REPERCUSIONES DE LA UNIÓN MONETARIA EUROPEA SOBRE LA ECONOMÍA CANARIA

ANTONIO JOSÉ OLIVERA HERRERA

Doctorando por el Instituto Universitario Ortega y Gasset. Universidad Complutense de Madrid.

Trabajo galardonado con el premio al mejor artículo doctrinal, en la II Edición de los Premios de Investigación "Canarias-Europa, año 2002.

SUMARIO

I. Introducción.
II. Reglas de política monetaria y el SEBC.
A) Determinación de la regla monetaria óptima
B) La estrategia de política monetaria del SEBC
III. ¿Sincronía o asincronía cíclica?: Canarias y la UME.
IV. Análisis de los diferenciales de inflación y su persistencia en la UME.
V. Condiciones monetarias en la economía canaria: el SEBC y la regla Taylor.
VI. Conclusiones.
VII. Apéndice 1: Datos empleados.
VIII. Apéndice 2: El test de raíces unitarias de panel de Im, Pesaran y Shin (1997).
IX. Bibliografía.

Resumen del contenido:

Una de las principales líneas de investigación en el campo de la economía en los últimos años es la de los efectos de las uniones monetarias, en especial de la Unión Monetaria Europea (UME). La distribución de los beneficios y los costes entre los países participantes y las condiciones necesarias para minimizar dichos costes han sido los dos elementos más analizados en esta línea de investigación. Sin embargo quedan aún por desarrollar diferentes aspectos que se encuentran en un nivel inicial de análisis, siendo uno de ellos el estudio de los efectos de la UME sobre las diferentes regiones que conforman cada uno de los Estados nacionales que se han incorporado a este importante proyecto. De modo que cuando los gestores de política económica regional se enfrentan a la toma de una decisión con relación a la UME, no disponen de unas herramientas adecuadas en las que basar sus argumentos. En este trabajo se propone una herramienta (las reglas de política monetaria) que (según pensamos) puede proporcionar un marco de referencia útil a la hora de valorar los efectos de la UME. Los resultados obtenidos señalan que el cambio de marco institucional con el paso de la gestión monetaria desde el Banco de España hacia el Sistema Europeo de Bancos Centrales (SEBC) ha supuesto un coste adicional para la economía canaria, al compararlo con el que ha supuesto para la economía española en su conjunto. La explicación a este resultado reside en gran parte en el comportamiento macroeconómico de la economía canaria con relación a la UME y a la economía española.

Palabras clave: UME, Regiones, Reglas de política monetaria, Brecha del producto, Diferenciales de inflación, Canarias.

I. INTRODUCCIÓN

Los procesos de integración económica suponen en la actualidad una de las principales líneas de interés en la investigación económica. Buena culpa de ello la tiene el actual proceso de integración económica en el continente europeo, cuyo último escalón, la formación de la Unión Monetaria Europea (UME), constituye el objeto de estudio de este trabajo.

El estudio del concepto de unión monetaria se inició a principios de los 60 con el trabajo pionero de Mundell (1961) en el que se establecían una serie de condiciones que minimizarían los costes que supondrían para una economía abandonar su soberanía monetaria y cambiaria para formar una unión monetaria. Dichos costes surgen de la imposibilidad de realizar ajustes del tipo de cambio nominal para poder compensar shocks asimétricos entre economías pertenecientes a una unión monetaria, mientras que las condiciones que minimizan los efectos de la situación nombrada se relacionan con la existencia de mecanismos de ajuste alternativos tales como la movilidad de los factores de producción, la flexibilidad de precios y salarios o la existencia de un mecanismo fiscal compensatorio eficiente.

Partiendo del trabajo de Mundell, diversos autores han analizado la cuestión de sí los países de la Unión Europea constituyen un área monetaria óptima; es decir, sí son un conjunto de economías en las que se cumplen las condiciones propuestas por Mundell que minimizan los costes de una unión monetaria. Parece existir consenso sobre la existencia de escasa movili-

dad de los factores productivos entre los países de la Unión Europea, especialmente en lo que al factor trabajo se refiere (Eichengreen, 1990). Otro tanto de lo mismo podría decirse sobre la rigidez nominal y real de los precios y los salarios en dicho conjunto de países (Viñals y Jimeno, 1998), como sobre el reducido tamaño del presupuesto comunitario como para poder ejercer un papel compensatorio importante (Sachs y Sala-i-Martín, 1998). Ante esta evidencia el interés principal de las investigaciones se ha desplazado desde el análisis del cumplimiento de estas condiciones hacia la valoración de las posibilidades existentes de que se produzca un shock asimétrico entre los países europeos.

Las conclusiones alcanzadas por estas investigaciones no son unánimes. Por una parte, podríamos diferenciar entre la visión crítica representada por Krugman (1990) en la que se mantiene que el proceso de integración europeo generará una mayor especialización productiva entre las diferentes economías europeas, aumentando así la posibilidad de que se produzcan shocks asimétricos. En el extremo opuesto, destacaría la visión más positiva sostenida principalmente por la Comisión Europea (1990) que subraya la idea de que a medida que se siga avanzado en el proceso de integración, más estrechos serán los lazos que unan a este conjunto de economías, haciéndolas más similares entre sí y reduciendo la posibilidad de enfrentarse a shocks asimétricos. Estudios recientes aportan evidencia empírica que sugiere que el aumento de las relaciones comerciales (Frankel y Rose, 1997 y 1998) y la formación del Sistema Monetario Europeo (Artis y Zhang, 1999) han contribuido a sincronizar los ciclos económicos entre los países europeos, reduciendo notablemente la posible aparición de shocks asimétricos [1].

La sincronía cíclica de las economías europeas constituye una condición muy importante a satisfacer por los países con aspiraciones a formar parte de la UME porque en dicho caso la política monetaria única implementada por el Sistema Europeo de Bancos Centrales (SEBC), con el Banco Central Europeo (BCE) a la cabeza, se ajustaría mejor a las necesidades de todas y cada una de las economías participantes. Al mismo tiempo, los ajustes del tipo de cambio nominal entre las diferentes economías que conformaran la unión monetaria no serían necesarios.

Ahora bien, si es verdad que este debate ha estado muy extendido con relación a los efectos de la UME sobre los países europeos, parece que sus efectos sobre las regiones de dichos países han sido un campo de investigación menos frecuentado por los analistas. En cierto modo esta falta de interés se podría justificar argumentando que las regiones españolas, por ejemplo, tendrían poco que ganar o perder individualmente al pasar a formar parte de la UME. En primer lugar, porque ninguna

[1] Véase De Grauwe (2000) y Alberola (1998) para una visión de conjunto.

región española tenía autoridad monetaria propia y, en segundo lugar, porque todas las regiones españolas compartían un mismo tipo de cambio nominal respecto al exterior.

En este trabajo se mantiene que los efectos de la formación de la UME pueden variar entre las distintas regiones de una misma nación participante, de modo que algunas podrían salir beneficiadas por el cambio de régimen. La razón estriba en que es posible que las condiciones macroeconómicas existentes en una región se acerquen más a las del conjunto europeo que a las de la economía nacional a la que pertenece, de tal forma que la nueva política monetaria única practicada por el SEBC se adapte mejor a dicha región que lo que lo hacía la política monetaria nacional previa. Por otra parte, las diferencias en las estructuras industrial y financiera de las distintas regiones de una nación pueden originar diferencias importantes en la transmisión de la política monetaria única al sector real dentro de cada una de ellas, de tal modo que una misma política monetaria podría tener efectos diferenciados. En el cuadro 1 se recogen una serie de trabajos recientes que constituyen una excepción a la línea generalmente seguida en la investigación sobre los efectos de la formación de la UME en los países europeos y en los que se analizan los efectos de este proceso en el plano regional [2].

CUADRO 1. EFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA ÚNICA SOBRE LAS REGIONES EUROPEAS: UN RESUMEN DE LA BIBLIOGRAFÍA

Condiciones macroeconómicas	Diferencias en la transmisión
Ramos, Clar y Suriñach (1999) Barrios y de Lucio (2001) Ramos, Ollero y Suriñach (2001) Capó (2002) Costa y Tremosa (2002)	Carlino y de Fina (1998) De Lucio e Izquierdo (1999) Ramos, Clar y Suriñach (2000) Arnold (2001)

En estos trabajos mencionados se señala que los efectos de la política monetaria única y de la UME pueden diferir entre las regiones de una misma nación y que los factores determinantes de tales diferencias son generalmente el grado de sincronía cíclica y las diferencias en la estructura industrial, empresarial y financiera. En este trabajo seguiremos la primera línea de investigación (condiciones macroeconómicas) en la medida en que no es de esperar que las diferencias en la transmisión de la política monetaria en las regiones europeas se vean determinantemente

[2] Una revisión reciente de los efectos de la política monetaria única sobre las regiones europeas puede encontrarse en Rodríguez-Fuentes (2002).

modificadas por el cambio de una política monetaria nacional a una europea [3], mientras que el grado de sincronía cíclica entre las diferentes regiones europeas y la UME en su conjunto constituirá un factor decisivo en la valoración de los costes y beneficios que la puesta en marcha de la UME generará en esos territorios.

Una forma novedosa de valorar el impacto de la política monetaria única sobre las regiones de los países de la UME es a través del análisis de las reglas de política monetaria. Las reglas de política monetaria constituyen una guía para las autoridades monetarias a la hora de decidir las actuaciones a seguir. De este modo si fuésemos capaces de identificar una regla de política monetaria que explicase de manera satisfactoria el comportamiento del SEBC, podríamos valorar más precisamente los efectos de la política monetaria única sobre las economías regionales. Como trataremos de evidenciar a lo largo del trabajo, una regla de política monetaria que se adaptaría a estas necesidades es la denominada *regla de Taylor* que vincula el tipo de interés de intervención de la autoridad monetaria con la evolución de la inflación y del PIB [4]. De este modo, diremos que una región se vería beneficiada por el cambio de marco institucional (paso de una política monetaria nacional a una europea) si sus condiciones macroeconómicas en términos de diferenciales de inflación y brecha del producto se asemejasen más a las europeas que a las nacionales; en caso contrario, saldría perjudicada.

En el caso de Canarias, que es el caso que nos ocupará en la presente investigación, si la evolución de la inflación y del PIB está estrechamente relacionada con las mismas variables europeas, es muy probable que los tipos de interés de intervención que se derivarían de aplicar la regla de Taylor fuesen también similares, de modo que la política monetaria única resultaría favorable a los intereses estabilizadores de la economía canaria. Si además no se observara el mismo grado de interrelación entre las variables canarias y españolas, podríamos concluir que es muy probable que Canarias se viese beneficiada del hecho de participar en la UME.

Además, debemos tener en cuenta que las variables que se relacionan en la regla de Taylor (el PIB y la tasa de inflación) son dos factores relevantes en el estudio de la conveniencia de formar una unión monetaria. En cuanto al PIB (brecha del producto) hay que tener presente que representa el comportamiento cíclico de la

[3] Las diferencias en la transmisión de la política monetaria única entre las regiones europeas vendrán influenciadas predominantemente por las diferencias en las estructuras industriales, empresariales y financieras existentes en cada región. Esto es igual de cierto tanto ante una política monetaria nacional como ante una política monetaria europea. La formación de la UME sería relevante desde este punto de vista si se esperase que el paso a la política monetaria única tuviese efectos sobre la composición de la estructura industrial, empresarial o financiera de las distintas regiones europeas. En la medida en que no es de esperar un cambio muy importante, hemos decidido centrar nuestra discusión en torno a la otra cuestión.

[4] De manera más adecuada se debería decir que vincula el tipo de intervención de la autoridad monetaria con las desviaciones de la tasa de inflación respecto a su objetivo y las desviaciones del PIB actual respecto al PIB potencial (brecha del producto o *output gap*).

economía, por lo que del estudio de esta variable podrían extraerse conclusiones sobre el grado de sincronía o asincronía de los ciclos económicos entre dos áreas económicas cualesquiera (por ejemplo entre Canarias y la UME). Por otra parte, la inflación es un factor decisivo en la evolución de la competitividad (precio) de las economías, por lo que el estudio de la potencial aparición de diferenciales de inflación entre áreas económicas que participan en una unión monetaria constituye un bloque central en un análisis completo de la materia de estudio.

Con el objetivo de estudiar formalmente las repercusiones de la política monetaria única sobre la economía canaria, el presente trabajo se organiza como sigue. En un primer apartado se define el concepto de regla de política monetaria, al tiempo que se estudia si se trata de una herramienta útil para explicar el comportamiento de las autoridades monetarias (en especial del SEBC). En un segundo y tercer apartado se analiza el comportamiento de la brecha del producto y la inflación de Canarias con relación a otras áreas económicas de interés como la Unión Europea, los países de la UME, Alemania o España, para en un cuarto apartado aplicar empíricamente el concepto de regla monetaria al estudio de la idoneidad de la política monetaria única para la economía canaria. El trabajo finaliza con un apartado de conclusiones [5].

II. REGLAS DE POLÍTICA MONETARIA Y EL SEBC

En este apartado analizaremos el concepto de regla de política monetaria y la forma aproximada que toma la regla monetaria óptima en un modelo que representa de manera sencilla el comportamiento agregado de una economía. Una vez especificado el modelo en el ámbito teórico, veremos cómo la regla de Taylor supone una aproximación razonable a dicha regla monetaria óptima. Por otra parte, se comentará de forma resumida la estrategia de política monetaria que sigue el SEBC y se analizará si la misma puede ser convenientemente explicada bajo el modelo anterior.

A) DETERMINACIÓN DE LA REGLA MONETARIA ÓPTIMA

Una regla de política monetaria se puede definir [6] como una función que especifica la respuesta de un banco central o autoridad monetaria ante los cambios que se producen en la economía. En este sentido se puede expresar del siguiente modo:

$$r_t = f\left(x_t^1, x_t^2, ..., x_t^N, x_{t-1}^1, x_{t-1}^2, ..., x_{t-1}^N, ..., x_{t-j}^1, x_{t-j}^2, ..., x_{t-j}^N, r_{t-1}, ..., r_{t-j}\right) \quad (1)$$

[5] Los resultados presentados en este trabajo deben tomarse con cautela. La formación de la UME supone un cambio de marco institucional muy importante que experimentarán todas las economías participantes y que puede afectar determinantemente a la evolución económica, de modo que las condiciones en las que se sustentan las conclusiones obtenidas en el análisis efectuado pueden cambiar con la entrada en funcionamiento de la UME.

[6] Véase Galí (1999).

Donde el instrumento de política monetaria *r* (por ejemplo, el tipo de interés) dependerá de valores contemporáneos de diferentes variables macroeconómicas χ (la inflación, la evolución del ciclo, el tipo de cambio,...), así como de valores anteriores de dichas variables y del propio instrumento.

Un ejemplo bien conocido de regla de política monetaria lo constituye *la regla de Friedman*, de acuerdo con la cuál la autoridad monetaria debería igualar el tipo de interés nominal a cero, lo que permitiría igualar el coste de oportunidad de mantener los saldos monetarios con el coste marginal de su producción. Sin embargo, esta regla cuenta con un número importante de críticas debido a que los supuestos que se requieren para su correcto funcionamiento raramente se cumplen en la realidad [7]. Las investigaciones más reciente sobre esta cuestión han tratado de superar las limitaciones de la regla de Friedman mediante la formulación de un modelo más acorde con lo observado en el mundo real. Dicho modelo depende, por una parte, de la especificación de una función de costes o de pérdidas intertemporal que la autoridad monetaria debe minimizar y, por otro, de la especificación de un modelo que aproxime de forma *razonable* el comportamiento agregado de la economía y el impacto de la política monetaria en la economía real; es decir, la formulación de un modelo de transmisión monetaria [8].

Una forma habitual de especificar la función de costes intertemporal que trata de minimizar la autoridad monetaria es mediante las siguientes relaciones:

$$E_t(1-\delta)\sum_{\tau=0}^{\infty}\delta^{\tau}L_{t+\tau} \qquad (2)$$

$$L_t = \frac{1}{2}\left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(x_t)^2\right] \qquad (3)$$

Donde E_t representa el valor esperado condicionado a la información disponible en el momento t, δ es el factor de descuento temporal (que satisface la condición $0<\delta<1$), L_t es la función de coste de la autoridad monetaria en el periodo t, π_t es la tasa de inflación en el periodo t, π^* es la tasa de inflación marcada como objetivo por la autoridad monetaria, χ_t es la brecha del producto o *output gap* que mide la diferencia entre el producto actual y su nivel potencial y, finalmente, el parámetro λ refleja la importancia concedida por la autoridad monetaria a la estabilización del producto (siendo $\lambda>0$).

Esta función de costes representa adecuadamente la estrategia de política monetaria de objetivos directos de inflación [9]. Obsérvese que dicha función de costes concede cierta importancia a la estabilización del producto, en contra de lo que se podría entender por estrategia de objetivos de inflación. Sin embargo, como ha

[7] Entre estos supuestos se encuentran la flexibilidad completa de precios y salarios o la ausencia de distorsiones fiscales.

[8] Véase Svensson (1999).

[9] Véase Svensson (1999 y 2001).

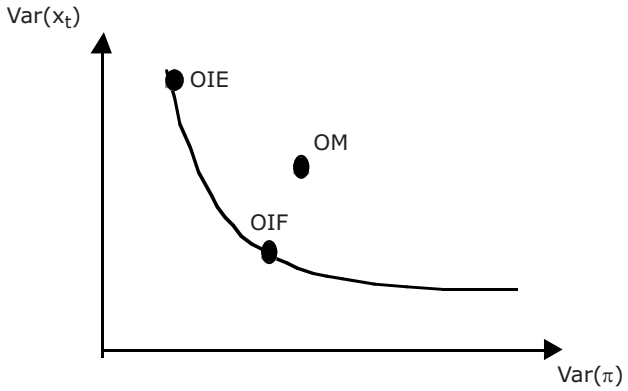
señalado Svensson (2001), en la actualidad existe un importante consenso respecto a que la estrategia de objetivos de inflación no se sigue de forma *estricta* sino más bien de forma *flexible*, mediante un seguimiento estrecho de la evolución de la brecha del producto. En cualquier caso, una estrategia estricta vendría representada del mismo modo que la expresión (3) pero igualando el parámetro λ a cero. La razón que justifica que una autoridad monetaria no siga una estrategia de objetivos de inflación de manera estricta es que en horizontes temporales cortos (inferiores a los 2 años) son muchos los factores que pueden influir sobre la inflación aunque tan sólo sea de forma temporal. Si la autoridad monetaria respondiese en el corto plazo a cualquier desviación de la tasa de inflación respecto a su nivel objetivo se podría generar una variabilidad excesiva e indeseable en el comportamiento de la brecha del producto. Por este motivo la estrategia de objetivos de inflación marca sus objetivos en el medio plazo (2 años aproximadamente) y le concede cierta importancia a la estabilización del producto respecto a su nivel potencial.

Otra cuestión interesante consiste en el debate existente entre la estrategia de objetivos de inflación y la estrategia de objetivos monetarios. En esta segunda estrategia la autoridad monetaria marca unos objetivos de crecimiento de la cantidad de dinero en circulación compatible con una determinada tasa de inflación. En términos comparativos, una estrategia de objetivos monetarios supondría que la autoridad monetaria cambiaría de función de costes:

$$L_t = \frac{1}{2}\left(\Delta m_t - \Delta m^*\right)^2 \qquad (4)$$

Donde Δm representa la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y Δm^* es la tasa de crecimiento marcada como objetivo. El problema de esta estrategia es que el instrumento habitualmente empleado por las autoridades monetarias (el tipo de interés) afecta a la inflación de diferentes formas además de a través del crecimiento de la oferta monetaria. Es decir, el mecanismo de transmisión monetario es más complejo y en él se encuentran involucradas un mayor número de variables, por lo que no requiere que el instrumento empleado afecte a la tasa de crecimiento del dinero para posteriormente afectar a la inflación. De este modo, aunque la estrategia de objetivos monetarios puede alcanzar en el medio y largo plazo la tasa de inflación deseada, en el corto plazo se corre el peligro de que al seguir dicha estrategia se provoque una variabilidad excesiva de la tasa de inflación. Si además consideramos como un objetivo deseable para la política monetaria la estabilización del output, entonces una estrategia de objetivos monetarios podría llevarnos a una situación de ineficiencia. Estas consideraciones vienen representadas convenientemente en el gráfico 1.

GRÁFICO 1. EFICIENCIA DE LAS ESTRATEGIAS DE POLÍTICA MONETARIA



En el gráfico se han clasificado las diferentes estrategias de política monetaria [10] dependiendo de sus efectos sobre la variabilidad del output y de la inflación [11]. Los puntos que se encuentran sobre la curva representan políticas eficientes, mientras que los puntos a la izquierda de la misma son situaciones inalcanzables y los puntos a la derecha representan políticas ineficientes. Una vez se tienen en cuenta estos aspectos es inmediato observar que mientras las estrategias de objetivos de inflación, ya sea estricta o flexible, se encuentra sobre la curva de políticas eficientes, la estrategia de objetivos monetarios es ineficiente porque genera una mayor variabilidad en las variables marcadas como objetivos.

Una vez se han discutido las diferentes funciones de costes de las autoridades monetarias y señalado la mayor eficiencia de las estrategias de objetivos de inflación a la hora de alcanzar los objetivos de estabilizar la inflación y el producto, a continuación especificaremos un modelo que recoge de forma sencilla el comportamiento agregado de una economía y el mecanismo de transmisión monetaria que, junto con la función de costes intertemporal de la autoridad monetaria, permitirá el cálculo de la regla de política monetaria óptima.

Definamos la demanda agregada de una economía cerrada como:

$$x_{t+1} = \beta_y x_t - \beta_r \left[i_t - E(\pi_{t+1}) - r^* \right] + \eta_{t+1} \qquad (5)$$

Donde *i* es el tipo de interés de intervención que emplea la autoridad monetaria, *r** es el tipo de interés real de equilibrio a largo plazo y η representa un shock

[10] Se han considerado las siguientes estrategias: estrategia de Objetivos de Inflación Estricta (OIE), de Objetivos de Inflación Flexible (OIF) y de Objetivos Monetarios (OM).

[11] En el gráfico se emplea el término variabilidad de la inflación [Var(π)] y del output [Var(x)], lo que se deriva de una función de costes cuadrática como (3) cuando δ (el factor de descuento) toma un valor muy cercano a la unidad. Véase Svensson (1999).

de demanda. Los parámetros β_y y β_r son positivos (siendo $\beta_y<1$) y miden la persistencia de las fluctuaciones del producto (β_y) y la sensibilidad de este último a los cambios en el tipo de interés real (β_r). Por otra parte, definiremos la oferta agregada como una curva de Phillips:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_x x_t + \varepsilon_{t+1} \qquad (6)$$

Donde ε representa un shock de oferta y α_x la respuesta de la inflación ante un aumento de un punto porcentual de la brecha del producto.

En un modelo como el descrito, el mecanismo de transmisión monetaria actúa como sigue. En el primer año la política monetaria (a través de i) puede afectar a la evolución del producto respecto a su nivel potencial. En el segundo año este efecto se manifiesta en un cambio en la evolución de la tasa de inflación. Este modelo, aunque sencillo, ha mostrado ser una explicación razonable de la realidad económica y ha sido estimado para los Estados Unidos por Rudebusch y Svensson (1999) y para la UME por Gerlach y Smets (1999).

El problema al que se enfrentará la autoridad monetaria consistirá en la minimización de las expresiones (2) y (3) sujetas a las restricciones (5) y (6). La solución a este problema genera una regla de política monetaria óptima con la siguiente forma funcional:

$$i_t = r^* + \pi^* + \phi\left[E_t(\pi_{t+1}) - \pi^*\right] + \gamma x_t \qquad (7)$$

Donde los parámetros ϕ y γ toman valores positivos y son función de los parámetros del modelo β_y, β_r y λ. El coeficiente asociado a la desviación de la tasa de inflación respecto a su nivel objetivo (ϕ) debe tomar un valor mayor que la unidad en la regla óptima y en este caso se dice que la política monetaria seguida por la autoridad monetaria no es acomodadora, porque si la tasa de inflación crece a un ritmo superior al marcado por el objetivo establecido, la autoridad monetaria elevará el tipo de interés nominal por encima del incremento de la inflación. Esta condición permitirá que el tipo de interés real aumente con vistas a reducir la demanda agregada y con ella las presiones inflacionistas. También debe destacarse que la intensidad de la respuesta de la autoridad monetaria ante un aumento de la inflación sobre el nivel objetivo está inversamente relacionada con el grado de importancia concedido a la estabilización del producto. De modo que, como han señalado Ball (1997) y Svensson (1997), el hecho de que la autoridad monetaria conceda cierta importancia a la estabilización del producto genera una respuesta más progresiva del tipo de interés a las presiones inflacionistas.

La regla de Taylor, propuesta por Taylor (1993) como una guía para entender la política monetaria de la Reserva Federal de los Estados Unidos en el periodo 1987-1992, es una especificación concreta de la regla de política monetaria óptima arriba expuesta:

$$i_t = 4 + 1{,}5(\pi_t - 2) + 0{,}5\, x_t \qquad (8)$$

Como se puede observar esta regla propone unos valores concretos para los diferentes parámetros de la regla monetaria óptima. En concreto, considera que tanto el objetivo de inflación como el tipo de interés real de equilibrio de largo plazo son iguales a 2. La autoridad monetaria responde subiendo los tipos de interés nominales en 1,5 puntos porcentuales ante un incremento de un 1 punto porcentual de la inflación respecto a su nivel objetivo, mientras que responde con un incremento de 0,5 puntos porcentuales ante una desviación de un punto porcentual de la brecha del producto. Esta regla no sólo ha demostrado explicar sorprendentemente bien el comportamiento de los tipos de interés de intervención de la Reserva Federal de los Estados Unidos, sino que diferentes trabajos empíricos también han evidenciado su capacidad explicativa para otros países [12].

B) LA ESTRATEGIA DE POLÍTICA MONETARIA DEL SEBC

A continuación analizaremos si la estrategia de política monetaria seguida por el SEBC puede ser razonablemente explicada por la regla de Taylor. En primer lugar, se estudiará si los objetivos marcados por dicha institución se adaptan de manera adecuada a la minimización de una función de costes como la descrita anteriormente (expresión 3). En segundo lugar, se repasarán algunos trabajos empíricos que han estimado reglas de política monetaria para los países de la UME, tratando de extraer resultados empíricos que corroboren las conclusiones extraídas anteriormente.

En el Tratado de la Unión se define el objetivo primordial del SEBC, así como su grado de independencia. Respecto a la primera cuestión el Artículo 105(1) establece:

> "El objetivo prioritario del SEBC será el mantenimiento de la estabilidad de precios. Sin perjuicio del objetivo de estabilidad de precios, el SEBC cooperará con las políticas económicas generales de la Comunidad con el objetivo de contribuir al logro de los objetivos de la Comunidad establecidos en el Artículo 2".

De acuerdo con en el Artículo 2, se establece que los objetivos que deberá perseguir la Comunidad son:

> "Promover en toda la Comunidad un desarrollo armonizado y equilibrado de las actividades económicas, un crecimiento sostenible y no inflacionario respetuoso con el medioambiente, un alto grado de convergencia en los resultados económicos, un alto nivel de empleo y de protección social, la mejora de los niveles y calidad de vida, y cohesión y solidaridad económica y social entre los Estados Miembros".

De acuerdo con los contenidos de los mencionados artículos del Tratado se extraería que, en principio, el SEBC no debe-

[12] Véanse los trabajos de Clarida, Gertler y Galí (1998), Galí (1999), Angeloni y Dedola (1999), Gerlach y Smets (1999), Doménech, Ledo y Taguas (2000) y Díaz-Roldán y Montero (2001).

ría velar tan sólo por la estabilización del nivel de precios respecto a un nivel objetivo, sino que también debe prestar atención a la estabilización de las desviaciones del producto respecto a su nivel potencial. Como se discutió en el subapartado anterior, una estrategia que puede ser especialmente apropiada para contribuir al logro de estos objetivos sería la estrategia de objetivos de inflación flexible. Sin embargo, en el Tratado no se define ni lo que se entiende por estabilidad de precios ni cuál iba a ser la estrategia monetaria finalmente adoptada, ésta fue una tarea que se dejó a juicio del SEBC.

Los detalles concretos de la estrategia de política monetaria que iba a seguir la política monetaria del SEBC fueron anunciados después de su Consejo de Gobierno de 13 de octubre de 1998. En dicho Consejo se estableció que por estabilidad de precios se entendería una tasa de inflación inferior al 2%. Por otra parte, la estrategia finalmente adoptada se podría definir como una estrategia mixta de objetivos de inflación pero en la que se le concede una papel muy importante al crecimiento de la oferta monetaria a la hora de valorar las condiciones monetarias en la zona. Ambas cuestiones fueron posteriormente sujetas a un continuo debate [13]. Especialmente interesante resultó el debate en torno a la idoneidad de la estrategia mixta adoptada. Como se señaló en el subapartado anterior, una estrategia de objetivos monetarios podría ser ineficiente si los objetivos que persigue la autoridad monetaria son la estabilización de la inflación y del producto. En la medida en que la estrategia del SEBC concede un papel muy importante al crecimiento de la oferta monetaria en la conducción de la política monetaria, se podría interpretar que el SEBC estaría interesado en seguir una estrategia de objetivos monetarios. Las conclusiones que se han alcanzado en este debate, no obstante, coinciden en que el motivo que impulsó al SEBC a conceder un papel prominente al crecimiento de la oferta monetaria fue continuar con la estrategia que había seguido el Bundesbank (con resultados muy positivos en el control de la inflación), pero que en realidad el crecimiento de la oferta monetaria será tan sólo uno de los múltiples indicadores que empleará el SEBC para poner en práctica su estrategia de objetivos directos de inflación [14].

Como conclusión podríamos señalar que las condiciones institucionales y estratégicas en las que se desenvuelve el SEBC son muy parecidas a las supuestas en el modelo teórico expuesto en el apartado anterior. Por este motivo, es probable que una regla como la de Taylor sea muy parecida a la regla monetaria óptima. A continuación revisaremos un conjunto de trabajos en los que se analiza si los bancos

[13] Véase Svensson (1999) y Viñals (1999).

[14] En la estrategia de objetivos de inflación, la autoridad monetaria realiza estimaciones de la tasa de inflación en función de un conjunto amplio de indicadores como la curva de tipos de interés, el crecimiento de la oferta monetaria, la evolución de los costes laborales unitarios o la evolución de los tipos de cambio.

centrales de los diferentes países de la UME han seguido en sus acciones de política monetaria las pautas marcadas por una regla como la de Taylor.

En Gerlach y Schnabel (1999) y Doménech, Ledo y Taguas (2000) se estiman reglas de política monetaria para el conjunto de países que constituyeron la UME en 1999, agregando la información en función del peso que cada país representa en la economía de la UME. Esto permite contrastar si las actuaciones de las diferentes autoridades monetarias en Europa han seguido las líneas apuntadas bajo la regla de Taylor. Esta es una aproximación apropiada sobre el futuro funcionamiento del SEBC en la medida en que esta institución es el resultado de la unión de las diferentes autoridades monetarias nacionales.

Los resultados obtenidos en Gerlach y Schnabel (1999) para una muestra que abarca desde 1990 hasta 1998, señalan que el comportamiento de una supuesta autoridad monetaria europea habrían seguido las pautas de una regla de política monetaria del tipo de Taylor con unos valores estimados de los parámetros muy cercanos a los propuestos en Taylor (1993). En concreto, la respuesta de la autoridad monetaria a las desviaciones porcentuales de la inflación respecto a su objetivo es igual a 1,51 mientras que la respuesta a una desviación porcentual del producto a su nivel potencial es igual a 0,49 [15].

En Doménech *et al.* (2000) se emplea una muestra temporal más amplia que abarca desde 1970 hasta 1999. No obstante, los valores de los parámetros estimados para el subperiodo más reciente (1983-1999) son también similares a los propuestos por Taylor aunque ligeramente superiores. En particular, el coeficiente de las desviaciones de la inflación toma un valor de 1,625 mientras que el del producto un valor de 0,8. De dichos resultados debemos extraer que los coeficientes propuestos por Taylor (1993) no tienen por qué ser los más idóneos para explicar la experiencia de otras áreas económicas diferentes a la que él analizó en su trabajo. De hecho puede que cada autoridad monetaria, siguiendo las preferencias de sus ciudadanos respecto a la variabilidad de la inflación y el producto, decida reaccionar de manera diferente ante las desviaciones que se puede producir en estas variables. En este sentido, los resultados que se obtienen para la economía española en el periodo 1989-1998 al estimar una regla monetaria del tipo de Taylor, muestran que el Banco de España reaccionaba con mucha intensidad a las desviaciones de la inflación respecto a su nivel objetivo (2,3) mientras que la reacción ante las desviaciones del producto respecto a su nivel potencial era ligeramente inferior a lo sugerido por Taylor (0,39).

[15] Los resultados son prácticamente idénticos a los propuestos por Taylor (1,5 y 0,5). Además estos autores proponen un test específico que permita contrastar la igualdad de dichos coeficientes a los propuestos por Taylor, aceptándose la hipótesis de igualdad.

Por último, en Angeloni y Dedola (1999) se estiman reglas de tipos de interés de Taylor para las 6 economías más importantes de la Unión Europea (Alemania, Francia, Italia, Reino Unido, España y Holanda) durante el periodo 1980-1997. Sus resultados apuntan que la formación y puesta en funcionamiento del Sistema Monetario Europeo supuso un acercamiento en términos de las reglas de política monetaria en dichos países, de tal modo que durante el periodo 1988-1997 los valores estimados de los coeficientes para los mencionados países son muy similares. El coeficiente que recoge la respuesta del tipo de interés a las desviaciones de la inflación respecto a su nivel objetivo varía entre un 1,16 para Francia y un 1,41 para Alemania, mientras que para el producto oscilan entre un 0,19 para Francia y un 0,37 para España. Los autores proponen test específicos para contrastar la igualdad de los coeficientes entre las diferentes economías. Los resultados apuntan a que no se puede rechazar la hipótesis de igualdad para todas las economías consideradas con la excepción del Reino Unido [16].

En conjunto, del análisis del marco institucional y estratégico en el que se desenvuelve el SEBC, así como de los resultados obtenidos al estimar reglas de política monetaria del tipo de Taylor en el área de la UME, se podría extraer la conclusión de que la regla de Taylor puede aproximar el comportamiento esperado del SEBC, por lo que pensamos que puede constituir un método razonable para valorar los efectos de la política monetaria única.

En los siguientes apartados se realizará un estudio de cada uno de los componentes de la regla de Taylor para finalmente proceder a su cálculo en diferentes áreas económicas, tratando de valorar los efectos de la UME sobre la economía canaria.

III. ¿SINCRONÍA O ASINCRONÍA CÍCLICA?: CANARIAS Y LA UME

Uno de los componentes de la regla de Taylor es la brecha del producto; es decir, la diferencia entre el producto actual y su nivel potencial. En este sentido, la brecha del producto debe interpretarse como un indicador de la posición cíclica de una economía.

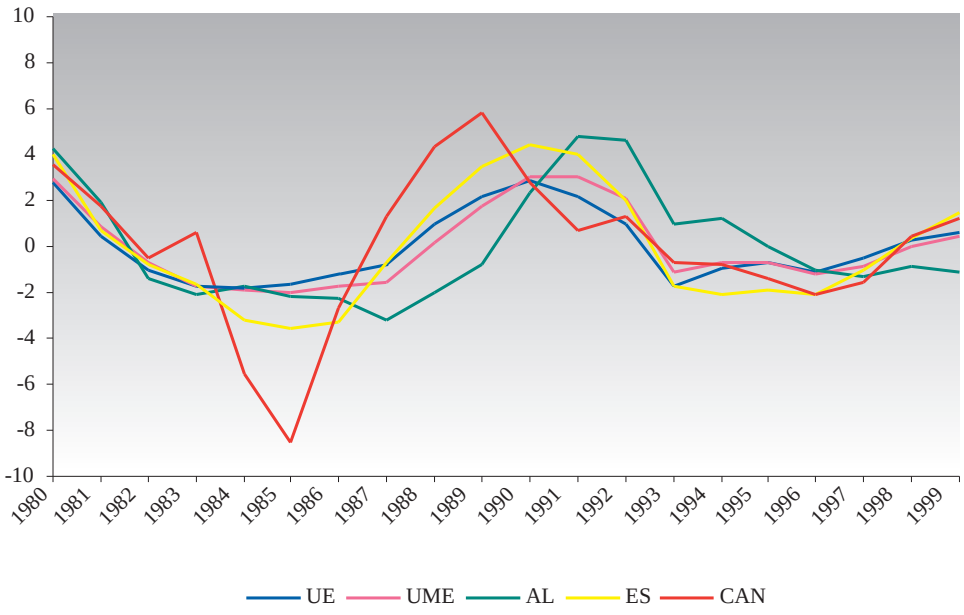
Entre los diferentes trabajos que han analizado los costes potenciales de la UME se ha prestado una especial atención al grado de sincronía o asincronía cíclica de esta variable entre las economías que iban a formar parte de la unión monetaria. La relevancia de este concepto reside en que cuanto mayor sea el grado de sincronía entre el ciclo de una economía y el del resto de socios de la unión monetaria, es más probable que los shocks que afecten a esa

[16] En Clarida, Galí y Gertler (1998) se estiman reglas del tipo de Taylor para una muestra de 6 países diferentes entre ellos 4 europeos (Alemania, Francia, Italia y Reino Unido). Los autores proponen una especificación *foward-looking* y obtienen resultados favorables al cumplimiento de dicha regla.

economía sean similares, por lo que la política monetaria única podría ser un instrumento de política macroeconómica eficaz para combatir dicha situación.

Mientras que éste ha sido un ejercicio habitual a la hora de valorar los costes de la UME sobre las economías nacionales como España [17], son escasos los trabajos en los que se analiza esta misma cuestión en las regiones que forman los estados nacionales, constituyendo una excepción los estudios de Barrios y de Lucio (2001) y Ramos, Ollero y Suriñach (2001). En el presente trabajo el principal interés reside, precisamente, en el estudio de la idoneidad de la política monetaria única para una economía regional como Canarias. En este sentido, en este apartado se trata de analizar con cierto detalle las similitudes cíclicas entre este territorio y otros territorios de referencia como la Unión Europea en su conjunto, la UME, Alemania y España.

GRÁFICO 2. EVOLUCIÓN DEL COMPONENTE CÍCLICO (GAP1)

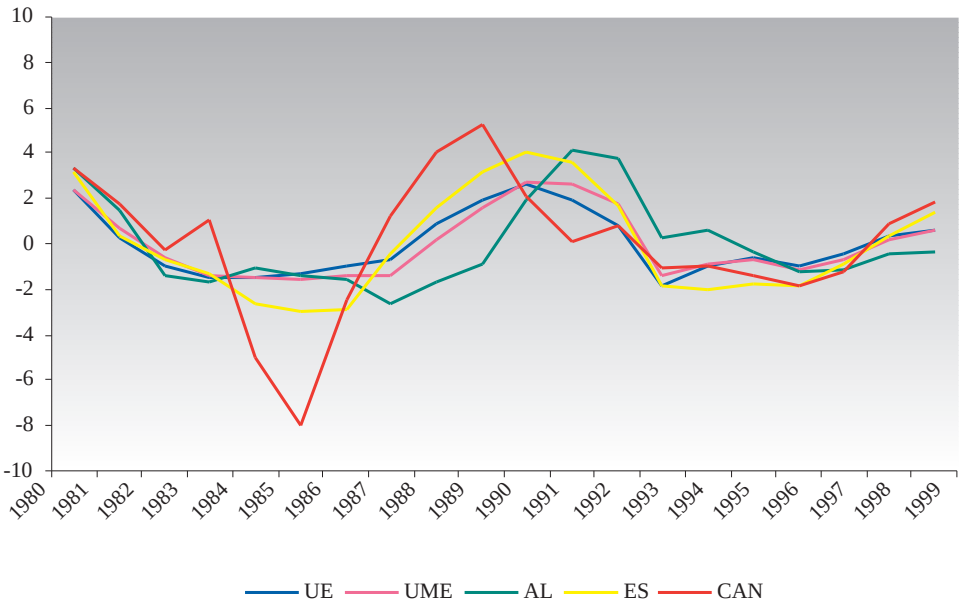


Fuente: Comisión Europea (2000) y Contabilidad Regional de España (INE)

[17] Véase los trabajos de Ortega (1998), Angeloni y Dedola (1999), Artis y Zhang (1999), Borondo, González y Rodríguez (1999), Fatás (1999) y Llorca y Martínez-Serrano (2000).

Para realizar esta tarea se emplean datos anuales del Producto Interior Bruto durante el periodo 1980-1999 [18] (véase el Apéndice 1 para una descripción detallada de los datos). Se emplearon dos medidas alternativas para calcular el producto potencial: una tendencia cuadrática y el filtro de Hodrick-Prescott, lo que genera dos medidas alternativas de la brecha del producto (GAP1 y GAP2, correspondiendo la primera a la tendencia cuadrática y la segunda al filtro de Hodrick-Prescott). Ambas series se representan en los gráficos 2 y 3, mostrando la similitud de los ciclos en las diferentes economías analizadas y la mayor variabilidad cíclica de la economía canaria.

GRÁFICO 3. EVOLUCIÓN DEL COMPONENTE CÍCLICO (GAP2)



Fuente: Comisión Europea y Contabilidad Regional de España (INE)

Junto con esta primera valoración del componente cíclico de las diferentes áreas estudiadas, en el cuadro 2 se presenta información sobre la variabilidad de las series (mediante el cálculo de la desviación estándar) y sobre la persistencia de las mismas (mediante el cálculo del coeficiente autorregresivo de primer orden). Al mismo tiempo, el cálculo del coeficiente autorregresivo de primer orden permite calcular la vida media de las desviaciones de la serie. Los principales resultados que se puede extraer de la información contenida en el cuadro 2 son la mayor volatilidad del ciclo de la economía canaria en relación con las otras economías analizadas (mayor desviación estándar) y su mayor persistencia (mayor vida media)

[18] La extensión del periodo de análisis se encuentra limitado por la disponibilidad de datos para la economía canaria.

CUADRO 2. COMPORTAMIENTO CÍCLICO DE LAS ECONOMÍAS ESTUDIADAS						
	GAP1			GAP2		
	SD	AR1	Vida Media	SD	AR1	Vida Media
UE	0,016	0,645	0,67	0,014	0,634	0,69
UME	0,017	0,677	0,61	0,015	0,658	0,65
Alemania	0,024	0,688	0,59	0,020	0,630	0,7
España	0,026	0,721	0,54	0,023	0,722	0,54
Canarias	0,033	0,622	0,71	0,030	0,590	0,78

Notas: (SD) Desviación Estándar, (AR1) es el coeficiente autorregresivo de primer orden y la vida media se calcula como: ln(0,5)/ln(1-AR1) y está expresada en años. Los cálculos han sido realizados con el programa estadístico Eviews 3.0.

Estos primeros resultados marcan unas ligeras diferencias entre los ciclos de la economía canaria y los ciclos de la economía española y la economía europea, sin embargo lo que realmente proporciona una información de interés es el grado de correlación contemporánea entre los ciclos de estas economías. Si el grado de correlación es positivo, ambas economías tienden a experimentar al mismo tiempo las fases de expansión o recesión y a medida que ese grado de correlación se acercara a la unidad, mayor sería la similitud de los ciclos. Al mismo tiempo, con el objetivo de analizar si el grado de correlación de los ciclos ha ido aumentando con el transcurso del tiempo, se ha dividido el periodo de análisis en dos etapas: una primera que se extiende entre 1980 y 1989 y una segunda que abarca desde 1990 a 1999.

CUADRO 3. GRADO DE CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA ENTRE LOS CICLOS ECONÓMICOS (1980-1999)					
GAP1					
	UE	UME	Alemania	España	Canarias
UE	1,000				
UME	0,960	1,000			
Alemania	0,639	0,811	1,000		
España	0,968	0,952	0,633	1,000	
Canarias	*0,736*	*0,678*	*0,339*	*0,806*	1,000
GAP2					
	UE	UME	Alemania	España	Canarias
UE	1,000				
UME	0,961	1,000			
Alemania	0,633	0,798	1,000		
España	0,960	0,949	0,618	1,000	
Canarias	*0,684*	*0,620*	*0,247*	*0,768*	1,000

Notas: Los cálculos han sido realizados con el programa estadístico Eviews 3.0.

En el cuadro 3 se recogen los resultados de correlación contemporánea de los ciclos económicos entre Canarias y el resto de economías de referencia durante el periodo muestral más amplio posible. De los resultados contenidos en dicho cuadro se pueden destacar como principales resultados los siguientes: (i) Canarias mantiene un grado de correlación importante con el área de la UME; (ii) sin embargo, el grado de correlación con la economía española resulta ser mucho más importante; y (iii) resulta sorprendente la estrecha relación entre el ciclo de la economía española y la economía de la UME, alcanzando valores muy próximos a la unidad. Todos los resultados se mantienen para ambas medidas de la brecha del producto. Otra cuestión que merece destacarse es la menor correlación del ciclo canario con el ciclo de la UME en relación con el ciclo de la UE. La explicación a este fenómeno se puede encontrar en el hecho de que la economía canaria se halle notablemente afectada por el ciclo del Reino Unido, economía que se incluye en el grupo de la UE pero no en la UME.

En base a los resultados presentados en este primer análisis se puede concluir que la estrechez de las relaciones cíclicas entre Canarias y la UME es más débil que en el caso de la economía española [19].

Ahora bien, los resultados obtenidos en el cuadro anterior pueden verse influidos por el propio proceso de integración económica, de tal forma que la creación del Sistema Monetario Europeo, la necesidad de cumplir los criterios establecidos en el Tratado de la Unión Europea o el aumento del comercio intra-comunitario puede haber generado cambios importantes en el grado de correlación de las series [20].

Dividiendo la muestra en dos periodos (cuadro 4) se aprecian una serie de cambios en los resultados que se puede resumir en los siguientes: (i) los ciclos económicos entre la economía canaria y la UME se han ido estrechando a lo largo del tiempo, de modo que la relación es más intensa durante el periodo 1990-1999; (ii) del mismo modo, se reducen las diferencias entre el grado de correlación contemporánea entre el ciclo de Canarias y la UME y el ciclo de Canarias y el de España, de forma que las diferencias son muy reducidas (aproximadamente 0,05); y (iii) el ciclo español también ha mostrado una mayor sincronización con el de la UME en los dos últimos años, alcanzando unas tasas de correlación prácticamente iguales a la unidad.

[19] Un resultado similar se obtiene en Ramos *et al.* (2001) para un periodo ligeramente más corto 1982-1996

[20] Véase Frankel y Rose (1997 y 1998) y Artis y Zhang (1999).

CUADRO 4. GRADO DE CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA ENTRE LOS CICLOS ECONÓMICOS PARA DOS SUBPERIODOS (1980-89 Y 1990-99)					
PERIODO 1980-1989					
GAP1					
	UE	UME	Alemania	España	Canarias
UE	1,000				
UME	0,969	1,000			
Alemania	0,710	0,833	1,000		
España	0,961	0,945	0,648	1,000	
Canarias	*0,786*	*0,742*	*0,376*	*0,886*	1,000
GAP2					
	UE	UME	Alemania	España	Canarias
UE	1,000				
UME	0,965	1,000			
Alemania	0,637	0,775	1,000		
España	0,947	0,925	0,529	1,000	
Canarias	*0,756*	*0,717*	*0,282*	*0,882*	1,000
PERIODO 1990-1999					
GAP1					
	UE	UME	Alemania	España	Canarias
UE	1,000				
UME	0,961	1,000			
Alemania	0,580	0,776	1,000		
España	0,976	0,968	0,626	1,000	
Canarias	*0,859*	*0,854*	*0,522*	*0,894*	1,000
GAP2					
	UE	UME	Alemania	España	Canarias
UE	1,000				
UME	0,970	1,000			
Alemania	0,655	0,811	1,000		
España	0,973	0,979	0,714	1,000	
Canarias	*0,785*	*0,762*	*0,420*	*0,817*	1,000

Notas: Los cálculos han sido realizados con el programa estadístico Eviews 3.0.

Si bien los resultados muestran que el grado de sincronía cíclica de la economía canaria con la española y con la de la UME es importante y bastante similar, queda aún por analizar si la economía canaria muestra un retardo o un adelanto en su ciclo en relación con el ciclo de la UME o de España. En este sentido, un alto grado de correlación contemporánea no sería suficiente para poder asegurar que los shocks asimétricos sean poco probables porque la existencia de un retardo o un

adelanto en el ciclo constituye una fuente de shocks asimétricos en sí misma. Para comprobar que éste no es el caso de la economía canaria, en el cuadro 5 se presentan los índices de correlación cíclica de la economía canaria tanto cuando se supone que el ciclo canario se adelanta al ciclo del resto de áreas económicas, como cuando se supone que el ciclo canaria experimenta un retardo.

CUADRO 5. CORRELACIÓN CÍCLICA DE LA ECONOMÍA CANARIA

ADELANTO CÍCLICO				
	UE	UME	Alemania	España
GAP1	0,650	0,721	0,538	0,744
GAP2	0,605	0,664	0,438	0,714
RETRASO CÍCLICO				
	UE	UME	Alemania	España
GAP1	0,539	0,403	0,063	0,535
GAP2	0,482	0,346	0,000	0,481

Notas: Para calcular el grado de correlación contemporánea suponiendo el adelanto cíclico de la economía canaria se retarda en un periodo el ciclo de la economía canaria, mientras que para calcularlo en el caso de retraso cíclico se adelanta en un periodo el ciclo de la economía canaria. La correlación se ha calculado durante el periodo más amplio posible (1980-1999). Los cálculos han sido realizados con el programa estadístico Eviews 3.0.

Comparando los resultados presentados en el cuadro 5 con los del cuadro 3, se puede apreciar cómo el grado de correlación cíclica entre Canarias y cada una de las economías de referencia es siempre más importante cuando se emplean datos contemporáneos, lo que, junto a la evidencia presentada en los cuadros anteriores, nos permite extraer las siguientes conclusiones sobre el comportamiento cíclico de la economía canaria: (i) la sincronía de la economía canaria con la de la UME y la de la economía española es bastante estrecha; (ii) el ciclo canario mantiene una relación más cercana al del ciclo español que al de la UME; (iii) el grado de correlación aumenta con el paso del tiempo; (iv) haciendo más reducidas las diferencias de sincronía entre el ciclo canario y el español y el ciclo canario y el de la UME; y (v) el grado de sincronía del ciclo canario respecto a las economías de interés es predominantemente contemporáneo.

En términos de la discusión sobre las reglas de política monetaria, los resultados obtenidos en esta sección apuntan a que Canarias se verá perjudicada por el paso de la política monetaria del Banco de España a la del SEBC, porque el grado de sincronía es mayor entre la economía canaria y la española que entre la economía canaria y la de la UME. No obstante, antes de poder extraer una conclusión definitiva hay que analizar el comportamiento de la otra variable que incluye la regla de Taylor: el comportamiento de la inflación.

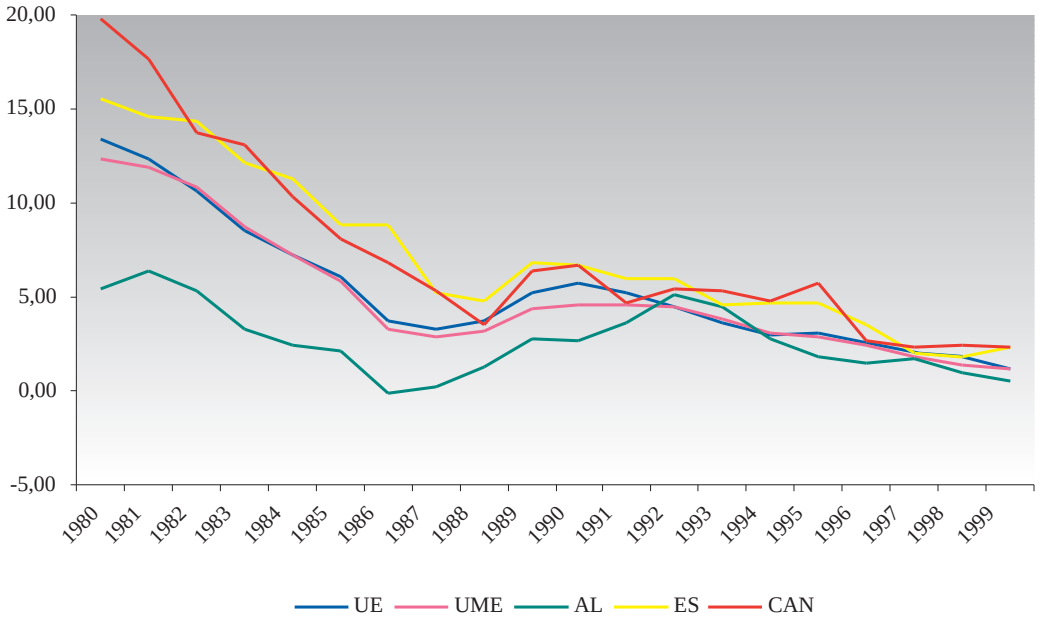
IV. ANÁLISIS DE LOS DIFERENCIALES DE INFLACIÓN Y SU PERSISTENCIA EN LA UME

La otra variable macroeconómica que incluye la regla de Taylor es el comportamiento de la inflación. La mencionada regla predice que cuando la inflación actual se desvía de la inflación objetivo, la autoridad monetaria reaccionaría modificando el tipo de interés nominal.

Imaginemos que en la UME uno de los países miembros (por ejemplo, España) experimenta una tasa de inflación superior a la del resto. El SEBC determina el tipo de interés en función de la inflación de la zona en su conjunto de modo que, seguramente, el tipo de interés elegido sería inferior al que requeriría la economía española para contener las presiones inflacionistas. Por lo tanto, si una economía mantuviese un nivel de inflación persistentemente superior al del resto de sus socios en una unión monetaria, los efectos de la política monetaria única no serían los adecuados para una correcta estabilización de la inflación respecto a su nivel objetivo. Es evidente que el análisis de los diferenciales de inflación juega un papel principal en el estudio de la idoneidad de la política monetaria del SEBC para los diferentes estados miembros. Este mismo debate se puede trasladar a las regiones. Nótese que si la tasa de inflación de una región como Canarias estuviese más cercana a la de la UME que la española, entonces es de esperar que la economía Canaria se vea beneficiada por la formación de la UME.

En el gráfico 4 se recoge la evolución de la tasa de inflación en las diferentes economías que estamos sometiendo a análisis. En principio se podrían distinguir tres tendencias diferenciadas: en primer lugar, tendríamos el comportamiento de la inflación alemana que se mantiene en bajos niveles durante todo el periodo. En segundo lugar, la tasa de inflación de la UE y de la UME que se mantienen ligeramente por encima de la inflación alemana y, en tercer lugar, la inflación de España y de Canarias que se mantienen bastante similares durante el periodo y constantemente por encima de la tasa de inflación de la UE, de la UME y de Alemania. A lo largo del periodo se aprecia una cierta trayectoria de convergencia de las tasas de inflación entre las diferentes economías, llegando a alcanzar un nivel similar en los últimos años de la muestra (1996-99). Esta tendencia ayudaría a reducir los costes que supondría la aplicación de una política monetaria única por parte del SEBC en los casos de la economía canaria y española porque las tasas de inflación observadas están muy cercanas a las de la UME, que son las que toma el SEBC como referencia.

GRÁFICO 4. EVOLUCIÓN DE LAS TASAS DE INFLACIÓN



Fuente: Comisión Europea (2000) e Instituto Nacional de Estadística

Para contrastar de forma más rigurosa la hipótesis de convergencia en las tasas de inflación [21,22], proponemos la aplicación de un test de raíces unitarias sobre las series de los diferenciales de precios entre Canarias y la UME y España y la UME. El test propuesto es el siguiente:

$$\left(\pi_i - \pi_{UME}\right)_t = \beta\left(\pi_i - \pi_{UME}\right)_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ i=CAN, ESP} \qquad (9)$$

Donde π_I es la tasa de inflación canaria o española, π_{UME} la tasa de inflación de la UME y ε es la perturbación. En esta ecuación, si se aceptase la hipótesis nula de que el parámetro β es igual a la unidad, entonces se aceptaría la presencia de una raíz unitaria en la serie estudiada (el diferencial de inflación), lo que implicaría que los shocks que afectan al comportamiento de la serie (ε) tienen efectos permanentes en la evolución de la misma. En este sentido se podría concluir que los diferenciales de precios serían permanentes, no tenderían a desaparecer con el paso del tiempo. Sin embargo, si el parámetro b fuese menor que la unidad, entonces la serie retor-

[21] Lo que permite contrastar la adecuación de la política monetaria única para las economías de Canarias y de España.

[22] Véase el trabajo de Olloqui y Sosvilla-Rivero (1999) para un análisis de esta misma cuestión.

naría hacia su nivel de equilibrio después de verse afectada por un shock [23], lo que equivaldría a afirmar que se produciría un proceso de convergencia [24].

Dos test que permiten valorar de forma adecuada la hipótesis de interés son los test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y de Phillips-Perron (PP). En el cuadro 6 se incluyen los resultados obtenidos al aplicarlos a las series de diferenciales de precios entre Canarias y la UME y España y la UME. Los datos indican que la tasa de inflación de la economía canaria ha tendido a converger con la tasa de inflación de la UME con mayor intensidad que la tasa de inflación de la economía española. De hecho, los resultados reflejan que el diferencial de inflación observado entre la economía española y la UME es permanente, lo que puede deberse a que se encuentra relacionado con terceras variables que no se han incluido en el análisis. La vida media estimada para la duración de las desviaciones de la inflación canaria respecto a la UME toma un valor ligeramente inferior a los 2 años, mostrando una gran capacidad de la economía canaria para mantener la competitividad precio. Este resultado no resulta del todo sorprendente porque la economía canaria se ha caracterizado históricamente por su comportamiento de "tomar precios" del exterior con el objetivo de reducir el coste de la vida en las islas.

CUADRO 6. ANÁLISIS DE LA ESTACIONARIEDAD DE LOS DIFERENCIALES DE INFLACIÓN

	DFA			PP
	τ	δ	Vida-media	τ
España-UME	-1,041	-0,101	6,51	-1,240
Canarias-UME	-2,861**	-0,297	1,97	-3,754**

Notas: * y ** representan, respectivamente, que una serie es significativa al 5 y 1%. τ es el estadístico tau empleado en los test de raíces unitarias en sustitución del estadístico t individual. En el test DFA se utilizó el método *general*-específico propuesto por Campbell y Perron (1991) para seleccionar el número de retardos necesarios para eliminar la presencia de autocorrelación en los residuos. Los cálculos han sido realizados con el programa estadístico Eviews 3.0.

Ahora bien, se puede argumentar que los resultados obtenidos en el cuadro 6 pueden estar influidos por el reducido tamaño de las muestras empleadas al aplicar los test de raíces unitarias, de tal modo que se obtendría que los diferenciales de precios entre España y la UME mostrarían un comportamiento no estacionario

[23] La velocidad con la que la serie retorna a su nivel de equilibrio depende del valor que toma el parámetro b. Cuanto más cercano a la unidad se encuentre su valor, más lento será el proceso de ajuste. Un concepto que puede resultar útil a la hora de valorar la velocidad de ajuste de las series es la vida media, explicada con anterioridad.

[24] En la expresión (9) se podría haber incluido un término constante y una tendencia; sin embargo, la presencia de una constante indicaría que el proceso de convergencia se produce tan sólo hasta un cierto punto (determinado por la constante) mientras que la presencia de una tendencia sugeriría la existencia de un proceso determinista (no estocástico) influyendo en la evolución de la convergencia. Ambas posibilidades no se corresponden con la hipótesis que estamos interesados en contrastar.

aunque realmente se tratase de una serie estacionaria [25]. Por este motivo, se aplica un test de raíces unitarias de panel que mejora la eficiencia del contraste mediante la explotación de la información de corte transversal. Para ello hemos configurado un panel con los diferenciales de inflación entre la economía española y cada uno de los países de la UME, de modo que el número de observaciones disponibles se multiplica por once [26,27]. El test de raíces unitarias de panel empleado, propuesto por Im, Pesaran y Shin (1997) [28], permite aceptar la hipótesis de convergencia de la tasa de inflación española con los países de la UME, aunque la velocidad de dicho proceso (medida por la vida media) sea más lenta que en el caso de la economía canaria (2,94 años frente a 1,97).

La evidencia empírica apoya la hipótesis de convergencia de los diferenciales de inflación entre la economía canaria y la UME y entre la economía española y la UME. Pero a pesar de que se haya producido este importante proceso, esto no significa que una vez alcanzadas unas tasas de inflación cercanas entre sí se puedan producir diferenciales persistentes aunque de pequeña magnitud [29]. El análisis anterior no permite responder a la siguiente pregunta: ¿pueden existir diferenciales de inflación dentro de la UME? Los resultados anteriores indicaban una convergencia de las tasas de inflación y, por lo tanto, una reducción muy importante de los diferenciales, pero resulta evidente que el acercamiento en las tasas de inflación ha venido fundamentalmente impulsado por la puesta en marcha de una política monetaria más restrictiva, impulsada por la formación del Sistema Monetario Europeo y por el cumplimiento de los criterios de Maastricht.

CUADRO 7. TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PANEL PARA LOS DIFERENCIALES DE PRECIOS DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

	T-BAR	δ	Vida media
Datos originales	-3,388**	-0,225	2,72
Datos ajustados	-3,143**	-0,210	2,94

Notas: * y ** representan, respectivamente, que una serie es significativa al 5 y 1%. *T*-BAR representa el valor del test de panel y se distribuye como un normal estándar de una sola cola, siendo los valores críticos a un 5 y un 1% respectivamente: -1,645 y -2,33. Los datos ajustados expresan los diferenciales de precios en desviaciones respecto a la media transversal. Esta transformación se emplea para compensar por la presencia de una elevada tasa de correlación contemporánea entre las series que componen el panel (para más detalles véase el Apéndice 2). Los cálculos han sido realizados con el programa estadístico Eviews 3.0.

[25] Véase Campbell y Perron (1991) y Froot y Rogoff (1994). Como los segundos autores señalan, el reducido tamaño de las series macroeconómicas disponibles en la actualidad impide el correcto contraste de ciertas hipótesis como la de la Paridad del Poder Adquisitivo.

[26] Se incluyen los siguientes países: Bélgica, Alemania, Grecia, Francia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Holanda, Austria, Portugal y Finlandia.

[27] En Sosvilla-Rivero y Gil-Pareja (2002) se emplea este mismo procedimiento para valorar la convergencia de los diferenciales de inflación entre la economía alemana y el resto de países de la UME.

[28] Véase el Apéndice 2 para una descripción detallada del test.

[29] En los trabajos de Fase (2002) y Ledo, Sebastián y Taguas (2002) se evidencia que, de hecho, este puede ser el caso.

Teóricamente, en una unión monetaria no pueden originarse diferenciales de inflación persistentes como motivo de un crecimiento excesivo de la oferta monetaria, ya que en el área existe tan sólo una autoridad monetaria que se supone controla la cantidad de dinero en circulación y ésta se distribuye uniformemente entre las diferentes regiones de acuerdo con sus necesidades reales de liquidez. Nótese que en este sentido el marco de análisis anterior no sería útil para responder a esta cuestión porque seguramente son factores monetarios los que se encuentran detrás del proceso de convergencia de los precios, de modo que a continuación propondremos un marco de análisis adecuado para responder a esta pregunta.

Una primera posibilidad consistiría en el análisis de los diferenciales de inflación entre dos regiones que ya formen parte de una unión monetaria; por ejemplo, entre los diferentes Estados de EE.UU., entre las diferentes Provincias o Comunidades Autónomas de España,... Los trabajos que han seguido esta vía, Cecchetti, Mark y Sonora (1998), Alberola y Márques (1999), Bayoumi y MacDonald (1999), Culver y Papell (1999), Pons y Suriñach (2000), Nenna (2001), Olivera (2001) y Olloqui, Sosvilla-Rivero y Meseguer (2002), han aportado evidencia empírica favorable a una gran persistencia de los diferenciales de inflación entre las regiones de una unión monetaria, rechazándose en ciertos casos la estacionariedad de dichas series. Sin embargo, esta línea de análisis no resultaría útil en nuestro caso porque no nos permitiría analizar la principal cuestión de interés: el diferencial de inflación de Canarias y España con la UME.

Una segunda posibilidad consistiría en el análisis de los tipos de cambio reales. La ventaja de estudiar el comportamiento de los tipos de cambio reales en comparación con los diferenciales de precios radica en que los tipos de cambio reales incluyen en su cálculo a los tipos de cambio nominales. Según la conocida hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo tanto los diferenciales de precios como los tipos de cambio nominales vendrían determinados por la evolución de factores monetarios en cada una de las economías de referencia, de tal modo que al calcular los tipos de cambio reales sus efectos se cancelarían y se esperaría obtener una evolución estacionaria de dicha variable[30]. Si definimos el tipo de cambio real (q) como:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \qquad (10)$$

Donde s es el tipo de cambio nominal (moneda nacional/moneda extranjera), p representa el índice de precios, un asterisco denota una variable extranjera y donde todas las variables están expresadas en logaritmos. Diremos que se cumple la hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo si al estimar:

$$q_t = \alpha + \beta q_{t-1} + \upsilon_t \qquad (11)$$

[30] Para un análisis más detallado de la hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo y los resultados empíricos recientes, véase Froot y Rogoff (1994), Rogoff (1996), MacDonald (1998) y Sarno y Taylor (2002).

Se rechaza la hipótesis nula de que el parámetro b es igual a la unidad (es decir, se rechaza la presencia de una raíz unitaria en el tipo de cambio real). Éste será el marco de análisis que emplearemos en el resto del apartado.

Como señalamos anteriormente, un método adecuado para contrastar la hipótesis de interés consiste en aplicar test de raíces unitarias a las series de tipos de cambio reales entre Canarias y España y la UME. Los resultados obtenidos al aplicar los test de DFA y PP (cuadro 8) evidencian un comportamiento no estacionario del tipo de cambio real, lo que podría ser el reflejo de la existencia de diferenciales de precios permanentes dentro de la UME.

CUADRO 8. ANÁLISIS ESTACIONARIO DE LOS TIPOS DE CAMBIOS REALES

	DFA			PP
	τ	δ	Vida-media	τ
España	-1,758	-0,287	2,05	-1,927
Canarias	-1,642	-0,252	2,39	-1,755

Notas: * y ** representan, respectivamente, que una serie es significativa al 5 y 1%. τ es el estadístico tau empleado en los test de raíces unitarias en sustitución del estadístico t individual. En el test DFA se utilizó el método *general*-específico propuesto por Campbell y Perron (1991) para seleccionar el número de retardos necesarios para eliminar la presencia de autocorrelación en los residuos. Los cálculos han sido realizados con el programa estadístico Eviews 3.0.

No obstante, como ya indicamos anteriormente, los resultados obtenidos al aplicar test de raíces unitarias como los DFA y PP en muestras de tamaño tan reducido como las actuales pueden no resultar apropiados, por lo que conviene emplear test más eficientes como los de raíces unitarias de panel. Los resultados del test de panel (cuadro 9) confirman la impresión anterior para el caso de los tipos de cambio reales de la economía española, mientras que para el caso de Canarias no se pueden extraer conclusiones definitivas[31].

CUADRO 9. APLICACIÓN DE LOS TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PANEL A LOS TIPOS DE CAMBIO REALES

	T-BAR	δ	Vida media
España datos originales	-1,160	-0,289	2,03
Canarias datos originales	-1,989*	-0,340	1,69
Canarias datos ajustados	-1,600	-0,257	2,33

Notas: * y ** representan, respectivamente, que una serie es significativa al 5 y 1%. *T*-BAR representa el valor del test de panel y se distribuye como un normal estándar de una sola cola, siendo los valores críticos a 5 y 1% respectivamente: -1,645 y -2,33. Los datos ajustados expresan los diferenciales de precios en desviaciones respecto a la media transversal. Esta transformación se emplea para compensar por la presencia de una elevada tasa de correlación contemporánea entre las series que componen el panel (para más detalles véase el Apéndice 2). Los cálculos han sido realizados con el programa estadístico Eviews 3.0.

[31] En principio puede rechazarse la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria en los tipos de cambio reales de Canarias, aunque los resultados pueden venir influidos por la presencia de correlación contemporánea entre las diferentes series que componen el panel.

En conjunto, la evidencia empírica presentada en este apartado indica que si bien en los últimos 20 años se ha producido un proceso de convergencia en las tasas de inflación entre Canarias y España con relación a la UME (debido probablemente a la formación del Sistema Monetario Europeo y los criterios de Maastricht), no se puede descartar la posibilidad de que dentro de la UME existan diferenciales de inflación permanentes o persistentes entre las distintas regiones analizadas. Los efectos que podrían originar un diferencial de inflación persistente entre Canarias y la UME revisten una especial gravedad. En primer lugar porque la economía con mayor tasa de inflación (según el análisis realizado, Canarias) experimentaría una pérdida de competitividad (precio) continuada y, en segundo lugar, porque la política monetaria del SEBC no estabilizaría de forma eficiente el comportamiento de la inflación y de la brecha del producto en dicha economía [32].

A continuación trataremos de valorar desde una visión de conjunto cómo se reflejan los hechos analizados en los dos últimos apartados en la evolución de la regla de política monetaria seguida por el SEBC, lo que permitirá extraer lecciones sobre los posibles efectos de la política monetaria única sobre una economía regional como Canarias.

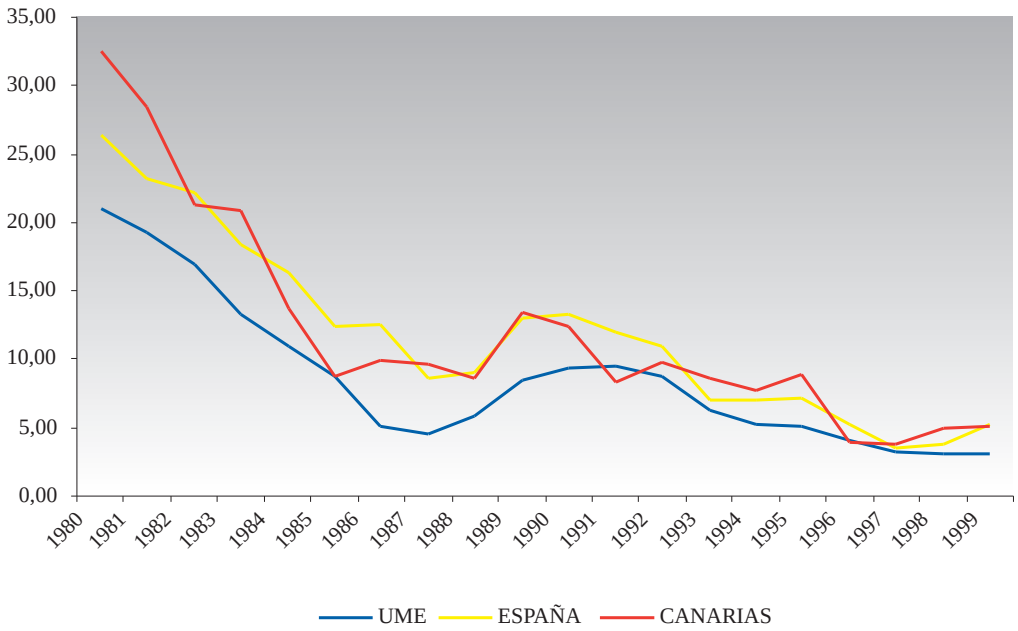
V. CONDICIONES MONETARIAS EN LA ECONOMÍA CANARIA: EL SEBC Y LA REGLA DE TAYLOR

Una regla de política monetaria como la regla de Taylor a pesar de su sencillez es capaz de sintetizar en un solo indicador las condiciones monetarias de una economía. De tal forma que, ante un escenario de presiones inflacionistas y de crecimiento del producto por encima del nivel potencial de la economía, la regla sugeriría la necesidad de elevar los tipos de interés nominales para atajar tal desviación. Partiendo de este simple razonamiento, en el presente apartado se calcularán los tipos de interés propuestos por la regla de Taylor para la UME, la economía española y la economía canaria, expresando de forma sencilla las condiciones monetarias existentes en cada una de dichas áreas. La comparación de los resultados entre la economía canaria y la UME y, por otra parte, la economía canaria y la española permitirá valorar qué entorno institucional se adapta mejor a las condiciones monetarias de la economía canaria. De tal forma que si los tipos de interés calculados mediante la regla de Taylor son más similares entre la economía canaria y la UME que entre la economía canaria y la española, se extraería como conclusión que la formación de la UME y la instrumentación de la política monetaria única ha sido un cambio beneficioso para la economía canaria.

[32] En términos del gráfico 1, presentado en el primer apartado del trabajo, esta circunstancia equivaldría a situarse por encima de la curva de política eficientes (el área en el que se encuentra el punto OM)

El análisis se iniciará mediante una simple inspección gráfica (gráfico 5) de los resultados obtenidos al aplicar la regla de Taylor a la UME, la economía española y la economía canaria. En los resultados destaca, por una parte, que los tipos de interés propuestos por la regla de Taylor para la economía española se encuentren durante todo el periodo analizado por encima de los de la UME. Por otra parte, la serie calculada para la economía canaria muestra una mayor volatilidad que las otras dos, mostrando un perfil similar al que sigue la economía española pero con importantes desviaciones en ciertos periodos. La principal consecuencia de este comportamiento reside en la aproximación que experimenta la serie canaria a la de la UME en momentos puntuales, dificultando valorar con precisión la existencia de una relación más estrecha entre unas series u otras.

GRÁFICO 5. TIPO DE INTERÉS NOMINAL BAJO LA REGLA DE TAYLOR: UME, ESPAÑA Y CANARIAS



Fuente: Elaboración propia con datos de Comisión Europea y Contabilidad Regional de España (INE)

Un método que puede facilitar el análisis de esta cuestión consiste en el cálculo de un índice de tensión monetaria (ITM) [33] para la economía canaria, que consistiría simplemente en aplicar la siguiente fórmula a los datos disponibles:

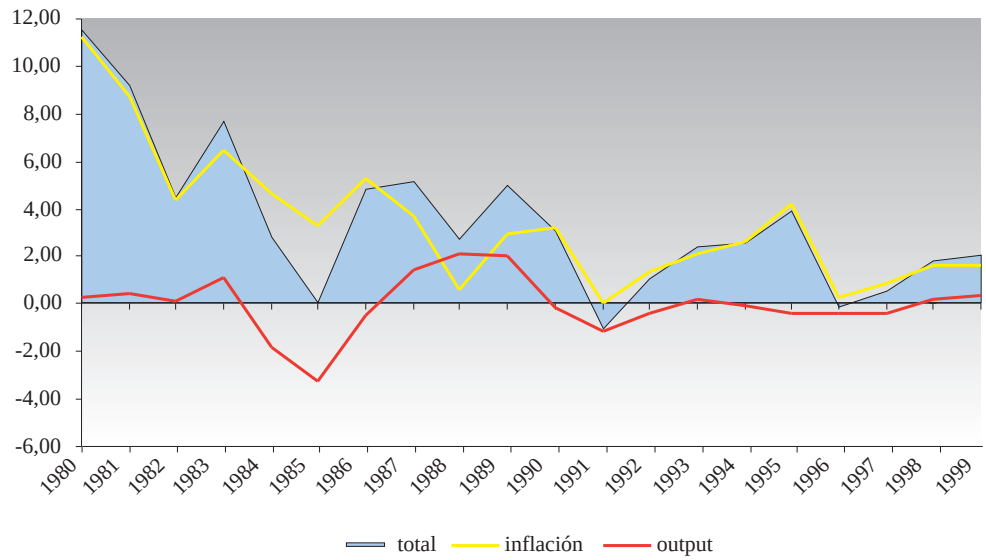
$$ITM_T = i_t^C - i_t^i = 1{,}5\left(\pi_t^C - \pi_t^i\right) + 0{,}5\left(x_t^C - x_t^i\right), \quad \text{i=ESP, UME} \qquad (11)$$

[33] Véase Galí (1999).

El índice de tensión monetaria es básicamente la diferencia de los tipos de interés nominales propuestos por la regla de Taylor en cada economía. Si el índice tomase un valor positivo indicaría que las condiciones monetarias existentes en la economía canaria requerirían una política monetaria más restrictiva por parte de la autoridad monetaria que en las áreas de referencia (España y la UME). Adicionalmente, el índice permite distinguir qué componente del mismo viene explicado por las diferencias observadas en la evolución de la inflación y qué componente viene explicado por la evolución del producto.

En los gráficos 6 y 7 se presentan los índices de tensión monetaria entre la economía canaria y la UME y entre la economía canaria y la española. El índice se ha descompuesto en sus dos factores determinantes: la inflación y la brecha del producto. Las conclusiones que se pueden extraer del análisis de los gráficos no resultan concluyentes. Por un parte, el índice calculado para el caso de Canarias-UME presenta durante casi todo el periodo un signo positivo, lo que indica que el tipo de interés propuesto por la regla de Taylor para la UME resultaría demasiado laxo para las condiciones monetarias de la economía canaria. La explicación a este resultado estriba en gran parte en el comportamiento de la inflación que se ha mantenido en Canarias constantemente por encima de la inflación de la UME, con la excepción del periodo comprendido entre mediados y finales de los 80 donde el comportamiento de la brecha del producto también jugó un papel decisivo. En los últimos años de la muestra y a medida que la inflación se ha ido reduciendo en la economía canaria, el índice de tensión monetaria ha tendido a reducirse aunque se sigue manteniendo en términos positivos, lo que podría venir explicado por la incapacidad de reducir la inflación al mismo nivel que el resto de países europeos y por las mayores tasas de crecimiento experimentadas por la economía canaria que han generado un ciclo expansivo más intenso que en el resto de países de la UME.

GRÁFICO 6. ÍNDICE DE TENSIÓN MONETARIA: CANARIAS-UME

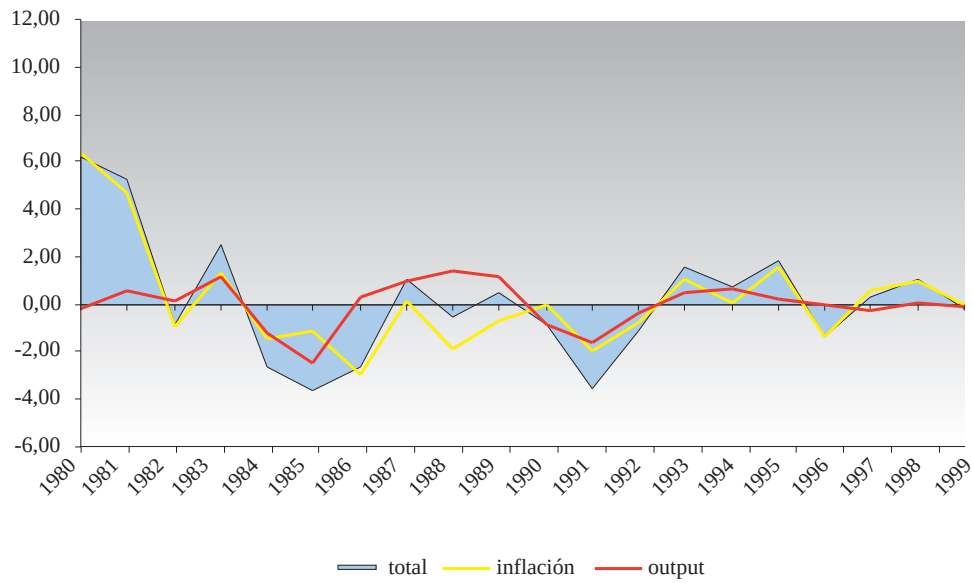


Fuente: Elaboración propia con datos de Comisión Europea (2000) y Contabilidad Regional de España

A diferencia de lo observado entre Canarias y la UME, los resultados obtenidos al calcular el índice de tensión monetaria entre la economía canaria y la española muestran un comportamiento más variable, produciéndose con mayor continuidad los cambios de signo en el índice. En este segundo caso, la responsabilidad del comportamiento de la tasa de inflación y de la brecha del producto en el resultado total se encuentra más repartida.

Cuando comparamos ambos gráficos, se observa con cierta claridad que durante los primeros años de la muestra (1980-1989) el índice de tensión monetaria muestra una relación más estrecha entre las condiciones monetarias de Canarias con España que con la UME. El principal factor explicativo de este resultado es, sin duda, el comportamiento de la inflación. Sin embargo, durante el periodo más cercano resulta más complicado extraer una conclusión definitiva al respecto.

GRÁFICO 7. ÍNDICE DE TENSIÓN MONETARIA: CANARIAS-ESPAÑA



Fuente: Elaboración propia con datos de Comisión Europea (2000) y Contabilidad Regional de España

Ante la imposibilidad de alcanzar una conclusión definitiva sobre los dos casos estudiados, en el cuadro 10 se han calculado diferentes estadísticos que nos permitirán tener una base más firme a la hora de decidir qué condiciones monetarias se encuentran más cercanas a las de la economía canaria. Los estadísticos apuntan que durante el periodo más amplio posible (1980-99) y el primer subperiodo establecido (1980-89) el comportamiento macroeconómico de la economía canaria estuvo más cercano al de la economía española. Sin embargo, durante el segundo subperiodo considerado (1990-99) los resultados no son tan claros porque si bien el comportamiento del índice de tensión monetaria es más estable en el caso de Canarias y la

UME (menor desviación estándar), en conjunto el índice en términos medios muestra un valor menor para el caso de Canarias y España. Además se calculó (para el periodo 1990-99) el índice de correlación contemporánea entre los tipos de interés bajo la regla de Taylor obtenidos para el caso de Canarias y los obtenidos para los casos de la UME y la economía española, obteniéndose unos valores de 0,847 y 0,880 respectivamente. Valorando globalmente los diferentes resultados obtenidos, la evidencia empírica parece señalar que las condiciones monetarias en la economía canaria tienden a encontrarse más cercanas a las de la economía española que a las de la UME, por lo que la formación de esta última ha podido suponer un coste para la economía canaria [34], aunque las diferencias son muy pequeñas.

CUADRO 10. VALORACIÓN DE LOS ÍNDICES DE TENSIÓN MONETARIA: LA REGLA DE TAYLOR

	Desviación Estándar			Media Valor Absoluto		
Total	*1980-99*	*1980-89*	*1990-99*	*1980-99*	*1980-89*	*1990-99*
ITM CAN-UME	3,169	3,342	1,518	3,589	5,330	1,848
ITM CAN-ESP	2,563	3,311	1,625	1,917	2,580	1,254
Inflación						
ITM CAN-UME	2,844	3,039	1,294	3,465	5,131	1,799
ITM CAN-ESP	2,207	2,996	1,113	1,505	2,165	0,845
Brecha Producto						
ITM CAN-UME	1,228	1,704	0,442	0,841	1,314	0,368
ITM CAN-ESP	0,970	1,214	0,665	0,711	0,956	0,467

Notas: Los resultados resumidos en la presente tabla corresponden a la brecha del producto calculada mediante un tendencia cuadrática (GAP1). Los resultados obtenidos con la otra medida propuesta son básicamente los mismos (dichos resultados están disponibles mediante su petición a los autores).

A pesar de que la regla de Taylor ha demostrado tener unas buenas propiedades como indicador de la política monetaria, los valores numéricos concretos propuestos pueden depender de las condiciones económicas o de las preferencias de los agentes de cada economía. Así, los valores propuestos por Taylor (1993) dependen del ámbito en el que fueron calculados, el comportamiento de la Reserva Federal de los Estados Unidos durante un periodo concreto (1987-92), por lo que los valores concedidos a los parámetros de estabilización pueden depender de las condiciones y preferencias

[34] Como ya se ha señalado los resultados presentados en este trabajo deben tomarse con cautela. En este sentido es muy probable que la mayor sincronía existente entre la economía canaria y la española que entre la economía canaria y la UME se derive del simple hecho de que durante el periodo de análisis considerado Canarias compartiera las políticas económicas generales con el territorio español, constituyéndose en el principal mecanismo que ha sincronizado ambos ciclos y condiciones monetarias.

existentes en dicho momento en dicha economía. Para analizar si los resultados anteriores se encuentran determinados por la elección concreta de los valores de los parámetros de estabilización, en el cuadro 11 se han recogido los resultados obtenidos al aplicar la regla de Taylor con los valores de los parámetros obtenidos por Doménech *et al.* (2000).

Las conclusiones que se alcanzan al inspeccionar los nuevos resultados obtenidos no varían respecto de las que se obtenían utilizando los valores de los parámetros propuestos por Taylor (1993). Al mismo tiempo, los índices de correlación contemporánea entre las reglas calculadas para Canarias y la UME y Canarias y España toman unos valores de 0,848 y 0,875 respectivamente, por lo que se vuelve a confirmar la mayor similitud entre las condiciones monetarias de Canarias y las de la economía española en su conjunto.

CUADRO 11. VALORACIÓN DE LOS ÍNDICES DE TENSIÓN MONETARIA: LA REGLA DE TAYLOR (DOMÉNECH *ET AL.*, 2000)

	Desviación Estándar			Media Valor Absoluto		
Total	*1980-99*	*1980-89*	*1990-99*	*1980-99*	*1980-89*	*1990-99*
ITM CAN-UME	3,759	4,073	1,794	4,131	6,203	2,059
ITM CAN-ESP	3,072	3,898	2,061	2,338	3,105	1,570
Inflación						
ITM CAN-UME	3,081	3,292	1,402	3,754	5,558	1,949
ITM CAN-ESP	2,390	3,246	1,206	1,631	2,346	0,916
Brecha Producto						
ITM CAN-UME	1,965	2,726	0,707	1,346	2,103	0,589
ITM CAN-ESP	1,552	1,943	1,064	1,138	1,529	0,747

Notas: Los resultados resumidos en la presente tabla corresponden a la brecha del producto calculada mediante un tendencia cuadrática (GAP1). Los resultados obtenidos con la otra medida propuesta son básicamente los mismos (dichos resultados están disponibles mediante su petición a los autores).

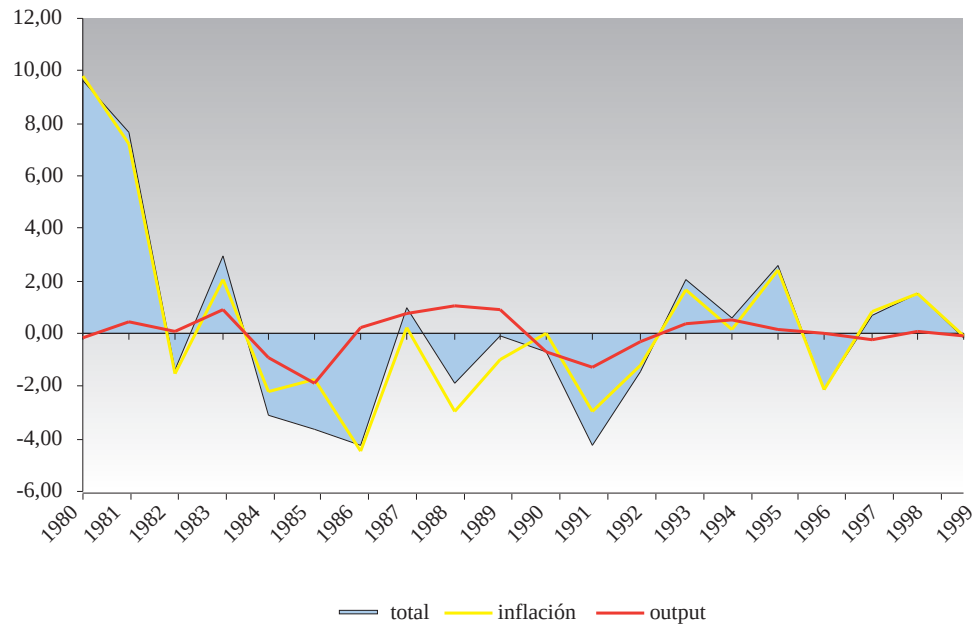
Al comparar las dos reglas se puede observar cómo al utilizar los valores calculados por Doménech *et al.* (2000) aumenta el valor medio del índice de tensión monetaria cuando comparamos las reglas calculadas para Canarias y la UME, siendo además su comportamiento menos estable. En lo que se refiere al grado de correlación contemporáneo de las reglas calculadas para Canarias con relación a las dos economías de referencia, se observa una relación más estrecha entre Canarias y la UME que la que existe bajo la regla con los parámetros originalmente propuestos por Taylor.

Un último detalle que no debe pasar inadvertido es que hasta el 1 de enero de 1999 la economía canaria compartía la política monetaria con el resto del territorio

español. El Banco de España determinaba el tipo de interés de acuerdo con las condiciones económicas existentes y las preferencias de los agentes españoles, de modo que presumiblemente la reacción de los tipos de interés ante desviaciones de la inflación respecto a su nivel objetivo y del producto respecto a su nivel potencial fuese diferente a la predominante en los Estados Unidos o en la UME en su conjunto. Por lo tanto, para poder analizar de manera más adecuada cómo afectará a la economía canaria la formación de la UME, se deberían analizar los resultados obtenidos al aplicar la regla de Taylor para Canarias y España con los valores calculados sobre la base del comportamiento del Banco de España, con los resultados obtenidos al aplicar la regla para Canarias y la UME con los valores calculados a partir del posible comportamiento del SEBC.

Para realizar tal comparación, en el gráfico 8 y en el cuadro 12 se presentan el índice de tensión monetaria obtenido al calcular la regla de Taylor con los valores estimados empíricamente por Díaz-Roldán y Montero (2001) para la economía española.

GRÁFICO 8. ÍNDICE DE TENSIÓN MONETARIA: CANARIAS-ESPAÑA (REGLA DÍAZ-ROLDÁN Y MONTERO, 2001)



Fuente: Elaboración propia con datos de Comisión Europea (2000) y Contabilidad Regional de España

El índice de tensión monetaria entre Canarias y España muestra un comportamiento muy variable que viene fundamentalmente explicado por el comportamiento de la inflación. De modo que entre mediados de los 80 y principios de los 90 la tasa de inflación en la economía canaria se mantuvo por debajo de la tasa de inflación española. mostrando el índice de tensión monetaria un signo negativo indicativo de

que las condiciones monetarias eran más restrictivas en la economía española que lo que hubiera sido óptimo para la economía canaria. Esta circunstancia pudo haber significado un cierto freno al desarrollo económico de Canarias. Sin embargo, a partir del año 1994, aproximadamente, la economía canaria viene mostrando un comportamiento más inflacionista que el resto del territorio español, asociado quizás a la imposibilidad de compensar la alta de inflación interior tomando precios del exterior en un entorno de estabilidad de precios. En cierto modo, a partir de mediados de los 90 la tasa de inflación de la economía española reflejaba las resistencias inflacionista interiores asociadas a la existencia de sectores poco expuestos a la competencia por lo que una economía como la canaria, especializada en dichos sectores (servicios), era incapaz de reducir su tasa de inflación por debajo de la media del resto del territorio español.

CUADRO 12. VALORACIÓN DE LOS ÍNDICES DE TENSIÓN MONETARIA: LA REGLA DE TAYLOR (DÍAZ-ROLDÁN Y MONTERO, 2001)

	Desviación Estándar			Media Valor Absoluto		
Total	*1980-99*	*1980-89*	*1990-99*	*1980-99*	*1980-89*	*1990-99*
ITM CAN-UME	3,596	4,756	2,081	2,589	3,564	1,615
Inflación						
ITM CAN-ESP	3,383	4,595	1,706	2,308	3,320	1,296
Brecha Producto						
ITM CAN-ESP	0,757	0,947	0,519	0,555	0,745	0,364

Notas: Los resultados resumidos en la presente tabla corresponden a la brecha del producto calculada mediante un tendencia cuadrática (GAP1). Los resultados obtenidos con la otra medida propuesta son básicamente los mismos (dichos resultados están disponibles mediante su petición a los autores).

El reflejo de estas circunstancias en los resultados obtenidos para el índice de tensión monetaria indica que su valor medio es inferior al obtenido para los casos de Canarias y la UME, por lo que es de esperar que el cambio de autoridad monetaria haya significado para Canarias un cierto coste económico. Esta conclusión se refuerza por el grado de correlación contemporáneo entre las reglas de Taylor calculadas para Canarias y España con los valores de los parámetros de estabilización propuestos por Díaz-Roldán y Montero (2001), al obtenerse un valor igual a 0,891.

CUADRO 13. VALORACIÓN DE LOS ÍNDICES DE TENSIÓN MONETARIA						
	Desviación Estándar			Media Valor Absoluto		
Total	*1980-99*	*1980-89*	*1990-99*	*1980-99*	*1980-89*	*1990-99*
Taylor (1993)						
ITM ESP-UME	1,919	1,224	1,068	3,285	4,805	1,765
Doménech et al. (2000)						
ITM ESP-UME	2,099	1,221	1,303	3,559	5,217	1,901

Notas: Los resultados resumidos en la presente tabla corresponden a la brecha del producto calculada mediante un tendencia cuadrática (GAP1). Los resultados obtenidos con la otra medida propuesta son básicamente los mismos (dichos resultados están disponibles mediante su petición a los autores).

Para finalizar con esta sección, se ha calculado el índice de tensión monetaria para España y la UME utilizando la regla de Taylor con los valores de los parámetros propuestos en Taylor (1993) y Doménech *et al.* (2000), recogiéndose en el cuadro 13 la desviación estándar y el valor medio en valor absoluto de dicho índice. De la información contenida en tal cuadro se puede extraer que los resultados obtenidos para la economía española son ligeramente mejores que los obtenidos para la economía canaria porque el índice de tensión monetaria muestra un comportamiento de los tipos de interés bajo la regla de Taylor más cercano entre la economía española y la UME que entre la economía canaria y la UME.

En conjunto los resultados empíricos aportados en este trabajo parecen indicar que la formación de la UME ha supuesto un coste económico para la economía canaria, al igual que para la española en su conjunto, debido a que la política monetaria del Banco de España se adecuaba mejor a las condiciones macroeconómicas de la economía canaria que lo que presumiblemente lo hará la política monetaria del SEBC.

VI. CONCLUSIONES

La formación de una unión monetaria constituye un cambio institucional muy importante para las naciones que deciden unirse a la misma. Este cambio induce una serie de costes y beneficios que se relacionan, en parte, con la desaparición de las políticas monetarias nacionales y del tipo de cambio nominal entre las monedas de los estados miembros. Si suponemos que las autoridades monetarias nacionales realizan su "trabajo" correctamente, la pérdida de estos instrumentos de ajuste siempre supondrá un coste para cada nación. Sin embargo, este mismo resultado no es siempre cierto para cada una de las regiones que conforman cada uno de los estados miembros de la unión monetaria. En la medida en que las regiones no disponen de una autoridad monetaria propia, éstas podrían salir beneficiadas de la formación de una unión monetaria si la política monetaria seguida por el banco central supranacional se adecúa mejor a las condiciones macroeconómicas de la región que lo que lo hacía la política monetaria nacional.

El objetivo de este trabajo ha sido analizar esta cuestión en el caso de la economía canaria, con la intención de responder a sí la puesta en marcha de la política monetaria única del SEBC ha supuesto un mayor costes para la economía canaria que para el conjunto de España. Para responder a este interrogante hemos hecho uso del concepto de regla de política monetaria, el cuál puede constituir un procedimiento de política monetaria óptimo para lograr los objetivos que habitualmente se le encomiendan a la autoridad monetaria (estabilización de la inflación respecto a un nivel objetivo y estabilización del ciclo económico) y que por ello ha ido ganando influencia en los últimos años como una guía útil para entender los razonamientos y las acciones de los bancos centrales en los países industrializados.

La regla de política monetaria utilizada en este trabajo, conocida como regla de Taylor, relaciona el tipo de interés nominal sobre el que influye la autoridad monetaria con las desviaciones de la tasa de inflación respecto a su nivel objetivo y con la brecha del producto. Por este motivo se ha estudiado de manera más detallada el comportamiento diferencial de estas variables entre la economía canaria y las economías de referencia: la UME, España, la UE y Alemania. Los resultados obtenidos en estos apartados indican un elevado grado de sincronía cíclica entre la economía canaria y la UME, aunque el grado de sincronía es mayor entre la economía española y la UME. En segundo lugar, la tasa de inflación en la economía canaria ha mostrado una mayor convergencia hacia la media europea que la española aunque también ha estado sujeta a una mayor variabilidad. También se aportó evidencia empírica de que una vez formada la UME podrían persistir diferenciales de inflación destacables entre la economía canaria y española respecto al conjunto de la UME, lo que podría originar costes económicos importantes en estas dos áreas.

Por último, se han calculado los tipos de interés nominales propuestos por diferentes reglas de política monetaria y se han calculado los índices de tensión monetaria que se derivaban de los mismos. Los resultados obtenidos en la sección anterior muestran cómo el comportamiento de los tipos de interés calculados mediante las reglas de política monetaria es más parecido entre la economía española y la canaria que entre la economía canaria y la de la UME. Por otra parte, los tipos de interés resultantes son más parecidos entre la economía española y la de la UME que entre la economía canaria y la de la UME. Por todo ello, creemos que se puede afirmar que la evidencia empírica recogida en este trabajo parece indicar que la formación de la UME ha supuesto un mayor coste económico para la economía canaria que para la economía española en su conjunto, si bien la magnitud del mismo no parece ser muy importante.

VII. APÉNDICE 1: DATOS EMPLEADOS

El conjunto de datos empleado en este trabajo procede, básicamente, de dos fuentes: la publicación *European Economy* de la Comisión Europea (2000) y la base

de datos Tempus del Instituto Nacional de Estadística (INE). A continuación se detallan las diferentes magnitudes utilizadas en el presente trabajo, las transformaciones a las que fueron sometidas y la fuente de la que proceden cada una de ellas:

Producto Interior Bruto (y): Los datos del conjunto de la Unión Europea, Alemania y España proceden de Comisión Europea (2000) y están expresados en ECUs y monedas nacionales en términos constantes (año base 1990), respectivamente. Para el conjunto de la UME se agregó el producto interior bruto en ECUs constantes (base 1990) de los 12 países que hoy en día la constituyen. En el caso de Canarias los datos proceden de la Contabilidad Regional de España que elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE). Están expresados en moneda nacional a precios constantes (año base 1986) y fue preciso enlazar dos series. El periodo temporal empleado abarca desde 1980 hasta 1999, siendo éste el periodo más largo posible para el que hay datos disponibles para la economía canaria. Los datos son anuales.

Índice de Precios al Consumo (π): Los datos para Alemania y España proceden de *International and Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional, así como del Boletín Estadístico del Banco de España. Los datos para el conjunto de la Unión Europea y la UME se calcularon a partir de los datos para cada uno de los países que la integran, ponderándose cada país por el peso que tiene en el Producto Interior Bruto en ECUs constantes del conjunto del área. Los datos de Canarias proceden en su totalidad del INE. Los datos son anuales y se extienden desde 1980 hasta 1999.

Brecha del producto (x): Se calculó mediante la resta del producto interior bruto actual y el producto potencial. Para calcular el producto potencial se emplearon dos técnicas: a) el uso de una tendencia cuadrática y b) el filtro de Hodrick-Prescott.

Tendencia Cuadrática:

$$y_t = \alpha + \beta t + \varphi t^2 + \zeta_t \; ; \quad y_t^n = \alpha + \beta t + \beta t^2 ; \quad x_t = y_t - y_t^n \; ; \quad x_t = \zeta_t \qquad \text{(A1.1)}$$

x_t

Filtro de Hodrick-Prescott:

$$y_t^n \Rightarrow \underset{Y^N}{MIN} \sum_{t=1}^{T} \left(y_t - y_t^n\right)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[\left(y_{t+1}^n - y_t^n\right) - \left(y_t^n - y_{t-1}^n\right)\right]^2 ; \qquad x_t = y_t - y_t^n \qquad \text{(A1.2)}$$

Cuando se aplica el filtro de Hodrick-Prescott a datos anuales se recomienda dar a l un valor igual a 100.

Diferenciales de inflación: Se calcularon como la resta entre la tasa de inflación de la economía canaria y el resto de economías de referencia.

Tipos de cambio nominales (s): Fueron extraídos en su totalidad de Comi-

sión Europea (2000) y representan medias anuales.

Tipos de cambio reales (q): Se calcularon como el valor de una producto nacional en términos de un producto extranjero, de modo que un aumento del tipo de cambio real representa una depreciación y un descenso una apreciación del mismo.

VII. APÉNDICE 2: EL TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PANEL DE IM, PESARAN Y SHIN (1997)

Las ventajas del test de raíces unitarias de panel de Im *et al.* (1997) respecto a otros test de raíces unitarias de panel residen en su sencillez de cálculo y sus buenas propiedades asintóticas. El test permite considerar la existencia de heterogeneidad entre los componentes del panel, la existencia de autocorrelación en los residuos y la existencia de un elevado grado de correlación contemporánea entre los miembros del panel. El test IPS se puede derivar como una aplicación del test de DFA a un panel de datos:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k} \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + v_{i,t} \quad \text{(A2.1)}$$

Donde α es un efecto fijo individual y λ un efecto temporal común. A partir de (15) Im *et al.* (1997) han propuesto dos test alternativos, conocidos como LM-bar y t-bar, y que se calculan como la media de los estadísticos LM y t individuales. En concreto, el estadístico t-bar se define como:

$$t - bar = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \tau_i \quad \text{(A2.2)}$$

Donde τ es el estadístico t obtenido al aplicar el test de DFA a cada una de las series individualmente. Im *et al.* (1997) han propuesto una corrección paramétrica a aplicar dependiendo de los retardos empleados en los test de DFA y el tamaño temporal de las series:

$$T - BAR = \sqrt{N} \left(\frac{(t - bar) - a_T}{\sqrt{b_T}} \right) \sim N(0,1) \quad \text{(A2.3)}$$

El estadístico T-BAR, que se construye a partir del estadístico t-bar, se distribuye como una normal estándar. En Im *et al.* (1997) se tabulan los valores para la media (a_T) y la varianza (b_T). El estadístico T-BAR contrasta la hipótesis nula de que exista una raíz unitaria en todas y cada una de las series del panel contra la hipótesis alternativa de que todas, o algunas, de las series del panel sean estacionarias.

Adicionalmente, la persistencia del panel se puede analizar mediante el cálculo del parámetro β a partir de la media de los valores obtenidos para cada una de las series individuales:

$$\beta - panel = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \beta_i \quad \text{(A2.4)}$$

Por último, si se presume que las series que componen el panel pueden mantener un alto grado de correlación contemporánea entre sí, es recomendable aplicar la siguiente corrección a los datos:

$$\hat{y}_{i,t} = y_{i,t} - \sum_{i=1}^{N} y_{i,t} \quad \text{(A2.5)}$$

La corrección consiste en expresar los datos en desviaciones respecto a la media transversal en cada momento. Al aplicar esta transformación se espera que se reduzca el nivel de correlación contemporánea existente entre las series.

IX. BIBLIOGRAFÍA

ALBEROLA, E.: "España en la unión monetaria. Una aproximación a sus costes y beneficios". *Estudios Económicos n.º 62*. Servicio de Estudios. Banco de España, 1998.

ALBEROLA, E. y MARQUÉS, J.M.: "On the relevance and nature of regional inflation differentials: the case of Spain". *Documento de Trabajo n.º 9913*. Servicio de Estudios. Banco de España, 1999.

ANGELONI, I. y DEDOLA, L.: "From the ERM to the euro: new evidence on economic and policy convergence among EU countries". *Working Paper n.º 4*. European Central Bank, 1999.

ARNOLD, I.: "The regional effects of monetary policy in Europe". *Journal of Economic Integration*, vol. 16, 2001, pp. 399-420.

ARTIS, M. y ZHANG, W.): "Further evidence on the international business cycle and the ERM: is there a european business cycle". *Oxford Economic Papers*, vol. 51, 1999, pp. 122-132.

BALL, L.: "Efficient rules for monetary policy", *Working Paper nº 5952*, NBER, 1997.

BARRIOS, S. y DE LUCIO, J.: "Economic integration and regional business cycle: evidence from the Iberian regions". *Documento de Trabajo 2001-17*. FEDEA, 2001.

BAYOUMI, T. y MACDONALD, R.: "Deviations of exchange rates from purchasing power parity: a story featuring two monetary unions". *IMF Staff Papers*, vol. 46, 1999, pp. 89-102.

BORONDO, C., GONZÁLEZ, Y. y RODRÍGUEZ, B.: "Convergencia cíclica dentro de la UE: el caso de España". *Moneda y Crédito*, vol. 208, 1999, pp. 171-220.

CAMPBELL, J. y PERRON, P.: "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots". *NBER Macroeconomics Annual*, n.º 6, 1991, pp. 141-198.

CAPÓ, J.: "Efectos regionales de la sustitución del Banco de España por el SEBC". *Información Comercial Española,* vol. 796, 2002, pp. 131-136.

CARLINO, G. y DE FINA, R: "Monetary policy and the U.S. States and Regions: some implitacions for the European Monetary Union". *Working Paper n.º 98*-17, Federal Reserve Bank of Philadelphia*,* 1998.

CECCHETTI, S., MARK, N. y SONORA, R.: "Price level convergence among United States cities. Lessons for the European Central Bank". *Working Paper n.º 32*. Oesterreichische Nationalbank, 1998.

CLARIDA, R., GALÍ, J. y GERTLER, M.: "Monetary policy rules in practice: some international evidence". *European Economic Review*, vol. 42, 1998, pp. 1033-1067.

Comisión Europea: "One money, one market". *European Economy*, vol. 44, 1990.

Comisión Europea: "The EU economy 2000 review". *European Economy*, vol. 71, 2000.

COSTA, J. y TREMOSA, R: "Spanish regions and the macroeconomic benefits of the European Monetary Union (EMU)". *Estudios sobre la Economía Española n.º 89*, FEDEA, 2001.

CULVER, S. y PAPELL, D.: "Panel evidence of purchasing power parity using intranational and international data". *Mimeo* Department of Economics, University of Houston, 1999.

DÍAZ-ROLDÁN, C. y MONTERO, A: "Las reglas de política monetaria en la actuación del Banco de España: 1978-1998". *Estudios sobre la Economía Española n.º 97*, FEDEA, 2001.

DOMÉNECH, R., LEDO, M. y TAGUAS, D.: "Some new results on interest rate rules in EMU and in

the US". *Working Paper n.º 2/00*. Servicio de Estudios, BBVA, 2000.

EICHENGREEN, B.: "Is Europe an optimum currency area?". *CEPR Discussion Paper n.º 478*, 1990.

FASE, M: "Inflation differentials and their convergence in EMU", *De Economist*, vol. 150, 2002, pp. 211-217.

FATÁS, A: "Los efectos de la UME en el ciclo económico español". En Marimón, R. (ed) *El euro y sus repercusiones sobre la economía española*. Fundación BBV, 1999, pp. 153-183.

FRANKEL, J. y ROSE, A.: "Is EMU more justifiable ex post than ex ante?". *European Economic Review*, vol. 41, 1997, pp. 753-760.

FRANKEL, J. y ROSE, A: "The endogeneity of the optimum currency area". *The Economic Journal*, vol. 108, 1998, pp. 1009-1025.

FROOT, K. y ROGOFF, K: "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates". NBER. working *papers, n.º 4952*, 1994.

GALÍ, J: "La política monetaria europea y sus posibles repercusiones sobre la economía española". En Marimón, R. (ed) *El euro y sus repercusiones sobre la economía española*. Fundación BBV, 1999, pp. 291-322.

GERLACH, R. y SMETS, F.: "Output gaps and monetary policy in the EMU area". *European Economic Review*, vol. 43, 1999, pp. 801-812.

GERLACH, R. y SMETS, F.: "The Taylor rule and interest rates in the EMU area: a note". *Working Paper n.º 73*, BIS, 1999.

De GRAUWE, P.: *Economics of monetary union*. Fourth edition. Oxford University Press, 2000.

IM, K., PESARAN, H. y SHIN, Y.: "Testing for unit roots in heterogeneous panels". *Mimeo* Trinity College. University of Cambridge, 1997.

KRUGMAN, P.: "Policy problems of a monetary union", en De Grauwe, P. y Papademos, L. (eds) *The European Monetary System in the 1990s*. Longman, 1990.

LEDO, M., Sebastián, M. y TAGUAS, D.: "El diferencial de inflación entre España y la UEM". *Papeles de Economía Española*, vol. 91, 2002, pp. 13-25.

LLORCA, R. y MARTÍNEZ-SERRANO, J.: "Fluctuaciones cíclicas y políticas macroeconómicas". En Myro, R. (ed) *Economía europea. Crecimiento, integración y transformaciones sectoriales*, Civitas, 2000, pp. 51-71.

De LUCIO, J. e IZQUIERDO, M.: "Local responses to a global monetary policy: the regional structure of financial systems". *Documento de Trabajo 99-14*, FEDEA, 1999.

MacDONALD, R: "What do we really know about real exchange rates?". *Working papers n.º 28*. Oestereichische Nationalbank, 1998.

MUNDELL, R: "Theory of optimum currency areas". *American Economic Review*, vol. 51, 1961, pp. 657-665.

NENNA, M.: "Price level convergence among Italian cities: any role for the Harrod-Balassa-Samuelson hypothesis?". *Working Paper n.º 64*, May. University of Rome La Sapienza, 2001.

OLIVERA, A: "Diferenciales de inflación en las regiones españolas bajo la hipótesis de Balassa-Samuelson". *Revista de Estudios Regionales* (en prensa), 2001?

OLLOQUI, I. y SOSVILLA-RIVERO, S: "Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea". *Documento de Trabajo n.º 99-12*, FEDEA, 1999.

OLLOQUI, I., SOSVILLA-RIVERO, S. y ALONSO, J.: "Convergencia en precios en las provincias españolas". *Información Comercial Española*, vol. 797, 2002, pp. 160-178.

ORTEGA, E.: "The Spanish business cycle and its relationship to Europe". *Documento de Trabajo n.º 9819*. Servicio de Estudios, Banco de España, 1998.

PONS, E. y SURIÑACH, J.: "Persistencia, raíces unitarias y convergencia regional de las tasas

de inflación en España". *Estudios sobre la Economía Española n.º 84*, FEDEA, 2000.

RAMOS, R., CLAR, M. y SURIÑACH, J.: "Specialisation in Europe and asymmetric shocks: potential risks of EMU", en Fischer, M. y Nijkamp, P. (eds) *Spatial dynamics of european integration*, Springer-Verlag, 1999, pp. 63-93.

RAMOS, R., CLAR, M. y SURIÑACH, J.: "Efectos regionales de la política monetaria: implicaciones para los países de la zona euro". III Encuentro de Economía Aplicada, 2000.

RAMOS, R., OLLERO, J. y SURIÑACH, J.: "Análisis de los efectos macroeconómicos de la unión monetaria europea a nivel regional". XXVII Reunión de Estudios Regionales, 2001.

RODRÍGUEZ-FUENTES, C.: "Dinero, regiones y políticas monetarias". *Perspectivas del Sistema Financiero,* vol. 75, 2002, pp. 25-38.

ROGOFF, K.: "The purchasing power parity puzzle". *Journal of Economic Literature*, vol. 34, 1996, pp. 647-668.

RUDEBUSCH, G. y SVENSSON, L.: "Policy rules for inflation targeting", en Taylor, J. (ed) *Monetary policy rules*. Chicago University Press, 1999.

SACHS, J. y SALA-I-MARTIN, X: "Federalismo fiscal y áreas monetarias óptimas: enseñanzas para Europa de la experiencia de EE.UU." en Ahijado, M. y Navascués, M. (eds) *Lecturas sobre unión económica y monetaria europea. Áreas monetarias óptimas: evidencia empírica en Europa*. Ed. Pirámide, 1998, pp. 155-190.

SARNO, L. y TAYLOR, M.: "Purchasing power parity and the real exchange rate". *IMF Staff Papers*, vol. 49, 2002, pp. 65-105.

SOSVILLA-RIVERO, S. y GIL-PAREJA, S.: "Price convergence in the European Union". *Documento de Trabajo n.º 2002-12*, FEDEA, 2002.

SVENSSON, L.: "Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets". *European Economic Review*, vol. 41, 1997, pp. 1111-1147.

SVENSSON, L.: "Monetary policy issues for the eurosystem". *Seminar Paper n.º 667*. Institute for International Economic Studies, 1999.

SVENSSON, L.: "The inflation forecast and the loss function". *Mimeo* Department of Economics. University of Princeton. Disponible en: www.princeton.edu/~svensson.

TAYLOR, J.: "Discretion versus policy rules in practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, 1993, pp. 195-214.

VIÑALS, J.: "El marco general de la política monetaria única: racionalidad, consecuencias y cuestiones pendientes". *Documento de Trabajo n.º 9907*. Servicio de Estudios, Banco de España, 1999.

VIÑALS, J. y JIMENO, J.: "The impact of EMU on european unemployment". *Working Paper n.º 34*, Oesterreichische Nationalbank, 1998.