriormente las predicciones correspondientes al período de vigencia del Sistema. Si estas predicciones resultan consistentemente superiores a los valores realizados, se concluye que el cambio de régimen fue rápidamente asumido por los agentes económicos. Si, por el contrario, las predicciones se desvian solo lentamente de la realidad, se interpreta como una señal de que los agentes no creyeron inicialmente en el cambio de políticas, sino que fueron revisando gradualmente sus expectativas (ver Blanchard, 1984).

Como apuntan Christiansen (1986), Kremers (1990) y Agénor y Taylor (1992), el método de los errores de predicción está sujeto a múltiples críticas, ya que, en principio, estos errores podrían reflejar la exclusión de variables relevantes en el modelo, y no necesariamente la existencia o no de un efecto de la credibilidad. En otras palabras: un rápido deterioro de las predicciones podría deberse simplemente a un error de especificación del modelo. Es más: en aquellos casos en que los errores de predicción provienen de modelos VAR, como en Giavazzi y Giovannini (1989), resulta aún más difícil interpretar la inestabilidad de los coeficientes como evidencia a favor de cambios en los parámetros estructurales. Estas consideraciones nos pueden llevar a cuestionar la fiabilidad de los resultados obtenidos a través de esta metodología.

Una metodología alternativa para la estimación de efectos de credibilidad es la seguida por Christiansen (1986) para Dinamarca, y por Agénor y Taylor (1992) para Brasil. Ambos estudios definen variables "proxy" para medir la credibilidad de un cambio anunciado de políticas, e incluyen estas variables "proxy" explícitamente en el modelo estimado. En el trabajo de Christiansen, la variable credibilidad se define como la varianza del tipo de cambio nominal, mientras que Agénor y Taylor utilizan el diferencial entre el tipo de cambio oficial y el correspondiente en el mercado paralelo. Al igual que en el caso del método del error de predicción, esta aproximación presenta algunos problemas. En primer lugar, las definiciones de las variables "proxy" de credibilidad son, por lo general, bastante arbitrarias. En segundo lugar, en muchos casos, dichas variables posiblemente resulten endógenas.

En el cuadro 2, se resumen los resultados de los principales estudios econométricos realizados en torno a la existencia de efectos de credibilidad en el SME. Como se apuntó anteriormente, la mayoría de estos estudios utiliza el método de los errores de predicción para contrastar la existencia de cambios estructurales en los parámetros del modelo, cambios que, a su vez, se vincularían a los mencionados efectos de credibilidad. En general, la evidencia econométrica a favor de la existencia de dichos efectos es bastante débil. Solamente los artículos de Christiansen (1986), Kremers (1990) y Weber (1992) obtienen resultados que apoyan el supuesto de ganancias de credibilidad, y esto solo para los países pequeños del SME (Dinamarca, Irlanda y Holanda).

B. Persistencia y credibilidad: Un marco analítico y empírico

El análisis econométrico parte de la especificación de un proceso autoregresivo para la inflación:

$$\Delta p_t = \rho_0 + \rho_1 \Delta p_{t-1} + \eta_t \quad (1)$$

donde $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$

y donde p representa el logaritmo del índice de precios al consumo. Como se demostró en Alogoskoufis (1990, 1992), este proceso se puede derivar de un modelo sencillo de economía abierta con contratos salariales solapados según la definición de Taylor (1979, 1980)³. Es fácil mostrar que, en este tipo de modelos, el grado de persistencia de la inflación (ρ_1) depende de : (i) la acomodación de la política cambiaria y monetaria a la

³ Para simplificar la exposición se presenta un modelo en el cual la inflación sigue un proceso AR(1). Sin embargo, la extensión a procesos de mayor orden es inmediata.

evolución de los precios; y (ii) la credibilidad de la política anunciada de no acomodación⁴.

La intuición que subyace en estos resultados es sencilla. La persistencia de la inflación es mayor con políticas cambiarias y monetarias más discrecionales, porque se supone que los agentes que participan en las negociaciones salariales tienen un conocimiento perfecto de las reglas de política económica. Si las políticas son más acomodaticias, los agentes se preocuparán menos de las posibles consecuencias negativas de un aumento de los salarios y, por lo tanto, salarios y precios se ajustarán más lentamente en respuesta a los "shocks". Del mismo modo, si una política antiinflacionista anunciada no es creíble, los agentes económicas esperarán, en la práctica, políticas discretionales y, por lo tanto, se fracasará en la moderación salarial.

En el marco del SME, este modelo de economía abierta con contratos salariales solapados sugiere dos hipótesis contrastables. Primero, la persistencia de la inflación debería ser menor con el SME que con el anterior régimen cambiario. Esto vendría explicado por la menor discrecionalidad en materia de política monetaria resultante de la fijación de un tipo de cambio en relación con una moneda "fuerte". Segundo, la reducción de la persistencia con el SME debería ser mayor cuanto mayor fuese la credibilidad del objetivo cambiario anunciado, es decir, cabría esperar que el coeficiente que mide la persistencia (ρ_1) variara directamente con la credibilidad del tipo de cambio.

En la primera fase del artículo, se estima la ecuación (1) para cada país miembro del SME y se contrasta la hipótesis de si ρ_1 es menor con el SME que con el anterior sistema de tipos de cambio flexibles. La comparación de los coeficientes que miden la persistencia bajo ambos regímenes cambiarios, sin embargo, no resulta suficiente para afirmar la existencia de un efecto disciplinario en los países miembros del SME, debido a que la

⁴ En el apéndice 1, se expone un ejemplo basado en un modelo de Taylor de 2 períodos, que genera un proceso AR (1) para la inflación. El análisis se puede extender fácilmente para incluir contratos salariales de n períodos (con $n > 2$), lo cual generaría un proceso autorregresivo de mayor orden.

naturaleza de los "shocks" subyacentes que influyen en la inflación podría haber cambiado bajo los dos regímenes. Para contrastar esta posibilidad, se estiman también procesos autorregresivos similares para aquellos países de la OCDE que no participan en el Sistema, y se comparan estos resultados con los obtenidos anteriormente para los países miembros del SME. Además de obtener ecuaciones individuales para cada país, se estima también un modelo único con datos de panel para todos los países de la OCDE, en el cual se contrasta directamente la existencia de diferencias sistemáticas en la persistencia de la inflación entre miembros y no miembros del SME.

En una segunda fase, se pasa a estudiar la relación entre credibilidad e inflación, a través de la estimación de un modelo con parámetros variables derivado a partir de la ecuación (1). Concretamente, se adopta el supuesto de que con el SME el coeficiente de persistencia (ρ_1) varía con la credibilidad de las políticas antiinflacionistas anunciadas, y se aproxima esta relación a través de una función lineal del tipo:

$$\rho_1 = \gamma_0 + \gamma_1 c_t \quad (2)$$

donde el término c_t es una "proxy" de credibilidad y γ_1 se supone negativo, es decir, cuanto mayor sea la credibilidad antiinflacionista, menor es la persistencia. Combinando las ecuaciones (1) y (2), se obtiene la ecuación que será estimada en la Sección 3:

$$\Delta p_t = \rho_0 + (\gamma_0 + \gamma_1 c_t) \cdot \Delta p_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

Una vez definida la ecuación a estimar, el paso siguiente es la elección de una variable "proxy" apropiada para medir el grado de credibilidad

antiinflacionista. En este trabajo, se ha decidido identificar la credibilidad de una política antiinflacionista con la credibilidad del compromiso cambiario frente al marco alemán (DM). Como primera medida o "proxy" de credibilidad, se utiliza, entonces, el diferencial de tipos de interés a largo plazo frente a Alemania ($R_t - R_t^c$), con signo negativo (lo cual implica que cuanto mayor sea el diferencial, menor es la credibilidad del objetivo de tipo de cambio). En el supuesto de la paridad descubierta de los tipos de interés, este diferencial recogería las expectativas del mercado sobre la evolución del tipo de cambio a lo largo del horizonte temporal relevante.

El diferencial de tipos de interés a largo plazo, sin embargo, podría no ser una buena variable "proxy" para la credibilidad, ya que depende tanto de los fundamentos macroeconómicos como del grado de credibilidad de las políticas anunciadas. Dado que entre estos fundamentos se encuentra la propia tasa de inflación cuyo comportamiento se intenta explicar, la utilización del diferencial de tipos como variable "proxy" podría introducir un sesgo de simultaneidad en las estimaciones. Para resolver este potencial problema de simultaneidad, habría que "limpiar" la variable de credibilidad de la influencia de los fundamentos. Se ha optado, entonces, por utilizar una "proxy" alternativa, definida (siguiendo a Agénor y Taylor (1992)) como aquella parte del diferencial de tipos de interés a largo que es independiente de los fundamentos económicos presentes y pasados. Así, se descompone el diferencial de tipos de interés a largo plazo, por un lado, en un componente que viene explicado por variables predeterminadas observables, y, por otro, en un componente que se define como un término de error. Este último recogería, las expectativas del mercado sobre el comportamiento futuro de los fundamentos económicos, así como otros factores que afectan a la credibilidad de la política antiinflacionista. En este sentido debería representar una medida adecuada de la credibilidad del compromiso cambiario. Al mismo tiempo, en la medida en que dicho término es independiente respecto a las variaciones presentes y pasadas de los fundamentos económicos -incluyendo la inflación-, se elimina el problema de la simultaneidad.

El proceso propuesto es el siguiente: se empieza asumiendo una relación estructural entre el diferencial de tipos de interés a largo plazo y un

vector de variables predeterminadas o fundamentos económicos Z_t :

$$R_t - R_t^G = Z_t \Pi + c_t \quad (4)$$

donde el término de error, c_t , refleja la variación en el diferencial no explicada por fundamentos observados, o en términos de credibilidad, la variación en el grado de credibilidad asociado a las expectativas acerca de las políticas y fundamentos económicos futuros. Al despejar c_t y sustituirlo en la ecuación (3), resulta:

$$\Delta p_t = \rho_0 + \gamma_0 \Delta p_{t-1} - \gamma_1 [(R - R^G)_t - Z_t \Pi] \cdot \Delta p_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

Las ecuaciones (4) y (5) se estiman conjuntamente por medio de mínimos cuadrados generalizados (MCG)⁵.

Además de estimar un modelo con parámetros variables para el proceso inflacionario en cada país, se estima también un modelo único para el conjunto de países, utilizando metodologías apropiadas a la estimación con datos de panel, y permitiéndose la existencia de efectos fijos de país. Esta metodología de estimación permite aprovechar tanto la variación temporal de los datos como la de sección cruzada, y tiende a ofrecer estimaciones más sólidas.

⁵ Alternativamente, se puede utilizar una estrategia de estimación en 2 etapas. En la primera etapa, se estima la ecuación estructural (4) de la que se obtienen los residuos C_t . En una segunda etapa, se incluyen estos residuos como variable exógena de la ecuación (3). En este caso, hay que ajustar los errores estándar obtenidos en la segunda etapa.

3. RESULTADOS

A. Persistencia de la inflación

Siguiendo la metodología descrita anteriormente, se empieza estimando un proceso autorregresivo para la inflación en cada país miembro. Se utilizan datos trimestrales para el período 1960:1-1992:4, distinguiéndose entre tres regímenes sucesivos de políticas cambiarias: Bretton Woods, el periodo intermedio de tipo de cambio flexible, y el SME⁶. La variable dependiente en las ecuaciones estimadas es el cambio en el índice de precios al consumo respecto al mismo trimestre del año anterior. Entre los regresores, se incluyen la inflación desfasada, e interacciones de inflación desfasada y variables ficticias representativas de los regímenes de Bretton Woods y SME.⁷ Teniendo en cuenta el modelo desarrollado en la Sección 2, cabe esperar que los coeficientes de estos términos de interacción sean negativos, reflejo de una menor persistencia inflacionista bajo regímenes con tipo de cambio fijo. Entre los regresores, se incluye también una serie de variables ficticias para cada país que intentan recoger tanto cambios institucionales como otros acontecimientos que afecten al proceso inflacionario y que el modelo no puede explicar⁸. La

⁶ Durante los años setenta, muchos de los países miembros del SME participaron en el mecanismo denominado la "serpiente europea". Algunos permanecieron vinculados a este mecanismo durante un largo periodo (Bélgica, Holanda), mientras que otros lo hicieron de forma interrumpida (Francia, Italia y Reino Unido). Para estos últimos, el régimen correspondiente a la transición entre Bretton Woods y el SME puede describirse acertadamente como un sistema de tipos de cambio flexibles. Sin embargo, para los primeros resulta más difícil distinguir claramente entre el régimen de tipo de cambio vigente en la década de 1970 y el SME.

⁷ Las estimaciones han requerido la inclusión de varios desfases de la inflación, con objeto de eliminar los problemas de correlación residual. Los coeficientes que se presentan en los cuadros reflejan la suma de los coeficientes de los desfases individuales y se obtuvieron mediante una reparametrización de la ecuación sobre la base de segundas diferencias.

⁸ La lista detallada de variables ficticias es la siguiente: Francia: 1963:4-1964:4, congelación de precios; 1968:2-1968:3, "mayo 68"; 1969:1-1970:4, congelación de precios; 1973:4-1974:1, 1977:1-1977:4, 1982:3-

descripción detallada de los datos y de las fuentes utilizadas se ha dejado para el apéndice 2. Los detalles acerca de la especificación exacta de las ecuaciones estimadas, procedimientos y contrastes utilizados, se resumen en las notas situadas al final del cuadro 3a.

Las ecuaciones por países se han estimado por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), con errores estándares ajustados de heteroscedasticidad según el procedimiento de White (1980). Los resultados se presentan en el cuadro 3a.

Los contrastes de especificación realizados para las ecuaciones estimadas sugieren que la especificación autorregresiva ofrece un modelo aceptable para el proceso inflacionario en casi todos los países analizados. Aunque no aparece en el cuadro 3a por falta de espacio, el contraste h de Durbin no resulta significativo en ninguna de las ecuaciones estimadas, rechazándose, por tanto, la existencia de autocorrelación de primer orden. Asimismo, tomando como base el contraste de Lagrange para correlación residual, se rechaza la presencia de autocorrelación de hasta cuarto orden en casi todos los casos, excepto en las ecuaciones para Bélgica y Dinamarca con un punto de ruptura en 1979:1, y en las ecuaciones para Italia. Cabe señalar que, cuando el punto de ruptura se traslada a 1983:1, los resultados de los contrastes de especificación mejoran en todas las ecuaciones. Finalmente, sobre la base de los contrastes de Dickey-Fuller, se rechaza también la hipótesis de existencia de una raíz unitaria en todos los países.

Los resultados de las estimaciones indican que, en todos los países excepto Alemania, la inflación ha mostrado menor persistencia con el SME

1983:4, controles sobre precios y salarios. Italia: 1969:2-1970:1, "otoño caldo"; 1973:3-1974:1, congelación de precios; 1984:1, desmantelamiento de la "scala mobile". Reino Unido: 1967:4, devaluación de la libra esterlina; 1973:4-1974:4, control salarial. Bélgica: 1982:1-82:4, control salarial. Holanda: 1980:1, 1981:1, cambio en el sistema de indicación. España: 1967:2-1970:2, 1973:3- 1977:4, presión salarial; 1986:1, introducción del IVA.

que con el anterior régimen de tipo de cambio flexible⁹. Sin embargo, para la mayoría de los países, el cambio en el coeficiente de persistencia no aparece inmediatamente con la puesta en marcha del SME en 1979, sino que ocurre más tarde, una vez que el Sistema se encuentra ya más asentado (hacia 1983:1)¹⁰.

La interacción de la inflación pasada y la variable ficticia representativa de la pertenencia al SME muestra una influencia significativa (al nivel del 5%) y negativa en el caso de Holanda a partir de 1979:1, y para el resto de los países miembros del SME a partir de 1983:1, sugiriendo una reducción de la persistencia de la inflación a partir de estas fechas. Es notable que el coeficiente de persistencia no cambie significativamente en la mayoría de los países miembros hasta 1983. Por otra parte, esto es consistente con la percepción generalizada de que el Sistema pasó por varias fases de comportamiento, con una primera fase parecida a un sistema de "crawling peg" y caracterizada por realineamientos frecuentes orientados a compensar las diferencias acumuladas de competitividad.

Los parámetros estimados indican una reducción del coeficiente de persistencia que varía desde un 0,055 para Francia hasta un 0,177 para Dinamarca. En casi todos los casos, la reducción de la persistencia se acentúa a medida que el Sistema gana antigüedad, lo cual es de nuevo consistente con un cambio en el funcionamiento del SME durante la segunda mitad de la década hacia políticas de moneda "fuerte" con paridades más fijas, y no sujetas a realineamientos frecuentes.

⁹ No se comenta explícitamente el coeficiente que recoge la interacción de la inflación pasada y el sistema de Bretton Woods, que, sin embargo, muestra sistemáticamente una influencia significativa y negativa, síntoma de que la persistencia inflacionista fue también menor con el régimen de Bretton Woods.

¹⁰ La fecha exacta de ruptura es, hasta cierto punto, arbitraria, pero se eligió tomando como base la evidencia encontrada en otros estudios, y coincide con el cambio de políticas de Mitterrand en Francia. Además, cabe señalar que hubo 7 realineamientos entre 1979 y 1983, y solo cuatro entre 1983 y 1992:3. Sin embargo, un análisis más cauteloso seguramente revelaría puntos de ruptura diferentes para cada país. Finalmente, hay que mencionar que el período de tensiones del SME en el último trimestre de 1992 se obvia en este artículo.

En el caso de los nuevos miembros del SME, España y el Reino Unido, los puntos de ruptura en las ecuaciones se eligen en función de sus respectivas fechas de adhesión al Sistema: 1989:3 y 1990:4. Los resultados correspondientes al Reino Unido indican una clara caída en la persistencia inflacionista a finales de la década. El coeficiente de la interacción de la inflación retardada y la variable ficticia del SME es negativo y fuertemente significativo. Sin embargo, no queda claro si la disminución de la persistencia en el Reino Unido se debe al SME o más bien a la implantación de políticas antiinflacionarias "duras" en el periodo inmediatamente anterior a la entrada en el Sistema. Se contrasta esta posibilidad mediante la estimación de un proceso autorregresivo para la inflación con un punto de ruptura anterior, concretamente en 1989:1. El coeficiente asociado a la interacción de la inflación pasada y de este nuevo punto de ruptura aparece nuevamente significativo y negativo (e igual a -0,086), indicando que, por lo menos una parte de la reducción en la persistencia de la inflación en el Reino Unido, precede a la entrada en el SME.

En el caso de España, se obtiene un coeficiente negativo, pero no significativo, para la interacción de la inflación retardada y la variable ficticia de pertenencia al SME. La falta de significatividad podría deberse a que el periodo de pertenencia al Sistema es demasiado corto para identificar una relación concluyente.

El caso alemán es algo distinto, ya que este país persiguió unas políticas monetarias y cambiarias disciplinadas con anterioridad a su entrada en el SME. No cabría esperar, por tanto, un cambio importante en el comportamiento de la inflación con la transición al nuevo régimen. En consecuencia, es sorprendente encontrar evidencia a favor de una caída significativa en la persistencia de la inflación en este país a partir de 1983. Este resultado, aunque no especialmente concluyente (obsérvese que, cuando la ruptura se traslada a 1985:1, el coeficiente pierde su significatividad), sugiere, no obstante, que posiblemente existan factores independientes del presunto efecto disciplinario del SME que contribuyan a explicar la disminución de la inercia inflacionista durante los años ochenta. Una posibilidad concreta es que la naturaleza de los "shocks" subyacentes haya cambiado a lo largo de la década, volviéndose menos

persistentes. Ciertamente, la experiencia con las dos crisis del petróleo en los años setenta, tendería a apoyar este argumento. Si esto fuese así, el cambio en la naturaleza de los "shocks" subyacentes se vería reflejado en una disminución de la persistencia del proceso inflacionario a lo largo de los años ochenta, disminución que, por otra parte, sería independiente de la participación o no participación en el SME.

Se puede contrastar esta posibilidad comparando la evolución de la inflación en los países miembros del SME, con el comportamiento de la misma variable en aquellos que no participaron en dicho mecanismo de cambios. El cuadro 3b presenta los resultados obtenidos a partir de ecuaciones autorregresivas para la inflación en aquellos países de la OCDE que no son miembros del SME. Tales estimaciones muestran una clara disminución en el coeficiente de persistencia a partir de 1983:1 para la gran mayoría de estos países. De esta manera, parece que el proceso inflacionario sigue un modelo muy similar en los países miembros del SME y en los que no lo son. Las únicas excepciones corresponden a Suecia y Nueva Zelanda, para los cuales el término de la interacción de la inflación retardada y las variables ficticias representativas de los diferentes períodos de cambio es negativo, pero estadísticamente no significativo.

De las ecuaciones autorregresivas de inflación, se puede inferir fácilmente la media a la cual tiende el proceso inflacionario en cada país.¹¹ En el cuadro 4, se presentan estas medias para los dos períodos de interés, correspondientes al régimen de tipo de cambio flexible y a la década de vigencia del SME. Lo más destacable de este cuadro es, primero, que las medias de inflación se han reducido sustancialmente durante la década de los ochenta en la casi totalidad de los países de la OCDE, y, segundo, que dicha reducción ha sido aparentemente mayor en los países miembros del SME.

Se puede obtener un contraste más directo de las diferencias en el

¹¹ Siguiendo la notación expuesta en la ecuación (1), la media del proceso inflacionario (μ) vendría dada por los coeficientes estimados ρ_0 y ρ_1 de acuerdo con: $\mu = \rho_0 / (1 - \rho_1)$.

comportamiento inflacionista entre los dos grupos de países a partir de una regresión con datos de panel del tipo:

$$\Delta p_{it} = \rho_0 + \rho_1 (\Delta p_{it-1} \cdot SME_{it}) + \rho_2 (\Delta p_{it-1} \cdot NO-SME_{it}) + v_{it} \quad (6)$$

donde SME_{it} ($NO-SME_{it}$) es una variable ficticia que toma el valor 1 si el país i pertenece al SME (no pertenece al SME) en el momento t , y ρ_{0i} refleja un efecto fijo de país. El contraste de la existencia de un efecto diferencial del SME es equivalente al contraste de la hipótesis nula $H0: \rho_1 = \rho_2$.

Las estimaciones obtenidas a partir de regresiones con datos de panel y los correspondientes estadísticos F para los contrastes de la hipótesis nula se presentan en el cuadro 5. Las columnas (1) y (2) contienen los resultados obtenidos utilizando el modelo con punto de ruptura en 1979:1, sin y con los mencionados efectos fijos. Las columnas (3) y (4) presentan los resultados obtenidos a partir de un modelo similar, pero con una variable ficticia de desplazamiento en 1983:1, mientras que las columnas (5) y (6) presentan las estimaciones resultantes para el modelo con la ruptura en 1985:1.

Los coeficientes presentados en la columna (1) indican una pequeña caída en la persistencia para ambos grupos de países (miembros y no miembros del SME) a partir del primer trimestre de 1979. El contraste de igualdad de los coeficientes para ambos grupos no permite rechazar la hipótesis nula. Los resultados contenidos en las columnas (3) y (5) son similares e indican una clara caída en la persistencia de la inflación a lo largo de los años ochenta, al margen de la participación en el SME.

Los resultados son algo distintos cuando se introducen efectos fijos para cada país (permitiendo, por tanto, que las medias de los procesos inflacionarios varíen entre los diferentes países). Estas estimaciones indican una caída paralela en la persistencia desde 1979 hasta nuestros días en ambos tipos de países, si bien la evidencia muestra que el

descenso resultó estadísticamente mayor dentro del SME, al menos desde 1985. Esta diferencia se podría interpretar, en principio, como favorable a la existencia de un efecto disciplinario asociado al régimen cambiario.

Para resumir, el análisis de los procesos inflacionarios en los países miembros y no miembros del SME no permite concluir inequívocamente que la participación en dicho mecanismo de cambios ha facilitado la reducción de la persistencia inflacionista. La evidencia sugiere que, de hecho, la inflación ha seguido un comportamiento similar en los países que participan en el Sistema y en los que no, con una disminución sustancial de la persistencia a lo largo de los ochenta en ambos grupos. Si ha habido una diferencia en la evolución de la inflación entre unos países y otros, esta se ha revelado solamente a partir de 1985, es decir, durante la segunda mitad de la década y coincidiendo con la transición hacia un SME de paridades más fijas y posiciones antiinflacionistas más duras.

Estos resultados se pueden interpretar de varias formas. Una posibilidad es concluir que o bien el presunto efecto de disciplina del SME no existe, o bien es despreciable, y que lo que importa a la hora de explicar la evolución del proceso inflacionario es la naturaleza de los "shocks" subyacentes. Dado que dichos "shocks" han mostrado menor persistencia en los ochenta en comparación con la década previa, la inflación ha manifestado menor inercia en todos los países de la OCDE, independientemente del régimen cambiario por el que hayan optado.

Una interpretación alternativa argumentaría que lo que estas ecuaciones reflejan es la puesta en marcha de políticas antiinflacionistas "duras" en toda la OCDE, en respuesta a los altos niveles de inflación alcanzados en los setenta. Ambas interpretaciones parecen encajar con los hechos, y en particular, con la mayor importancia de los "shocks" de oferta en los setenta frente a los acaecidos en los ochenta, y con el éxito antiinflacionista conseguido por países con un tipo de cambio flexible (como EEUU y el Reino Unido antes de su adhesión al SME).

A pesar de estas consideraciones, es necesario señalar también que un enfoque como el aquí desarrollado, que basa el contraste de existencia de un "efecto SME" exclusivamente sobre la comparación entre países

miembros y no miembros, podría ser engañoso, ya que es posible que un país se decante por un régimen cambiario u otro en función de sus características específicas (es decir, podría haber un proceso de "autoselección" asociado a la pertenencia en el SME). Siguiendo esta línea, se podría argumentar que países con una historia de alta inflación como Francia, Italia, Dinamarca, Irlanda o España necesitan un compromiso externo (como una restricción de tipo de cambio) para poder imponer políticas antiinflacionistas disciplinadas, mientras que otros no requieren este tipo de ayuda.

Una última interpretación posible de los resultados sería concluir que el efecto disciplinario del SME existe, y que el problema radica en que nuestras estimaciones, demasiado burdas, no consiguen recogerlo. En línea con este argumento, parecería útil examinar formalizaciones algo más complejas del proceso inflacionista, y, en particular, establecer la relación potencial entre la credibilidad del compromiso cambiario y la evolución de la inflación. Después de todo, la restricción cambiaria no puede funcionar como mecanismo disciplinario si los agentes involucrados en el proceso de formación de salarios y precios no la perciben como creíble a largo plazo. Al estudiar la existencia de un efecto de disciplina asociado a la participación en el SME, es, por tanto, esencial considerar el papel desempeñado por la credibilidad del compromiso cambiario, que -recuérdese- en este trabajo no se percibe, sino como reflejo de la credibilidad del programa de políticas antiinflacionistas de las autoridades.

B. La influencia de la credibilidad

Para estudiar la relación entre credibilidad y persistencia de la inflación, se estima un proceso autorregresivo en el cual el parámetro de persistencia varía con la aparente credibilidad del programa antiinflacionista [como en la ecuación (3)].

Tal como se ha señalado antes, se supone implícitamente que un objetivo cambiario será creíble solo si las políticas de las autoridades son consistentes con el sostenimiento de dicho objetivo. Este supuesto permite

equiparar, en el presente análisis, la credibilidad de las políticas antiinflacionistas con la credibilidad del compromiso cambiario. Como primera variable de credibilidad, se utiliza el diferencial de tipos de interés a largo plazo entre el país en cuestión y Alemania, con signo negativo¹². En el supuesto de la paridad descubierta de los tipos de interés, este diferencial reflejaría la tasa esperada de depreciación de esa moneda frente al marco. Se puede interpretar, entonces, como una medida de la credibilidad del tipo de cambio establecido.

Los resultados obtenidos tomando como base este modelo con parámetros variables se presentan en las tres primeras columnas del cuadro 6. Se obtiene un coeficiente de desplazamiento asociado al SME (γ_0) negativo y estadísticamente significativo en las ecuaciones de Francia, Italia, Holanda, Dinamarca y el Reino Unido. Sin embargo, el coeficiente sobre la variable de credibilidad (γ_1) resulta negativo y significativo solo en las ecuaciones de Francia, Dinamarca y Reino Unido. En las demás ecuaciones, γ_1 es negativo, como cabría esperar, pero no significativo.

Tal como se argumentó en la Sección 2, la utilización del diferencial de tipos de interés como "proxy" de credibilidad podría introducir un sesgo de simultaneidad, si, como parece probable, entre los fundamentos macroeconómicos que influyen en el diferencial se incluye la propia tasa de inflación, cuyo comportamiento se intenta analizar. Se experimenta, entonces, con la utilización de una variable "proxy" alternativa, que sea independiente de los fundamentos pasados y presentes. Esta medida de credibilidad se define como en las ecuaciones (4) y (5), en las que el vector de variables predeterminadas Z_t se supone que incluye: tasa de variación de los agregados monetarios, el saldo de la balanza por cuenta corriente y el déficit público (ambos en porcentaje del PIB), el tipo de cambio efectivo real, la tasa de paro, la variación en la tasa de paro, variables ficticias para los períodos con controles de capitales, la variable endógena desfasada un período y una tendencia. En todos los casos, estas variables se utilizan con los desfases apropiados, para garantizar su pertenencia al conjunto de información disponible en el momento en que los

¹² Estos tipos son los rendimientos de la deuda pública a 3 años.

agentes forman sus expectativas.¹³ Siguiendo la metodología descrita en la Sección 2, estas ecuaciones se han estimado conjuntamente utilizando mínimos cuadrados generalizados (MCG).

Los resultados obtenidos utilizando esta "proxy" alternativa se presentan en las tres últimas columnas del cuadro 6 (columnas 4-6). En general, no difieren demasiado de los obtenidas con la primera variable de credibilidad. En las ecuaciones para Francia, Italia, Holanda y Dinamarca, el coeficiente asociado a la variable credibilidad resulta negativo y significativo, indicando que la reducción de la persistencia es mayor cuanto más creíble es el objetivo cambiario. En los casos de Irlanda y del Reino Unido, tanto el parámetro de desplazamiento asociado al SME como el coeficiente sobre la variable credibilidad aparecen negativos y significativos. Por otro lado, las regresiones para Bélgica proporcionan un coeficiente de credibilidad negativo, pero no estadísticamente significativo. Por último, en la ecuación correspondiente a España, el parámetro desplazamiento del SME (γ_0) aparece como negativo y significativo (en contraste con su falta de significatividad en las ecuaciones de persistencia del cuadro 3a), si bien el coeficiente de la medida de la credibilidad (γ_1), aunque negativo, permanece no significativo. En resumen, los resultados respaldan la utilización de una especificación de parámetros variables para casi la totalidad de los países del SME, e indican que, como se apuntaba en el modelo, la reducción de la persistencia con el SME es función de la confianza que los agentes otorgan al sostenimiento del compromiso cambiario.

A fin de aprovechar no solo la dimensión temporal de los datos, sino también la variación de corte transversal, se estima un modelo de inflación-credibilidad con datos de panel. Estos resultados se presentan en el cuadro 7. Los coeficientes estimados se pueden interpretar como medias ponderadas de los coeficientes calculados para cada país. Naturalmente, los resultados siguen el patrón establecido por las

¹³ La especificación exacta del vector Z varía para cada país. Para determinar la especificación apropiada en cada caso, se utilizó la siguiente estrategia: se comenzó con la definición más amplia de Z , y se fueron eliminando progresivamente las variables que no resultaron significativas.

regresiones por países. El término de interacción entre el coeficiente de la persistencia y la variable ficticia del SME resulta negativo y significativo en todas las regresiones. Lo mismo se puede concluir al respecto del coeficiente asociado a la variable credibilidad. Estos resultados tienden a apoyar la hipótesis de que la persistencia de la inflación se redujo con el SME, y sugieren que el cambio en la persistencia está ligado a la credibilidad del compromiso cambiario: a mayor credibilidad, mayor reducción de la inercia del proceso inflacionario.

En el gráfico 4, aparecen las estimaciones del parámetro de persistencia para el modelo con parámetros variables y datos de panel¹⁴. El gráfico muestra una clara reducción de la persistencia a partir de 1983. Esto parece indicar que las expectativas de inflación de los agentes involucrados en el proceso de formación de precios se ajustan a partir de esa fecha, y no antes; es decir, con bastante posterioridad al cambio de régimen. En general, este resultado es consistente con los hallados previamente en otros estudios (véase, por ejemplo, Giavazzi y Giovannini (1989)) y con los hechos históricos, que sugieren que el carácter del compromiso cambiario en el SME se endureció en cierta medida a partir de 1983, y en una medida aún mayor, en la segunda mitad de la década.

4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En los últimos años, se ha debatido extensamente sobre la existencia de efectos de disciplina y credibilidad asociados a la participación en el mecanismo cambiario del SME. En la práctica, no se han obtenido resultados muy positivos en cuanto a la existencia de estos efectos, pero su claro atractivo teórico ha hecho que se sigan esgrimiendo como argumentos a favor de la participación en el SME.

En este contexto, el trabajo ha pretendido analizar la evidencia empírica en torno al impacto antiinflacionario del SME, planteando una estrategia

¹⁴ Estas estimaciones corresponden a las obtenidas a partir de la segunda variable de credibilidad, pero el gráfico no difiere mucho si se utiliza la primera variable "proxy".

algo distinta de la utilizada habitualmente en este tipo de ejercicio. En particular, se ha analizado si, como resultado del nuevo régimen cambiario, la persistencia de la inflación disminuyó en los países del SME durante la década de los ochenta. A continuación, se ha intentado vincular la reducción de la persistencia directamente a la credibilidad del compromiso cambiario.

Los resultados obtenidos sobre la base a regresiones de inflación para cada país indican que ha habido una disminución de la inercia inflacionista a partir de 1983 en todos los países de la OCDE, independientemente de su participación o no participación en el SME. Esta conclusión se desprende también del análisis con datos de panel, que no permite rechazar la hipótesis de que la inflación dentro y fuera del SME siguiese un proceso idéntico a lo largo de la primera mitad de la década de los ochenta. Solo a partir de 1985, los procesos inflacionarios en los países participantes y no participantes en SME comienzan a divergir, indicando una disminución en la persistencia más marcada en los primeros. Esta divergencia se interpreta como favorable a la existencia de un impacto "diferencial" del SME durante la segunda mitad de la década, asociado presumiblemente al denominado "efecto de disciplina" del régimen cambiario.

Con respecto al papel de la credibilidad, se concluye que existe una relación clara entre credibilidad del compromiso cambiario y persistencia de la inflación en casi todos los países miembros del SME, concretamente en Francia, Dinamarca, Holanda, Italia, Irlanda y el Reino Unido. En estos países, una mayor credibilidad del objetivo de tipo de cambio propició una mayor reducción de la inercia inflacionista. Por otra parte, no se encuentra una relación similar para Bélgica, posiblemente porque esta nación contaba con una credibilidad antiinflacionista ya adquirida antes de entrar en el SME. Finalmente, tampoco se encuentra evidencia a favor de una relación entre credibilidad e inflación en el caso de España, lo que podría reflejar, entre otros factores, una menor confianza en torno al mantenimiento del compromiso cambiario en este país.

En resumen: los resultados proporcionan un cierto apoyo a la conjetura de que el SME ha actuado como mecanismo disciplinario sobre la inflación

de los países miembros, aunque resaltan que, en cualquier caso, este efecto de disciplina está supeditado al grado de confianza que los agentes otorguen al sostenimiento de un régimen cambiario.

APÉNDICE 1: UN MODELO DE ECONOMÍA ABIERTA CON CONTRATOS SALARIALES SOLAPADOS

En este apéndice, se presenta un modelo macroeconómico sencillo, del que se deriva un proceso autorregresivo de primer orden para la inflación. Este modelo, presentado originalmente en Dornbusch (1982) y más recientemente en Alogoskoufis (1990), y en Agénor y Taylor (1992), representa la extensión al caso de una economía abierta del modelo de Taylor (1979) con contratos salariales solapados.

Supongamos que las empresas tienen poder de mercado y fijan los precios con un margen constante sobre los costes laborales unitarios, y permitamos que las variables y_t , p_t y e_t denotan respectivamente los logaritmos del producto, de los precios y del tipo de cambio nominal, expresados todos en términos de desviaciones respecto de sus niveles de equilibrio a largo plazo. Supongamos, entonces, que la demanda agregada viene dada por:

$$y_t = \alpha(m_t - p_t) + \beta(e_t - p_t) + v_t \quad (A1)$$

donde m representa el logaritmo del agregado monetario, y el logaritmo de los precios externos ha sido normalizado e igualado a cero. v representa una perturbación estocástica de demanda. Siguiendo a Taylor (1979, 1980), los salarios se fijan de manera escalonada, de tal forma que cada período se firma la mitad de los contratos. El precio medio óptimo en cada período viene dado, entonces, por la media de los salarios firmados en ese período y en el anterior, menos los "shocks" de productividad (reflejados en q_t):

$$p_t = 1/2 \circ (w_t + w_{t-1}) - q_t \quad (A2)$$

Cada período se acuerda la mitad de los contratos, que tienen una duración de dos años.¹⁵ Se supone que los negociadores salariales aspiran a mantener un salario real constante durante el período de vigencia del contrato, de tal forma que el salario objetivo viene dado por:

$$w_t = 1/2[\delta p_t + (1-\delta)e_t] + 1/2[\delta E_t p_{t+1} + (1-\delta)E_t e_{t+1}] + \gamma/2[y_t + E_t y_{t+1}] \quad (A3)$$

donde E_t representa el valor esperado de la variable relevante condicionado sobre la información disponible en el período t . El último término determina que el salario objetivo esté influenciado no solo por los niveles actuales y esperados de precios, sino también por los niveles actuales y esperados del producto. El parámetro γ representa entonces la elasticidad del salario real esperado con respecto al producto. Aunque no es esencial al resultado del modelo, esta modificación permite que "shocks" a la demanda agregada afecten directamente al salario, y a través de la ecuación (A2) afecten al nivel de precios.

Supongamos que las reglas de política monetaria y cambiaria se describen en función del grado de acomodación de las posibles perturbaciones del nivel de precios:

$$\begin{aligned} e_t &= \bar{e} + \theta p_t, \quad 0 \leq \theta \leq 1 \\ m_t &= \phi p_t + \mu_t, \quad 0 \leq \phi \leq 1 \end{aligned} \quad (A4)$$

donde μ_t refleja las sorpresas de oferta monetaria, y los parámetros Θ y ϕ miden los coeficientes de acomodación de la política cambiaria y monetaria respectivamente. Un régimen de tipo de cambio fijo se caracterizaría entonces por un $\Theta = 0$, mientras que un régimen de tipo de

¹⁵ La extensión del modelo a contratos con duración de más de dos períodos es inmediata. Esta modificación generaría un proceso autorregresivo para la inflación de mayor orden.

cambio flexible implicaría un Θ positivo.

Hay que señalar que, a falta de una esterilización completa de los flujos de reservas, las reglas de política monetaria y de tipo de cambio no son realmente independientes. De hecho, mantener un objetivo de paridad fija frente a la moneda de otro país (por ejemplo, frente al DM) implica seguir las pautas de política monetaria marcadas por el otro país. Sin embargo, a efectos de simplificar la exposición, se ha evitado introducir explícitamente en el modelo un segundo país, y se ha optado por la formulación más sencilla presentada en la ecuación (A4).

Resolviendo las ecuaciones A1 a A4, en función del valor esperado de la inflación, la ecuación resultante es:

$$E_{t-1}p_t = \frac{\sigma}{4} [2E_{t-1}p_t + E_{t-1}p_{t+1}] + E_{t-1}x_t - E_{t-1}q_t$$

$$\text{donde } \sigma = \delta + (1-\delta)\theta - \gamma\alpha(1-\phi) - \gamma\beta(1-\theta)$$

$$x_t = \gamma\alpha/4 [\mu_t + E_t\mu_{t-1} + \mu_{t-1} + E_{t-1}\mu_t + v_t + E_t v_{t+1}]$$

Resolviendo, a su vez, esta ecuación en diferencias, se obtiene:

$$E_{t-1}p_t = p_1 p_{t-1} + \frac{1}{\sigma p_2} \sum_{j=0}^{\infty} p_2^{-j} E_{t-1}(x_{t-j} - q_{t-j})$$

donde p_1 , p_2 son las raíces del sistema,

$$0 < p_1 < 1 < p_2,$$

$$p_1 = \frac{(2-\sigma)}{\sigma} - \left[\frac{(2-2\sigma)^2}{\sigma^2} - 1 \right]^{1/2}.$$

Para obtener una solución cerrada se supone que los "shocks" de demanda, monetarios y de productividad siguen un proceso de paseo aleatorio con derivas, lo cual proporciona una expresión para la inflación:

$$\Delta p_t = \rho_1 \Delta p_{t-1} + \frac{4}{\sigma(\rho_2 - 1)} (d + \xi_{t-1}) \quad (A7)$$

donde d representa la combinación de las derivas de los procesos monetarios, de demanda y de productividad, y ξ es la combinación de los procesos de ruido blanco que impulsan dichos paseos aleatorios.

Según este modelo, por lo tanto, la inflación sigue un proceso AR(1) con un parámetro autorregresivo igual a ρ_1 . Este parámetro varía positivamente con los coeficientes de acomodación de la política monetaria (ϕ) y cambiaria (Θ).

Ahora bien: supongamos que las autoridades anuncian que van a seguir una política no acomodaticia, tal que $\Theta = 0$ y $\phi = 0$, y supongamos también que los agentes otorgan una probabilidad λ , con $0 < \lambda < 1$, a la posibilidad de que en la práctica se siga esa política anunciada. La probabilidad de que la ecuación (A4) se verifique es, por tanto, igual a $1 - \lambda$. Se puede resolver el modelo como anteriormente, y demostrar que, en este caso, ρ_1 varía negativamente con λ , es decir, cuanta más credibilidad otorgan los agentes al anuncio de política no acomodaticia, menor es el coeficiente de persistencia del proceso.

En el marco del SME, este sencillo modelo sugiere dos hipótesis contrastables. Primero, la persistencia de la inflación debería ser menor con el SME que con el anterior régimen cambiario. Esto vendría explicado por la menor discrecionalidad en materia de política monetaria resultante de la fijación de un tipo de cambio en relación a una moneda "fuerte". Segundo, la reducción de la persistencia con el SME debería ser mayor cuanto mayor sea la credibilidad del objetivo cambiario anunciado, es decir, cabría esperar que el coeficiente que mide la persistencia (ρ_1) variara directamente con la credibilidad del tipo de cambio.

APÉNDICE 2: DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Tasa de Inflación. Cambio en el logaritmo del índice de precios al consumidor respecto al mismo trimestre del año anterior. Variable no desestacionalizada. Datos trimestrales para el período 1960:1-1992:4. Fuente: Banco de datos, Banco de España.

Tipos de interés. Tipos de interés, deuda pública a 3 años. Disponible para casi todos los países durante el período 1978:1-1992:4. Fuente: Banco de datos, Banco de España.

Crecimiento de los agregados monetarios. Variación logarítmica de un agregado monetario amplio (M2), excepto España ALP. Datos trimestrales para el período 1978:1-1992:4. Fuente: IMF, International Financial Statistics y Banco de España.

Déficit exterior (en % del PIB). Saldo de la balanza por cuenta corriente, en porcentaje del PIB. Datos trimestrales, 1978:1-1992:4. Fuente: IMF, International Financial Statistics (línea 77a.d).

Deficit público (en % del PIB). Déficit público de las cuentas consolidadas del gobierno central. Datos trimestrales, 1978:1-1992:4. Fuente: IMF, International Financial Statistics (línea 80).

Tasa de Paro. Tasa de paro estandarizada. Datos trimestrales, 1978:1-1992:4. Fuente: OCDE.

Tipo de cambio real. Tipo de cambio real efectivo frente a países industrializados, sobre la base de índices de precios al consumidor. Datos trimestrales, 1978:1-1992:4. Fuente: Banco de datos, Banco de España.

BIBLIOGRAFIA

Agénor, Pierre-Richard y Mark P. Taylor, "Testing for Credibility Effects", IMF Staff Papers, vol. 39, Nº 3 (September 1992), pp. 545-571.

Alogoskoufis, George S., "Exchange Rate Regimes and the Persistence Inflation", CEPR Discussion Paper Nº 390 (March 1990).

----, "Monetary Accommodation, Exchange Rate Regimes and Inflation Persistence", Economic Journal, vol. 102, Nº 412, (May 1992), pp. 461-480.

Artis, Michael J. y Paul Ormerod, "Is there an EMS Effect in European Labour Markets?", CEPR Discussion Paper Nº 598 (December 1991).

Ayuso, Juan, María Pérez-Jurado y Fernando Restoy, "Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: El caso de la peseta en el SME", Banco de España, Documento de trabajo Nº 9307 (1993).

Blanchard, Olivier-Jean, "The Lucas Critique and the Volcker Deflation", American Economic Review, Papers and Proceedings, Vol 74 (May 1984) pp. 211-215.

Collins, Susan, "Inflation and the European Monetary System", in Francesco Giavazzi, Stefano Micossi and Marcus Miller, The European Monetary System (Cambridge: Cambridge University Press, 1988).

Christensen, Michael, "Policy Credibility and the Lucas Critique: some new Danish Evidence" unpublished mimeo, University of Aarhus, Denmark (December 1986).

De Grauwe, Paul, "The Cost of Disinflation and the European Monetary System", CEPR Discussion Paper Nº 326 (July 1989).

Egebo, Thomas y A. Steven Englander, "Institutional Commitments and Policy Credibility: A Critical Survey and Empirical Evidence from the ERM", OECD Working Papers (1992).

Giavazzi, Francesco y Alberto Giovannini, "Interpreting the European Disinflation: the Role of the Exchange Rate Regime", in Limiting Exchange Rate Flexibility: The European Monetary System, by Francesco Giavazzi y Alberto Giovannini (Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1989).

Giavazzi, Francesco y Marco Pagano, "The Advantage of Tying One's Hands: EMS Discipline and Central Bank Credibility", European Economic Review, vol. 32 (1988), pp. 1055-1077.

Kremers, Jeroen, "Deriving Credibility for a Disinflation: Ireland's Experience in the EMS", IMF Staff Papers, vol. 37, Nº 1 (March 1990), pp. 116-145.

Robertson, D. y J. Symons, "Output, Inflation and the ERM", Oxford Economic Papers, vol. 44 (1992), pp. 373-386.

Taylor, John B., "Staggered Wage Setting in a Macro Model", American Economic Review, Papers and Proceedings, vol. 69 (1979), pp. 108-113.

----, "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", Journal of Political Economy, vol. 88 (1980), pp. 1-23.

Weber, Axel A., "Reputation and Credibility in the EMS", Economic Policy, Nº 6 (April 1991), pp. 57-102.

----, "The Role of Policymakers' Reputation in the EMS Disinflations", European Economic Review, vol. 36 (1992), pp. 1473-1492.

Cuadro 1

Tasas de inflación y paro, miembros y no-miembros del SME

Países	Inflación (%)			Paro (%) ^a		
	1970-73	1974-79	1980-92	1970-73	1974-79	1980-92
<u>SME Inicial</u>						
Alemania	5,94	4,41	2,99	0,82	3,19	5,67
Bélgica	5,61	8,24	4,31	2,39	6,30	9,96
Francia	6,69	10,83	6,03	2,67	4,53	9,15
Italia	7,40	16,87	9,46	5,78	6,55	9,60
Holanda	7,38	7,03	2,88	1,68	4,93	9,11
Dinamarca	8,14	10,65	5,45	1,43	5,99	9,37
Irlanda	9,92	15,38	7,55	---	---	12,04
Luxemburgo	5,42	7,39	4,29	---	---	---
Media SME inicial	7,06	10,10	5,37	2,11	4,50	9,27
<u>Nuevos miembros SME</u>						
España	9,44	18,36	8,93	2,76	5,15	17,25
Reino Unido	8,76	16,12	6,65	3,40	4,95	9,64
Portugal	10,36	23,62	15,57	---	---	4,74
Media Nuevo SME	9,52	19,36	10,38	3,08	5,05	10,54
Media Total SME	7,73	12,63	6,74	2,09	4,16	9,65
<u>Otros países europeos</u>						
Austria	6,27	6,02	3,66	2,00	1,92	4,63
Finlandia	9,01	12,30	6,31	2,23	4,35	5,49
Grecia	11,15	14,96	19,03	---	---	---
Noruega	8,21	8,41	7,04	1,58	1,79	3,40
Suecia	9,64	9,95	7,47	2,30	1,88	2,57
Suiza	7,75	3,21	3,47	---	---	---
Media otros	8,22	9,14	7,83	2,03	3,84	5,34
Media todos	7,91	11,40	7,12	2,07	3,68	8,04

^a Tasa estandarizada de paro. Fuente: OCDE Main Economic Indicators y OCDE Banco de datos.

Cuadro 2
Resumen de la evidencia empírica sobre la existencia de ganancias de credibilidad
asociadas a la participación en el SME

Autores	Metodología	Cobertura Países	Resultados principales
Giavazzi y Giovannini (1989)	Examinan predicciones de un VAR para precios, salarios y producción.	Alemania, Dinamarca, Francia, Italia, Reino Unido.	No encuentran cambios significativos en los parámetros, excepto en el caso francés. Similares dinámicas de los VAR predicen tasas de inflación más elevadas de las observadas a partir de 1982/83.
Artis y Ormerod (1991)	Estiman un proceso AR (4) para la inflación y un modelo con mecanismo de corrección de error para el salario real.	Alemania, Francia, Italia, Bélgica, Holanda.	Estimación de precios estable para Alemania. En las estimaciones de Francia e Italia se encuentra un parámetro significativo para la inflación alemana. Ligera evidencia a favor de un cambio estructural en la ecuación de salario de Francia e Italia.
Christiansen (1986)	Estima un modelo modificado de Fisher para el tipo de interés, que incluye como medida de "credibilidad" la varianza del tipo de cambio nominal.	Dinamarca.	Encuentra que el tipo de interés clásico responde al tipo de interés alemán y a una variable de "credibilidad".
Kremera (1990)	Estima un pequeño modelo estructural.	Irlanda.	Encuentran un cambio en el proceso inflacionario coincidente con la entrada al SME en 1979. Se observan ganancias de credibilidadgraduales entre 1979 y 1982.
Anderson, Barrell y McHugh (1992)	Analizan los errores de predicción de un modelo dinámico del salario real antes y después de la entrada en vigor del SME.	Alemania, Francia, Italia, Reino Unido y pequeños países europeos.	Cambio estructural en Italia y el Reino Unido, pero relacionado con cambios institucionales no con el SME. Cambio estructural en España en 1986, en Dinamarca y en Bélgica.
Wafer (1992)	Estima empíricamente una variable de reputación anti-inflacionista.	Alemania, Francia, Italia, Dinamarca, Irlanda, Bélgica, Holanda.	Mejoras de reputación asociadas al SME en los países de Dinamarca, Irlanda, Holanda y, en menor medida, Bélgica.
Robertson y Symons (1992)	Estimaron un modelo del "tradedoff" inflación-producción y un modelo de variabilidad del producto con datos de Panel para los países de la OCDE.	Países de la OCDE.	La participación en el SME aumentó el costo de la deflación en aquellos países con una historia de baja inflación, y lo disminuyó en los de alta inflación. Desde 1983, los países miembros del SME presentan tasas de inflación y de variabilidad del producto más bajas.
Eggbo y Englander (1992)	Estudian los errores de predicción obtenidos a partir de una ecuación Phillips y de un modelo VAR para precios y salarios.	Francia, Italia, Bélgica, Dinamarca, Irlanda.	No encuentran evidencia a favor de la existencia de ganancias de credibilidad.

Cuadro 3a
PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN EL SME, 1960-92^a
(Variable Dependiente = Δp_t)

País	Punto de ruptura ^c	Variable explicativa ^b		R ²	LM4	Test ADF
		Δp_{t-1}	$\Delta p_{t-1} \cdot \Delta p_{t-2}$			
Francia	1979:1	0,957* (0,018)	-0,002 (0,016)	0,972	5,36 [0,252]	-10,953
	1983:1	0,948* (0,019)	-0,055* (0,022)	0,977	4,32 [0,365]	--
	1985:1	0,925* (0,024)	-0,126* (0,038)	0,977	4,45 [0,348]	--
Italia	1979:1	0,923* (0,031)	0,028 (0,028)	0,971	11,391 [0,022]	-5,482
	1983:1	0,949* (0,022)	-0,059* (0,019)	0,973	11,643 [0,020]	--
	1985:1	0,939* (0,022)	-0,056* (0,022)	0,974	11,092 [0,026]	--
Bélgica	1979:1	0,929* (0,028)	-0,037 (0,024)	0,947	11,819 [0,019]	-10,053
	1983:1	0,939* (0,025)	-0,058* (0,024)	0,954	7,242 [0,124]	--
	1985:1	0,926* (0,025)	-0,108* (0,033)	0,958	8,698 [0,069]	--
Irlanda	1979:1	0,921* (0,038)	-0,007 (0,037)	0,926	60,989 [0,136]	-9,680
	1983:1	0,913* (0,034)	-0,094* (0,046)	0,930	7,562 [0,109]	--
	1985:1	0,887* (0,042)	-0,249* (0,072)	0,939	50,989 [0,200]	--
Polonia	1979:1	0,909* (0,027)	-0,105* (0,034)	0,888	120,913 [0,012]	-10,710
	1983:1	0,922* (0,026)	-0,101* (0,046)	0,911	8,477 [0,076]	--
	1985:1	0,936* (0,025)	-0,249* (0,072)	0,926	80,919 [0,063]	--
Dinamarca	1979:1	0,847* (0,048)	0,002 (0,037)	0,806	11,074 [0,026]	-10,027
	1983:1	0,806* (0,043)	-0,177* (0,042)	0,837	7,107 [0,120]	--
	1985:1	0,757* (0,055)	-0,296* (0,066)	0,838	5,876 [0,256]	--

Cuadro 3a (cont.)
PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN EL SME, 1960-92^a
(Variable Dependiente = Δp_t)

País	Punto de ruptura	Variable explicativa		R ²	LM4	Test ADF
		Δp_{t-1}	$\Delta p_{t-1}^{\text{SME}}$			
Alemania	1979:1	0,915* (0,025)	-0,024 (0,025)	0,913	9,061 [0,060]	-9,858
	1983:1	0,903* (0,026)	-0,085* (0,031)	0,922	7,594 [0,108]	--
	1985:1	0,911* (0,027)	-0,068 (0,040)	0,927	8,462 [0,076]	--
Reino Unido	1990:4	0,921* (0,035)	-0,126* (0,038)	0,949	8,142 [0,086]	-11,504
España	1989:3	0,897* (0,029)	-0,051 (0,034)	0,954	2,492 [0,646]	-10,289

Notas:

^a P es el logaritmo del índice de precios al consumidor. Los cambios son relativos al mismo trimestre del año anterior. Las fuentes y demás detalles sobre los datos se especifican en el apéndice. Entre paréntesis, errores estándar robustos a heteroscedasticidad (según el procedimiento de White). Denota coeficientes significativos al nivel de confianza del 95%.

^b Las estimaciones han requerido la inclusión de varios desfases de la variable dependiente con objeto de eliminar los problemas de autocorrelación de los residuos. El número exacto de desfases varía para cada país: Francia (2), Italia (3), Bélgica (4), Alemania (4), Holanda (4), Dinamarca (4), Irlanda (4), Reino Unido (2) y España (5). Los coeficientes que se presentan en el cuadro reflejan la suma de los coeficientes de los desfases individuales (la ecuación se reparametrizó utilizando segundas diferencias). Entre las variables explicativas, se incluyen también una constante y una "dummy" para el período de Bretton Woods. El coeficiente obtenido para Δp_{t-1} refleja entonces la persistencia de la inflación bajo el régimen de tipos de cambio flexibles. La "dummy"^{b1} de Bretton Woods toma el valor 1 para el período 1960:1-1967:4, y pasa a ser 0 con la devaluación de la libra en 1968:1.

^c Refleja un punto de ruptura "flexible". La dummy del SME toma el valor 1 a partir del punto de ruptura registrado en esta columna.

^d Entre las variables explicativas, se incluyen también algunas variables ficticias específicas para cada país, con objeto de captar cambios institucionales u otros eventos que el modelo no puede explicar. La descripción de estas variables se encuentra en la nota a pie de página número 5.

^e LM4 = test de Lagrange para correlación residual de hasta orden 4. Se distribuye como una $\chi^2(n)$, donde n es igual al número de retardos. Entre corchetes, los valores de probabilidad. ADF es el test Dickey-Fuller para la existencia de una raíz unitaria.

Cuadro 3b
 PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN PAÍSES NO-MIEMBROS DEL SIME, 1960-92^a
 (Variable Dependiente = Δp_t)

País	Punto de ruptura ^c	Variables explicativas ^b		R ²	LM4	ADP
		Δp_{t-1}	Δp_{t-1}^{**SS}			
Estados Unidos	1979:1	0,918* (0,031)	-0,023 (0,025)	0,952	4,78 [0,311]	- 9,725
	1983:1	0,878* (0,031)	-0,093* (0,034)	0,953	3,10 [0,541]	--
	1985:1	0,886* (0,031)	-0,087* (0,035)	0,952	3,321 [0,506]	--
Canadá	1979:1	0,944* (0,024)	-0,009 (0,020)	0,953	9,926 [0,042]	-10,394
	1983:1	0,920* (0,022)	-0,062* (0,027)	0,958	5,863 [0,210]	--
	1985:1	0,918* (0,023)	-0,060 (0,037)	0,956	7,167 [0,127]	--
Australia	1979:1	0,933* (0,034)	-0,026 (0,028)	0,945	6,678 [0,154]	- 9,608
	1983:1	0,932* (0,031)	-0,051* (0,025)	0,946	6,095 [0,192]	--
	1985:1	0,924* (0,029)	-0,025 (0,027)	0,944	6,128 [0,190]	--
Suiza	1979:1	0,863* (0,046)	-0,041 (0,046)	0,862	6,934 [0,139]	-10,018
	1983:1	0,862* (0,046)	-0,086* (0,044)	0,860	7,750 [0,101]	--
	1985:1	0,862* (0,050)	-0,057 (0,041)	0,857	9,346 [0,053]	--
Suecia	1979:1	0,733* (0,069)	0,006 (0,046)	0,663	6,732 [0,151]	-10,297
	1983:1	0,745* (0,061)	-0,071 (0,043)	0,662	6,670 [0,070]	--
	1985:1	0,751* (0,063)	-0,095 (0,058)	0,661	8,087 [0,068]	--
Noruega	1979:1	0,808* (0,061)	-0,016 (0,037)	0,728	6,135 [0,189]	-11,322
	1983:1	0,791* (0,057)	-0,106* (0,040)	0,724	5,734 [0,220]	--
	1985:1	0,750* (0,067)	-0,397* (0,110)	0,722	5,417 [0,247]	--

Cuadro 3b (cont.)

PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN PAÍSES NO-MIEMBROS DEL SMOS, 1960-92^a(Variable Dependiente = Δp_t)

País	Punto de ruptura	Variables explicativas		R ²	LM4	ADF
		Δp_{t-1}	Δp_{t-1}^{*88}			
Finlandia	1979:1	0,864* (0,043)	-0,057 (0,043)	0,770	7,054 [0,133]	-11,458
	1983:1	0,834* (0,048)	-0,153* (0,056)	0,777	7,523 [0,111]	--
	1985:1	0,846* (0,046)	-0,284 (0,082)	0,772	8,593 [0,072]	--
Nueva Zelanda	1979:1	0,922* (0,028)	-0,007 (0,031)	0,932	9,594 [0,048]	-9,386
	1983:1	0,930* (0,024)	-0,065 (0,052)	0,935	8,8623 [0,066]	--
	1985:1	0,924* (0,026)	-0,037 (0,063)	0,934	9,386 [0,052]	--

Notas:

^a P es el logaritmo del índice de precios al consumidor. Los cambios son relativos al mismo trimestre del año anterior. Las fuentes y demás detalles sobre los datos se especifican en el apéndice. Entre paréntesis, errores estándar robustos a heteroscedasticidad (según el procedimiento de White). Denota coeficientes significativos al nivel de confianza del 95%.

^b Las estimaciones han requerido la inclusión de varios desfases de la variable dependiente con objeto de eliminar los problemas de autocorrelación de los residuos. El número exacto de desfases varía para cada país: Estados Unidos (4), Canadá (4), Australia (4), Suiza (4), Noruega (3), Finlandia (3), y Nueva Zelanda (4). Los coeficientes que se presentan en el cuadro reflejan la suma de los coeficientes de los desfases individuales (la ecuación se reparametrizó utilizando segundas diferencias). Entre las variables explicativas, se incluye también una constante y una "dummy" para el período de Bretton Woods. El coeficiente obtenido para Δp_{t-1} refleja entonces la persistencia de la inflación bajo el régimen de tipos de cambio flexibles. La "dummy" de Bretton Woods toma el valor 1 para el período 1960:1-1967:4, y pasa a ser 0 con la devaluación de la libra en 1968:1.

^c Refleja un punto de ruptura "flexible". La "dummy" para el cambio estructural (aa) toma el valor 1 a partir del punto de ruptura registrado en esta columna.

^d LM4 = test de Lagrange para correlación residual hasta el orden 4. Se distribuye como una $\chi^2(n)$, donde n es igual al número de retardos. Entre corchetes, los valores de probabilidad. ADF es el test Dickey-Fuller para la existencia de una raíz unitaria.

Cuadro 4
MEDIAS DEL PROCESO INFLACIONARIO MIEMBROS Y NO-MIEMBROS SME

País	μ_{FLEX}	μ_{SME}
Miembros SME		
Francia	0,077	0,037
Italia	0,130	0,057
Bélgica	0,066	0,034
Irlanda	0,115	0,055
Holanda	0,051	0,022
Dinamarca	0,082	0,043
Alemania	0,041	0,022
Reino Unido	0,089	0,034
España	0,087	0,059
No-miembros SME		
EEUU	0,061	0,048
Canadá	0,071	0,092
Australia	0,089	0,064
Suiza	0,051	0,039
Suecia	0,071	0,073
Noruega	0,073	0,067
Finlandia	0,096	0,067
Nueva Zelanda	0,103	0,094

Notas: Siguiendo la ecuación (1), la media del proceso inflacionario (μ) puede calcularse sobre la base de los coeficientes estimados ρ_0 y ρ_1 de acuerdo con:

$$\mu = \frac{\rho_0}{(1 - \rho_1)}$$

Cuadro 5

PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN. ECUACIONES CON DATOS DE PAPEL
1.960-92(Variable Dependiente = ΔP_t)

Variables Explanatorias	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta P_{t-1} * SME_{it}$	0,972 [*] (0,007)	0,957 [*] (0,009)	0,956 [*] (0,006)	0,957 [*] (0,008)	0,940 [*] (0,009)	0,940 [*] (0,009)
$\Delta P_{t-1} * NO-SME_{it}$	0,972 (0,006)	0,975 (0,009)	0,956 (0,006)	0,965 (0,006)	0,949 (0,006)	0,964 (0,008)
$\Delta P_{t-1} * SME79_{it}$	-0,013 [*] (0,006)	-0,023 (0,019)	--	--	--	--
$\Delta P_{t-1} * NO-SME79_{it}$	-0,021 (0,008)	-0,021 (0,008)	--	--	--	--
$\Delta P_{t-1} * SME83_{it}$	--	--	-0,072 [*] (0,012)	-0,082 [*] (0,012)	--	--
$\Delta P_{t-1} * NO-SME83_{it}$	--	--	-0,065 (0,010)	-0,062 (0,010)	--	--
$\Delta P_{t-1} * SME85_{it}$	--	--	--	-0,075 [*] (0,018)	-0,090 [*] (0,019)	--
$\Delta P_{t-1} * NO-SME85_{it}$	--	--	--	-0,046 (0,011)	-0,041 (0,011)	--
Efectos fijos	no	si	no	si	si	si
Estadístico F para H0: SME=NO-SME	0,60 [0,43]	1,39 [0,24]	0,21 [0,65]	1,55 [0,21]	1,80 [0,18]	4,65 [0,03]
Nº Obs.	2159	2159	2159	2159	2159	2159
F	8987,6	1508,5	7661,4	1594,7	7354,4	1547,4

Notas:

a $SME_{it} = 1$ (NO-SME_{it} = 1) si i participa en el SME (no participa en el SME) en el periodo t., SME79 (NO-SME79) = SME (NO-SME) en el periodo 1979:1-1992:4. SME83 (NO-SME83) = SME (NO-SME) * "dummy" igual a 1 para el periodo 1983:1-1992:4. SME 85 (NO-SME85) definido de igual manera para el periodo 1985:1-1992:4. Las ecuaciones incluyen también una constante y una interacción de la inflación desfasada y una "dummy" para el periodo de Bretton Woods.

Cuadro 6
CREDIBILIDAD Y PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN EL SME

País	Ecuación 1			Ecuación 2		
	β_1	γ_0	γ_1	β_1	γ_0	γ_1
Francia	0,981 [*] (0,024)	-0,151 [*] (0,050)	-0,030 [*] (0,010)	0,991 [*] (0,020)	-0,021 (0,017)	-0,042 [*] (0,010)
Italia	0,975 [*] (0,039)	-0,081 [*] (0,046)	0,050 (0,024)	0,960 [*] (0,024)	-0,016 (0,022)	-0,036 [*] (0,016)
Bélgica	0,954 [*] (0,039)	-0,005 (0,032)	-0,034 (0,027)	0,960 [*] (0,023)	-0,024 (0,027)	-0,037 (0,031)
Irlanda	0,943 [*] (0,039)	0,008 (0,047)	-0,097 (0,082)	0,945 [*] (0,029)	-0,075 [*] (0,030)	-0,066 [*] (0,024)
Holanda	0,928 [*] (0,024)	-0,056 [*] (0,039)	-0,021 (0,041)	0,933 [*] (0,030)	-0,041 (0,030)	-0,181 [*] (0,083)
Dinamarca	0,855 [*] (0,048)	-0,155 [*] (0,079)	-0,017 [*] (0,008)	0,872 [*] (0,043)	-0,043 (0,057)	-0,035 [*] (0,011)
Reino Unido	0,940 [*] (0,040)	-0,276 [*] (0,063)	-0,143 [*] (0,080)	0,948 [*] (0,027)	-0,048 [*] (0,030)	-0,066 [*] (0,032)
España	0,929 [*] (0,032)	-0,093 (0,070)	-0,002 (0,011)	0,948 [*] (0,026)	-0,049 [*] (0,027)	-0,016 (0,013)

Notas:

(a) Las ecuaciones estimadas son:

$$\Delta p_t = \beta_0 (\Delta p_{t-1} \cdot BW) + \beta_1 \Delta p_{t-1} + (\gamma_0 + \gamma_1 c_t) (\Delta p_{t-1} \cdot SME) + v_t$$

donde p_t se define como en el cuadro 3, $BW=1$ para el período Breton Woods, $SME=1$ para el período de participación en el SME, y c_t es la "proxy" de credibilidad definida como en la nota (b)

(b) En la ecuación 1 se define la "proxy" de credibilidad como el negativo del diferencial del tipo de interés a largo plazo frente a Alemania. En la ecuación 2, la variable de credibilidad se define siguiendo las expresiones (4) y (5) presentadas en el texto. En el vector de datos macroeconómicos básicos, o "fundamentos" se incluyen el crecimiento de los agregados monetarios, el saldo de la balanza por cuenta corriente y el déficit público (ambas en porcentaje del PIB), el tipo de cambio real efectivo, la tasa de paro, la variación en la tasa de paro, variables ficticias para los períodos con controles de capitales, la variable endógena desfasada una vez y una tendencia. En todos los casos, estas variables se han utilizado con los retardos correspondientes, para garantizar su pertenencia al conjunto de información disponible en el momento en que los agentes forman sus expectativas. La ecuación 1 se ha estimado usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Los resultados presentados bajo la ecuación 2 se han obtenido a partir de la estimación conjunta de las expresiones (4) y (5) del texto, por medio de mínimos cuadrados generalizados (MCG).

(c) En paréntesis, errores estándar robustos a heteroscedasticidad. * Denota un coeficiente significativo al nivel de confianza del 95%.

Cuadro 7

CREENCIABILIDAD Y PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN, ECUACIONES CON DATOS DE PASEL
1960-92

(Variable Dependiente = Δp_{it})

Variables explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)
Δp_{it-1}	0,963 * (0,006)	0,959 * (0,007)	0,954 * (0,008)	0,979 * (0,007)
$\Delta p_{it-1} \cdot SME_{it}$	-0,033 * (0,013)	-0,029 * (0,013)	-0,031 * (0,008)	-0,016 * (0,008)
$\Delta p_{it-1} \cdot SME_{it} \cdot c_{it}$	-0,003 * (0,001)	-0,002 * (0,001)	-0,032 * (0,005)	-0,032 * (0,007)
Efectos fijos	no	sí	no	sí
R^2 ajustado	0,929	0,928	0,930	0,929

Notas:

a Las ecuaciones estimadas son:

$$\Delta p_{it} = \beta_0 (\Delta p_{it-1} \cdot BW_{it}) + \beta_1 \Delta p_{it-1} + (\gamma_0 + \gamma_1 c_{it}) (\Delta p_{it-1} \cdot SME_{it}) + \mu_i + v_{it}$$

donde p_{it} se define como en el cuadro 3, $BW=1$ para el período de Bretton Woods, $SME=1$ para el período del SME, c_{it} es la "proxy" de credibilidad, definida como en la nota (b), y μ_i es un efecto fijo para cada país.

(b) En las columnas (1) y (2) se define la "proxy" de credibilidad como el negativo del diferencial del tipo de interés a largo frente a Alemania. En las columnas (3) y (4) la variable credibilidad se define siguiendo las expresiones (4) y (5) del texto. Ver detalles en las notas del cuadro 5.

Gráfico 1

Ratios de sacrificio, miembros y no-miembros del SME

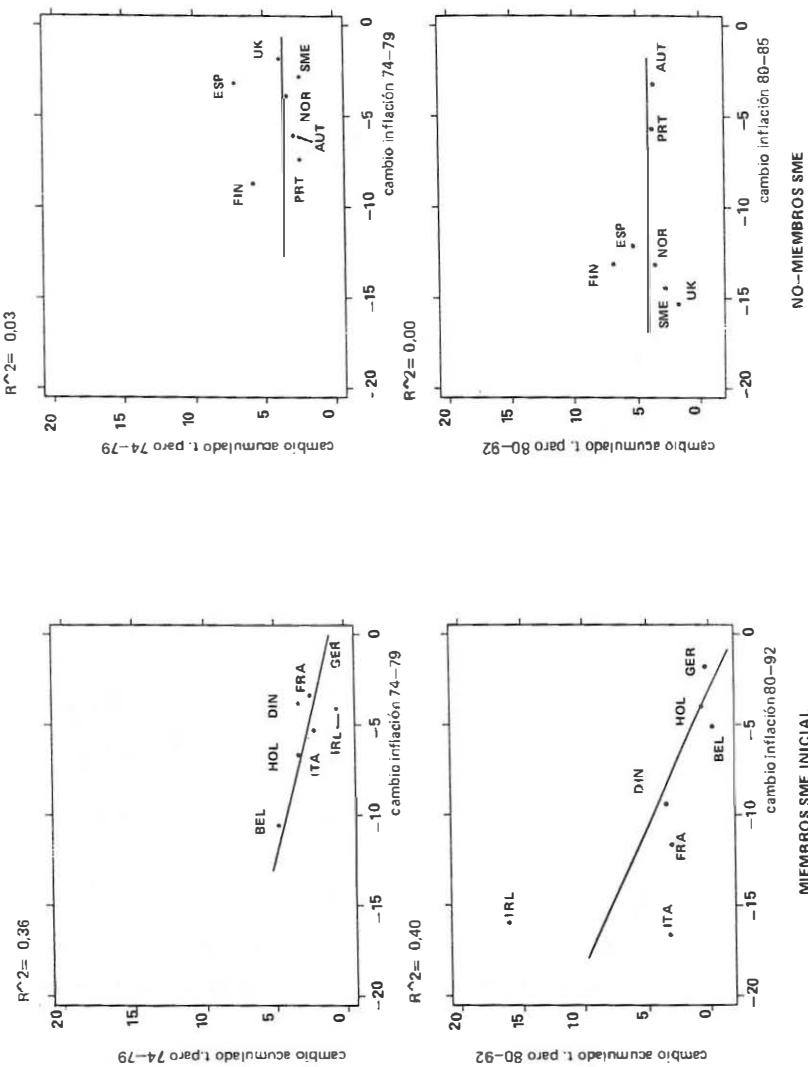


Gráfico 2
Ratios de sacrificio, miembros SME

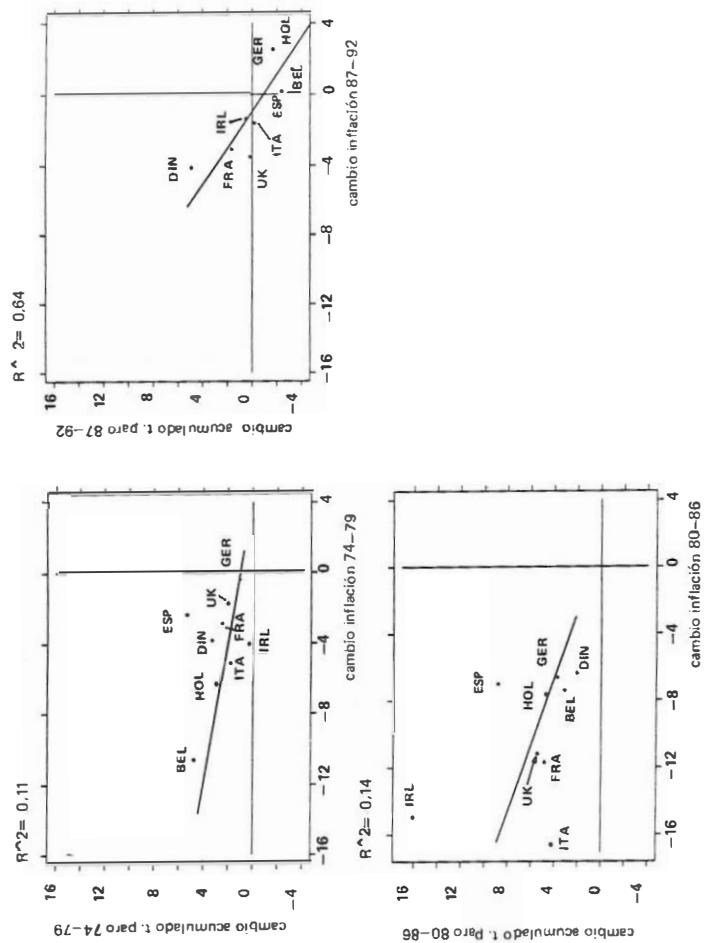


Gráfico 3
Diferenciales tipos de interés a largo frente a Alemania

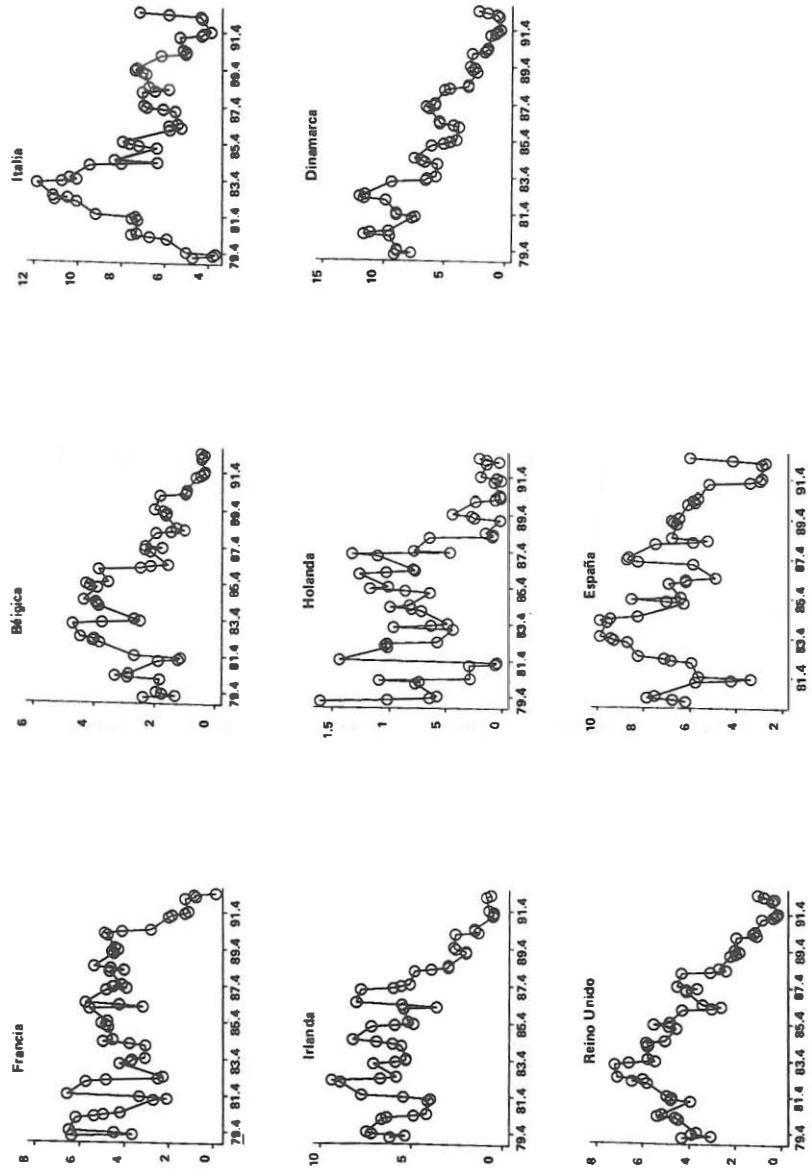
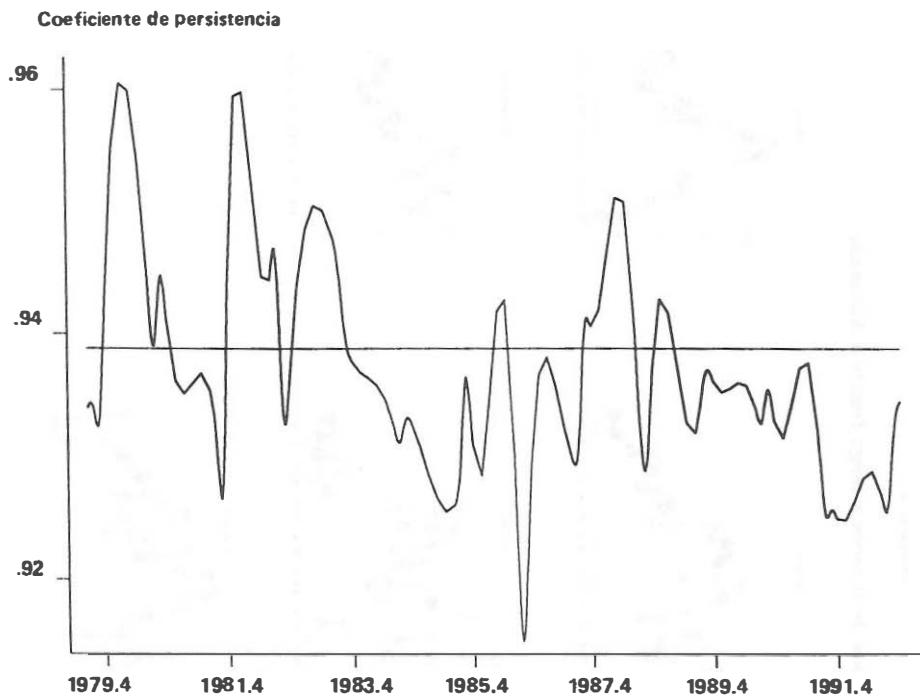


Gráfico 4
Persistencia de la inflación, ecuaciones con datos de panel



DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Ángel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.
- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Álvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9220 **Fernando C. Ballabriga y Miguel Sebastián:** Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Ángel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés onshore/offshore y operaciones swap.
- 9224 **Ángel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9226 **Luis J. Álvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Ángel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.
- 9229 **Juan J. Dolado and Samuel Bentolila:** Who are the insiders? Wage setting in spanish manufacturing firms.
- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.

- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9308 **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?
- 9309 **Juan Dolado, Alessandra Goria and Andrea Ichino:** Immigration and growth in the host country.
- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy y G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Mignel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M.ª Jesús Martín:** Series de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **Pedro Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **Pedro Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín y Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el sistema monetario europeo. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1992 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid