

DOCUMENTOS DE TRABAJO

BILTOKI

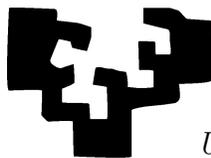
D.T. 97.18

Contrastando convergencia: La relación entre las libras
irlandesa y esterlina en el contexto del SME

Javier Fernández Macho¹ and María José Roca Castro
Departamento de Econometría y Estadística
and Instituto de Economía Pública
Euskal Herriko Unibertsitatea-Universidad del País Vasco

Departamentos de
ECONOMETRÍA Y ESTADÍSTICA (E.A. III),
FUNDAMENTOS DEL ANÁLISIS ECONÓMICO,
HACIENDA Y SISTEMAS FISCALES (E.A. II)
e INSTITUTO DE ECONOMÍA PÚBLICA

eman ta zabal zazu



Universidad del País Vasco
Euskal Herriko Unibertsitatea

Facultad de Ciencias Económicas.
Avda. Lehendakari Aguirre, 83
48015 BILBAO.

Contrastando convergencia: La relación entre las libras irlandesa y esterlina en el contexto del SME

Javier Fernández Macho[†] and María José Roca Castro

Departamento de Econometría y Estadística

and Instituto de Economía Pública

Euskal Herriko Unibertsitatea-Universidad del País Vasco

Agosto 1997

Resumen

Este trabajo pretende analizar la estabilidad del tipo de cambio entre las libras irlandesa y esterlina. Con este fin, desarrollamos primero un procedimiento ya sugerido por Haldane y Hall (1991), basado en una regresión con parámetros cambiantes y proponemos un nuevo contraste estadístico de la hipótesis nula de no convergencia frente a la alternativa de tendencia hacia la convergencia. El interés de la aplicación estriba en el hecho de que Irlanda y el Reino Unido representan dos países que tradicionalmente han mantenido unas relaciones comerciales muy fuertes, lo cual en la práctica les obliga a mantener un tipo de cambio muy estable, “casi fijo”. Con el advenimiento del SME, ambos se encuentran sometidos a la misma disciplina, lo que facilita el mantenimiento de su tradicional estabilidad mutua. Pero en el momento en que la libra esterlina abandona el SME, se plantean las siguientes preguntas: ¿cuál es

**Correspondencia a:* J. Fernández-Macho, Dpto. de Econometría y Estadística, Fac. de Ciencias Económicas (UPV/EHU), Lehendakari Agirre 83, E48015 BILBAO, Spain. e-mail (internet): jf@alcib.bs.ehu.es. El presente estudio forma parte del proyecto de investigación PI 94/90 financiado por el Dpto de Educación, Universidades e Investigación del Gobierno Vasco, al que agradecemos la ayuda prestada. Igualmente, agradecemos a Jorge Virto sus comentarios a una versión anterior.

[†]*Correspondencia a:* J. Fernández-Macho, Dpto. de Econometría y Estadística, Fac. de Ciencias Económicas (UPV/EHU), Lehendakari Agirre 83, E48015 BILBAO, Spain. e-mail (internet): jf@alcib.bs.ehu.es. El presente estudio forma parte del proyecto de investigación PI 94/90 financiado por el Dpto de Educación, Universidades e Investigación del Gobierno Vasco, al que agradecemos la ayuda prestada. Igualmente, agradecemos a Jorge Virto sus comentarios a una versión anterior.

el camino a seguir por la libra irlandesa?, ¿hasta qué punto la política monetaria de Irlanda puede compatibilizar ambos intereses?.

PALABRAS CLAVE: Raíces Unitarias, Parámetros Cambiantes, Filtro de Kalman, Estabilidad Monetaria, Tipos de Cambio.

1 Introducción

Con la creación de la CEE y posteriormente el SME (Sistema Monetario Europeo) aparece un nuevo marco de análisis para los tipos de cambio en Europa. El objetivo con el que nace el SME es ofrecer un área estable para así reducir la variabilidad de los tipos de cambio facilitando con ello el comercio intracomunitario y la transición hacia la Unión Europea. El instrumento básico para alcanzar esta estabilidad es el Mecanismo de Tipos de Cambio (ERM). A los tipos de cambio se les permite fluctuar siempre que se mantengan dentro de los límites establecidos por ciertas bandas de manera que si alguno de los tipos alcanzará uno de los límites de fluctuación, los bancos de las monedas implicadas tendrían que llevar a cabo políticas de intervención adecuadas con el fin de mantener su tipo de cambio dentro de los límites marcados por dichas bandas. En este contexto ha surgido así abundante literatura dedicada a analizar la credibilidad del SME. (Véase, entre otros Walsh (1993), Masson (1994), Gómez Puig y Montalvo (1995), etc.).

En este trabajo analizaremos por un lado la relación entre los tipos de cambio *esterlina-marco* (\pounds/DM) y *esterlina-dólar* ($\pounds/\$$), con el fin de comprobar que la libra esterlina se desvincula del resto de monedas del SME una vez que lo abandona, de modo que realmente puede ser considerada como una referencia externa. Bajo este supuesto se estudia a continuación la estabilidad del *punt* dentro del SME, frente a su tradicional relación con la libra esterlina, lo cual cobra especial importancia a partir del momento en que esta última abandona el sistema.

Dado que las relaciones cambiarias no se mantienen constantes a lo largo del tiempo, el punto de partida lo constituye el trabajo de Haldane y Hall (1991) quienes consideran un sistema de ecuaciones con parámetros cambiantes para analizar la evolución que presentan en el tiempo los tipos de cambio de la libra esterlina con el dólar y el marco ($(\pounds/\$)$ y (\pounds/DM)). La conclusión que alcanzan en su trabajo con tipos de cambio diarios entre el 1 de enero de 1976 y el 31 de agosto de 1989 es que el tipo de cambio $(\pounds/\$)$ se debilita durante ese periodo a medida que gana estabilidad el tipo de cambio (\pounds/DM) . En base a este resultado, el ERM juega en principio un papel importante como instrumento estabilizador dentro del sistema de cambios, papel que habría de matizarse cuando otros intereses —como en el caso de la libra irlandesa— entran en juego.

El trabajo se organiza de la siguiente forma:

En la sección 2 se define el concepto de convergencia en las uniones regionales y su relación con conceptos estadísticos tales como estacionariedad y cointegración, utilizando un modelo de factor externo con parámetros cambiantes. En la sección 3 se propone un contraste estadístico de la hipótesis nula de no convergencia frente a la alternativa de tendencia hacia la convergencia y se estudian sus propiedades mediante simulaciones de Monte Carlo.

En la sección 4 se analiza el comportamiento de la libra esterlina frente al marco y al dólar, con datos diarios entre el 1 de enero de 1979 y el 31 de agosto de 1995, con el fin de demostrar como la libra esterlina, al desvincularse del SME, puede así actuar como referencia externa para el punt irlandés. En la sección 5 se analiza la evolución a lo largo del tiempo de los tipos de cambio entre el *punt* irlandés, la libra esterlina y el marco ($\mathcal{L}^I/\mathcal{L}$ y \mathcal{L}^I/DM). Por último, la sección 6 presenta las conclusiones.

2 Convergencia, cointegración y estacionariedad relativa

Convergencia es un concepto especialmente relevante dentro de la economía internacional. Aun cuando su definición aparece particularmente difusa en la literatura, el término convergencia suele aplicarse generalmente en situaciones en las que ciertas variables económicas referidas a distintos países tienden a acercarse en un cierto plazo. Así, resulta especialmente relevante en la teoría económica del crecimiento, donde, al hablar de países en vías de desarrollo, convergencia a menudo viene a implicar su progresivo acercamiento a los niveles de las economías más desarrolladas. En contextos de uniones regionales de carácter económico (p.ej. la Unión Europea) la definición formal del concepto es incluso más esquivada, viniendo a significar que las variables macroeconómicas de los países integrantes tiendan a seguir unas ciertas pautas comunes, posiblemente definidas en función de diferencias relativas, etc.

A primera vista, la noción de convergencia y el concepto estadístico de cointegración aparecen íntimamente ligados entre sí. Convergencia implica que dos series mantienen cierto ‘equilibrio’, no pudiendo separarse a largo plazo, de modo que están cointegradas. Más concretamente, entre un grupo de variables integradas de orden uno (no estacionarias) se

dice que hay cointegración cuando existe al menos una combinación lineal estacionaria entre ellas. En general, el vector cointegrante puede tomar cualquier valor no trivial, de modo que un análisis de cointegración delataría la posible presencia tanto de ‘clubs de convergencia’ como de múltiples tendencias comunes cuyo estudio es muy importante para el análisis de la convergencia. No obstante, hay que tener en cuenta que los criterios de convergencia no suelen definirse como relaciones multivariantes, sino como relaciones entre *pares* de variables (cada dos países entre sí, cada país respecto a un líder o una referencia etc.). El análisis *de cumplimiento* queda así restringido a relaciones entre pares de variables y vectores cointegrantes del tipo $(1, -1)$, lo que implícitamente supone la existencia de una única tendencia común. Es decir, el concepto de cointegración queda en este caso restringido de tal forma que implica diferenciales estacionarios.

Sea $X_i(t)$ la variable del país i que define el criterio de convergencia que se desea analizar, con $i \in \mathcal{U}$ donde \mathcal{U} representa una cierta unión regional (p.ej. la Unión Europea), y sea $X_{\mathcal{U}}(t)$ la medida de referencia correspondiente a dicho criterio (p.ej. un país considerado líder dentro de la unión, un promedio de los tres mejores países, etc.).

Definición 1 (convergencia) *El país i ha convergido en términos del criterio X cuando*

1. *el diferencial del país i respecto al líder o referencia*

$$y_i(t) = \log X_i(t) - \log X_{\mathcal{U}}(t) = \log \left(\frac{X_i(t)}{X_{\mathcal{U}}(t)} \right) \quad (1)$$

sigue un proceso estacionario y

2. *la media y la varianza del proceso son tales que la probabilidad del intervalo definido por el criterio es suficientemente alta.*

Es preciso señalar que, en virtud de nuestra definición, la estacionariedad de los diferenciales no sólo es necesaria para definir un *estado* de convergencia sino también durante algún *proceso* conducente a ella. Nótese que esto contradice la opinión de algunos autores (Hall, Robertson y Wickens 1992, Caporale y Pittis 1993) que han venido a señalar que tal estacionariedad no es un requisito ni necesario ni suficiente para la convergencia. En particular Caporale y Pittis (1993), en un artículo sobre convergencia de tasas de inflación

en el SME en el que critican el trabajo de Artis y Nachane (1990) apoyando la tesis del liderazgo alemán, afirman que el análisis de cointegración de estos últimos sólo sería capaz de medir convergencia una vez que esta hubiera sido conseguida, pero que, durante el importante periodo de transición, ‘convergencia’ es un proceso gradual que implica diferenciales decrecientes y, por tanto, los contrastes estadísticos no detectarían ninguna estacionariedad.

Esta postura es poco clara ya que cuando se afirma que ‘convergencia’ es un proceso gradual que implica diferenciales decrecientes, resulta erróneo concluir que la serie de diferenciales ha de ser forzosamente no estacionaria. De hecho, los procesos no estacionarios, al no tener momentos bien definidos, se caracterizan por deambular sin decidirse por un valor concreto. Por tanto, dado que el decrecimiento de los diferenciales no se supone sin límite sino tendente a su estabilización en torno a un cierto valor —cero usualmente— tales diferenciales decrecientes estarían delatando su estacionariedad incluso durante el periodo de transición.

No obstante, cabe la duda sobre si los contrastes estadísticos detectarían o no tal estacionariedad en tales circunstancias, es decir, durante un periodo transitorio en el que son forzados a decrecer hasta estabilizarse en torno a digamos cero. La evidencia encontrada, mediante simulación, para el contraste de Dickey y Fuller (1979) muestra como un valor inicial distinto de la media hace que la distribución empírica se desplace notoriamente hacia la izquierda respecto de la posición correspondiente a un valor inicial igual a la media del proceso. La conclusión es bien clara: los contrastes de raíces unitarias detectan fácilmente la estacionariedad del proceso en base a una muestra decreciente que tiende hacia su media cero incluso con tamaños relativamente pequeños y raíces cercanas a la unidad, contradiciendo así la explicación de Caporale y Pittis (1993) achacando la falta de rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en los diferenciales al periodo de transición hacia la convergencia.

Aun cuando, por todo lo anterior, la estacionariedad de los diferenciales es una condición necesaria de convergencia, la cointegración país-referencia no es suficiente por si sola ya que esta sólo asegura que las diferencias respecto a la norma son estacionarias sin decir nada sobre su tamaño, así la probabilidad de cumplir el criterio de convergencia puede ser insignificante si la media o la varianza no son compatibles con el intervalo determinado por el criterio. Nuestra definición 1 requiere que los dos primeros momentos definan un intervalo de confianza moderada compatible con el intervalo definido por el criterio. De esta

forma se previene la posibilidad de que diferenciales constantes (y, por tanto, estacionarios), o bien diferenciales excesivamente volátiles (estacionarios, pero con escasa probabilidad de mantenerse dentro del intervalo) sean tomados como indicativos de convergencia.

2.1 El modelo de factor externo

Sea $X_{\mathcal{W}}(t)$ la medida del criterio en cuestión correspondiente a un factor externo a la unión regional \mathcal{U} (p.ej. un país considerado líder mundial fuera de la unión, un promedio mundial, etc.). Definimos el diferencial del factor externo respecto a la unión como

$$\begin{aligned} z(t) &= \log X_{\mathcal{W}}(t) - \log X_{\mathcal{U}}(t) \\ &= \log \left(\frac{X_{\mathcal{W}}(t)}{X_{\mathcal{U}}(t)} \right). \end{aligned}$$

En términos de la definición 1 sólo tiene sentido hablar de convergencia dentro de la unión regional \mathcal{U} , por lo que el diferencial $z(t)$ sigue *a fortiori* un proceso no estacionario, p.ej. $z(t) \sim I(1)$. Si fuera estacionario el factor externo pertenecería en cierto sentido a la unión lo que supone una contradicción.

De esta forma la regresión

$$y_i(t) = \alpha + \beta z(t) + u(t) \tag{2}$$

puede utilizarse para contrastar la hipótesis (H_0) de convergencia durante un cierto periodo, dado que una variable $I(1)$ nunca es relevante en la explicación de una variable $I(0)$. Es decir, bajo H_0 tenemos que el regresando es $I(0)$, luego es obvio que $\hat{\beta}_{MCO} \rightarrow \beta = 0$ ya que $z(t)$ es forzosamente una variable irrelevante. Mientras, bajo la alternativa, tenemos que el regresando será $I(1)$, luego $\hat{\beta}_{MCO} \rightarrow c \neq 0$ ya que, en este caso, o bien $\{y_i(t), z(t)\}$ forman un par cointegrado, en cuyo caso $z(t)$ no es irrelevante, o bien la regresión es espuria, en cuyo caso β es inconsistentemente estimado por un $\hat{\beta}_{MCO} \neq 0$, (véase Stock (1987)).

Uno de los principales problemas con que nos encontramos a la hora de estudiar la convergencia mediante los típicos contrastes estadísticos de integración y de cointegración se deriva del carácter estático de estos contrastes. De hecho, si un país se encuentra inmerso en un proceso de convergencia hacia una determinada norma, las diferencias se harán gradualmente más pequeñas durante el proceso: ¿es esto como consecuencia del retorno a su media

característico de las series estacionarias o como consecuencia de un cambio estructural?. El comportamiento de los contrastes habituales es distinto en tales circunstancias y, por lo tanto, durante ese periodo de tiempo puede darnos una indicación errónea. Si dicho periodo de convergencia es relativamente importante dentro de la muestra temporal bajo estudio, no es de extrañar que las indicaciones del contraste estático resulten dudosamente aplicables a toda la muestra. Es bastante probable que lo anterior ocurra a partir de la fecha de creación del propio criterio de convergencia, pero, en cualquier caso, la duración del proceso de ajuste puede no resultar evidente.

Haldane y Hall (1991) esbozan un procedimiento basado en un modelo de parámetros cambiantes que, sin llegar a constituir un contraste propiamente dicho, sí permite una visualización dinámica del posible proceso de convergencia. Una reinterpretación de este procedimiento más acorde con nuestros objetivos se describe a continuación.

Como en la sección anterior, sea $\{y_i(t)\}$ nuestra variable de interés y sea $\{z(t)\}$ una variable que sabemos generada por un proceso $I(1)$. Típicamente $z(t)$ corresponde a la probable causa específica de falta de estacionariedad en $y_i(t)$ bajo la hipótesis alternativa. Consideremos una variante del modelo de factor externo (2) con parámetros cambiantes

$$y_i(t) = \beta_t z(t) + u(t), \quad (3)$$

donde permitiremos que $\{\beta_t\}$ se comporte de acuerdo a un proceso de paseo aleatorio, mientras que $\{u_t\}$ sigue un Modelo de Nivel Local (LLM) (Harvey 1989), independiente de $\{\beta_t\}$, con el propósito de capturar otros efectos no estacionarios no atribuibles a $z(t)$

$$\begin{aligned} u(t) &= \alpha_t + \varepsilon_t \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \eta_t ; \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \end{aligned} \quad \left(\begin{array}{c} \varepsilon_t \\ \eta_t \\ \zeta_t \end{array} \right) \sim \text{iid} \left[\left(\begin{array}{c} 0 \\ 0 \\ 0 \end{array} \right), \sigma^2 \left(\begin{array}{cc} 1 & \\ & q_\eta \\ & & q_\zeta \end{array} \right) \right]. \quad (4)$$

En un contexto estático, es claro que si $\{y_i(t)\}$ es $I(0)$ entonces $\{\alpha_t = \alpha\}$ y $\{\beta_t = 0\}$ para todo t (es decir, $q_\eta = q_\zeta = 0$, $\alpha_0 = \alpha$ y $\beta_0 = 0$). Esto implica que si $\{y_i(t)\}$ se está transformando en un proceso $I(0)$ entonces $\{\alpha_t\}$ tenderá a una constante mientras que $\{\beta_t\}$ tenderá a cero. Por otro lado, recuérdese que si $\{y_i(t)\}$ fuera $I(1)$ (hipótesis alternativa cierta) entonces, o bien $\{y_i(t), z(t)\}$ forman un sistema cointegrado, en cuyo caso $\{\alpha_t = \alpha\}$ y $\{\beta_t = \beta \neq 0\}$ de forma que $z(t)$ representa la alternativa específica (probable causa de falta de estacionariedad), o bien la relación es espuria, en cuyo caso la estimación de β es

inconsistente. De todo ello se deduce que la inspección gráfica de la evolución temporal del coeficiente β_t puede ser un interesante instrumento a la hora de visualizar si la serie de interés parece tender o no a algo estacionario.

En los estudios de convergencia tanto $y_i(t)$ como $z(t)$ son diferenciales (en logaritmos o porcentuales) del país respecto a sendas referencias interna (típicamente determinada por el criterio a seguir, p.ej. Maastrich) y externa (típicamente EEUU) respectivamente. Así, por ejemplo, utilizaremos diferenciales de inflación (medidos como incrementos logarítmicos de los ratios de sus respectivos índices de precios) al estudiar la convergencia en precios, diferenciales de tipos de interés (medidos como incrementos logarítmicos de los ratios de sus respectivos bonos) al estudiar la convergencia en valor de bonos a largo plazo, etc. De idéntica forma, al estudiar la estabilidad de la libra dentro del SME en este artículo utilizaremos logaritmos de tipos de cambio

$$y = \log \frac{\pounds}{DM} \quad z = \log \frac{\$}{DM} \sim I(1).$$

En cuyo caso, si \pounds y DM ya han convergido entonces $\{y(t)\} \sim I(0)$ y observaremos que $\{\beta_t = 0\}$ mientras que si \pounds y DM están convergiendo entonces $\{\beta_t\}$ tenderá a cero. Por otro lado, si \pounds y DM no están convergiendo en forma alguna entonces observaremos que $\{\beta_t\}$ no tiende a cero.

Obviamente, existe cierto arbitraje entre las tres variables $X_i(t)$, $X_U(t)$, $X_W(t)$ que definen los dos diferenciales y, z en (3). De hecho, definiendo el diferencial del país i respecto a la referencia externa como

$$y_i^*(t) = \log X_i(t) - \log X_W(t) = \log \left(\frac{X_i(t)}{X_W(t)} \right)$$

tenemos que

$$y_i^*(t) = (\beta_t - 1)z(t) + u(t),$$

con β_t y $u(t)$ como en (4).

3 Un contraste de convergencia

Considérese el modelo (3) con $\beta_t \equiv 0$

$$\begin{aligned} y(t) &= \alpha_t + \varepsilon_t \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad ; \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \\ & q \end{pmatrix}$$

donde $\{y(t)\}$ representa típicamente el diferencial de cierto país respecto de la referencia relevante para cumplir un determinado criterio de convergencia. De esta forma $y(t)$ sigue un LLM que depende de un cociente señal/ruido (q) cuyo estimador máximo-verosímil ha recibido amplia atención en la literatura de series temporales (Shephard y Harvey (1990), Fernández Macho (1996)). En particular, el modelo implica un comportamiento I(1) en general, excepto si $q = 0$, en cuyo caso genera un comportamiento I(0) en torno a un nivel determinista, lo que, evidentemente, no permite situaciones de transición como las que aquí resultan ahora de interés. No obstante, esta circunstancia puede tenerse en cuenta fácilmente permitiendo que el cociente señal/ruido evolucione en el tiempo de acuerdo al siguiente esquema

$$q_t = (1 + e^{-\theta})^{-1} q_{t-1} \quad ; \quad q_0 = q. \quad (5)$$

Es evidente que con $\theta \rightarrow \infty$ se obtiene el caso extremo en que $q_t = q$ para todo t , reproduciéndose así el modelo anterior; pero para cualquier valor finito de θ tenemos una infinita gama de posibilidades en las que $q_t \rightarrow 0$: es decir, si $\{y(t)\}$ representa el diferencial entre dos series, entonces ambas series están convergiendo ya que dicho diferencial se convierte en estacionario en un plazo de tiempo más o menos largo, siendo el valor concreto de θ el determinante de la velocidad en la que se transita a la situación estacionaria.

El modelo completo puede expresarse en forma *espacio de los estados*:

$$\begin{aligned} y(t) &= z' \mu_t + \varepsilon_t \\ \mu_t &= \Phi \mu_{t-1} + \eta_t^\mu \end{aligned} \quad (6)$$

con

$$\begin{aligned} \mu_t' &= [\alpha_t \quad q_{t+1}] \\ [z \quad \Phi] &= \left[\begin{array}{c|cc} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & (1 + e^{-\theta})^{-1} \end{array} \right] \\ \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t^\mu \end{pmatrix} &\sim \text{nid} \left[0, \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & & \\ & q_t & \\ & & 0 \end{pmatrix} \right] \end{aligned}$$

lo que asegura su tratamiento estadístico (especialmente la construcción de la verosimilitud) por medio del filtro de Kalman (Harvey 1989).

Podemos por fin construir un contraste de convergencia dinámica basado en una función del estimador máximo-verosímil del parámetro de velocidad θ , el cual tomará valores relativamente altos bajo la hipótesis nula de no convergencia, esto es, $\{y(t)\} \sim I(1)$. El

Tabla 1: Momentos de la distribución del estimador MV de θ

	media	mediana	modas	valle	std dev	
$q_0 = 1$	9.51	9,37	6.06	13.07	9.56	3,59
$q_0 = 5$	11.07	10.82	5.98	14,07	9.45	5,39
$q_0 = 10$	10.83	10.26	5.99	12.92	9.46	5,77

contraste rechazará tal hipótesis cuando el valor calculado para el estadístico sea menor que el correspondiente valor crítico (ver tabla 2) en favor de la alternativa de que las series cuya diferencia es $y(t)$ ‘tienden hacia la convergencia’.

3.1 Distribuciones empíricas

Con el fin de aproximar las distribuciones de algunos estadísticos basados en el estimador máximo-verosímil (EMV) de θ bajo la hipótesis de no convergencia, se han realizado varios experimentos de simulación Monte-Carlo en cada uno de los cuales se han generado 10.000 muestras aleatorias de 180 observaciones cada una mediante un modelo de nivel local

$$\begin{aligned}
 y(t) &= \alpha_t + \varepsilon_t, & V(\varepsilon) &= \sigma^2, \\
 \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \eta_t, & V(\eta) &= \sigma^2 q_0,
 \end{aligned}$$

lo que corresponde al límite con $\theta \rightarrow \infty$ en el modelo (6), de modo que bajo la hipótesis nula el diferencial $\{y(t)\}$ se refiere a dos series que no están convergiendo.

Para cada una de las replicaciones se han calculado los EMV de los dos parámetros del modelo ($\hat{\theta}$ y \hat{q}_0) utilizando la rutina `maxlik` de **GAUSS**.

Se realizaron tres experimentos de este tipo con distintos valores de q_0 con el fin de comprobar si el estadístico de interés ($\hat{\theta}$) dependía o no de su valor. La figura 1 compara las densidades estimadas para estos estadísticos en los tres casos (véase también la tabla de momentos 1). La distribución es apreciablemente bimodal pero, afortunadamente, la distribución de este estadístico no parece verse afectada por el valor de q_0 , lo que facilita la tabulación de sus valores críticos.

Figura 1: Estimador MV de θ : densidad

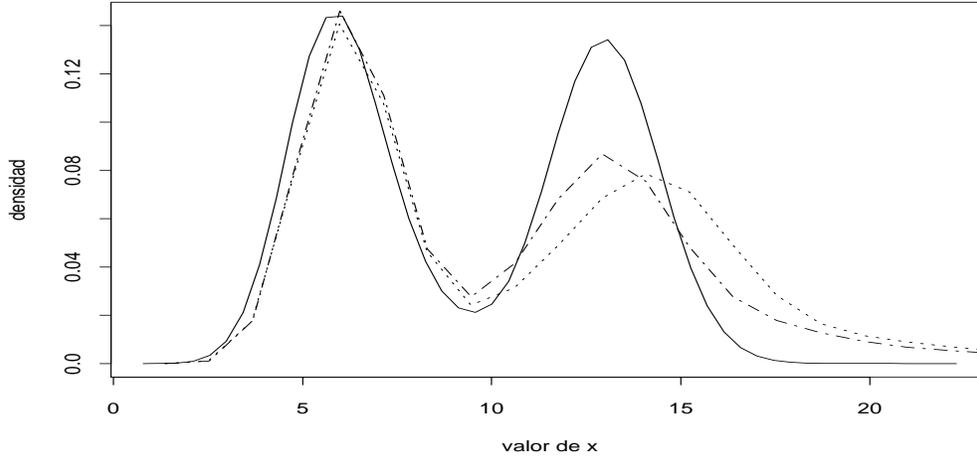


Tabla 2: Valores críticos del estadístico

	nivel de significación							
	0.1%	1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%
$\hat{\theta}$	4.4486	4.8133	5.2063	5.4681	6.1291	10.1488	13.7577	10.2475

3.2 Valores críticos

De las simulaciones descritas en el apartado anterior, y bajo el supuesto de que el valor de q_0 no afecta la distribución correspondiente, se han obtenido los valores críticos de la distribución empírica del estadístico $\hat{\theta}$ (tabla 2).

La tabla 3 presenta los porcentajes de rechazo de la hipótesis de no convergencia, que se obtendrían con estos valores críticos en cada uno de los experimentos de Monte Carlo realizados. Los resultados para el estadístico $\hat{\theta}$ son satisfactorios, por lo que pueden ser tomados con cierto grado de seguridad en las aplicaciones.

3.3 Ejemplos

Mostramos en este apartado cinco ejemplos de aplicación con datos simulados, todos ellos de 180 observaciones, para mostrar el funcionamiento del contraste de convergencia (ver la

Tabla 3: Porcentaje de rechazos del estimador MV de θ

	nivel de significación							
	0.1%	1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%
$q_0 = 1$	0.58	2.8	9.37	15.17	29.58	50.93	88.35	99.8
$q_0 = 5$	0.04	0.57	3.55	8.1	22.37	48.31	67.48	84.81
$q_0 = 10$	0.02	0.5	3.02	7.34	23.03	49.7	76.28	88.17

tabla 4).

En el primero de estos ejemplos se ha generado un paseo aleatorio observado con error de ruido blanco donde el cociente señal/ruido es $q = 5$ constante durante toda la muestra. Es pues el típico caso IMA(1,1) (con una raíz unitaria) por lo que cabe esperar que los estadísticos de contraste tomen valores relativamente grandes de forma que no se rechace la hipótesis nula de que la serie es una variable integrada.

Para el segundo ejemplo se ha generado una autorregresión ($\phi = 0.8$) contaminada con error de ruido blanco también con cociente señal/ruido $q = 5$ constante durante toda la muestra. Es pues el típico caso ARMA(1,1) estacionario, por lo que cabe esperar que los estadísticos de contraste tomen valores relativamente pequeños, incluso negativos, de forma que la hipótesis nula de que la serie es una variable integrada quede claramente rechazada en favor de la hipótesis de tendencia hacia la convergencia.

El resto de los ejemplos son variantes heterocedásticas del modelo de paseo aleatorio más ruido del ejemplo 1. Así en el tercer ejemplo la varianza de la señal decrece con el tiempo de modo que el cociente señal/ruido $q_t = 0.8 q_{t-1}$. Es decir, partiendo de una situación inicial no estacionaria, la evolución de la serie es tal que tiende a convertirse en estacionaria a largo plazo; en la práctica una vez que Δq_t sea suficientemente pequeño. Cabe entonces esperar que los estadísticos de contraste tomen valores relativamente pequeños que rechacen la hipótesis nula en favor de la hipótesis de ‘tendencia hacia la convergencia’.

En el ejemplo cuatro, la varianza de la señal permanece constante durante la primera mitad de la muestra para pasar a decrecer con el tiempo (de modo que el cociente señal/ruido $q_t = 0.8 q_{t-1}$) en la segunda mitad. Es un caso mixto, y cabe entonces esperar que los estadísticos de contraste tomen valores algo mayores que antes pero, no obstante, rechazando

aún la hipótesis nula en favor de la hipótesis de ‘tendencia hacia la convergencia’.

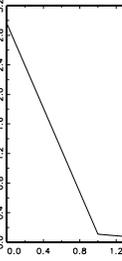
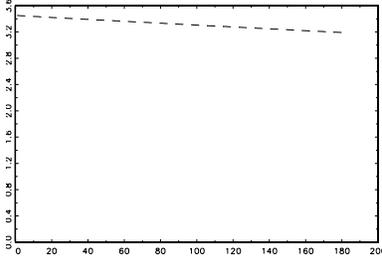
El quinto y último ejemplo representa al caso contrario: durante la primera mitad la señal decrece lentamente con el tiempo (de modo que el cociente señal/ruido $q_t = 0.99 q_{t-1}$) pasando de un valor inicial 5 a un valor 2.024 en $t = 90$, a partir del cual se mantiene constante durante el resto de la muestra. Es pues también un caso mixto, pero ahora la tendencia inicial hacia la convergencia parece haberse abortado. El contraste debería de captar esta situación de forma que los estadísticos tomen valores relativamente grandes para que la hipótesis nula, que implica no convergencia, no sea rechazada.

Los gráficos de la evolución de \hat{q}_t en cada caso son bastante ilustrativos de lo que ocurre en cada ejemplo (ver la figura 2). Puede apreciarse claramente como en los ejemplos 2 y 3 \hat{q}_t se hace cero muy rápidamente (2 y 30 observaciones respectivamente) mostrando así que o bien la serie ya es estacionaria (caso 2) o bien que la serie tiende a estacionaria (caso 3). En el ejemplo 4 q_t tiende claramente a cero, detectando incluso que la serie no se hace aproximadamente estacionaria hasta bien entrada la segunda mitad de la muestra. Por otro lado, en los ejemplos 1 y 5 q_t no llega a hacerse cero, mostrando así que la serie nunca llega a aproximar un comportamiento estacionario.

Finalmente, los valores mostrados en la tabla 4 indican claramente el buen funcionamiento del estadístico $\hat{\theta}$ en estos casos. Con él rechazaríamos claramente (con un nivel de significación de uno por mil) la hipótesis de no convergencia en los ejemplos 2, 3 y 4, mientras que no rechazaríamos los ejemplos 1 y 5, ni siquiera con un nivel de significación del 10%. (Por otro lado, también se ha estudiado el comportamiento del estadístico $t(\hat{\theta})$ mediante un experimento similar. Los resultados, sin embargo, fueron poco satisfactorio ya que este estadístico sólo consiguió rechazar la hipótesis de no convergencia en el ejemplo estacionario número 2, no siendo capaz de detectar la tendencia hacia la convergencia de los ejemplos 3 y 4. Estos casos son muy ilustrativos de lo que ocurre en la práctica, siendo, en cambio, fácilmente detectados por el estadístico $\hat{\theta}$).

Figura 2: Evolución de \hat{q}_t : ejemplos

Ejemplo 1:



Ejemplo 3:

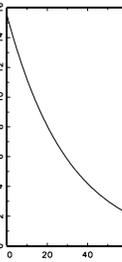
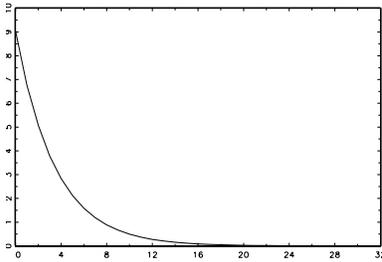


Tabla 4: Contraste de convergencia dinámica: ejemplos de 180 datos (*)

	ej-1	ej-2	ej-3	ej-4	ej-5
$\hat{\theta}$	7,7421	-3,2608	1.0887	3,4041	5,6524

(*) **en negrita:** se acepta la convergencia con el 99,9% de confianza.

4 La libra esterlina frente al marco y el dólar

De acuerdo con la sección 2 la relación de la libra esterlina con el marco y el dólar puede analizarse mediante un modelo de parámetros cambiantes del tipo (3)

$$\log(\mathcal{L}/DM)(t) = \beta_t \log(\$/DM)(t) + u(t),$$

donde β_t y $u(t)$ son procesos estocásticos generados como en (4).

De esta forma, el marco sería la referencia interna, considerada como la moneda más estable dentro del SME y el dólar sería la referencia externa ya que tradicionalmente ha sido considerada la moneda patrón en el comercio internacional.

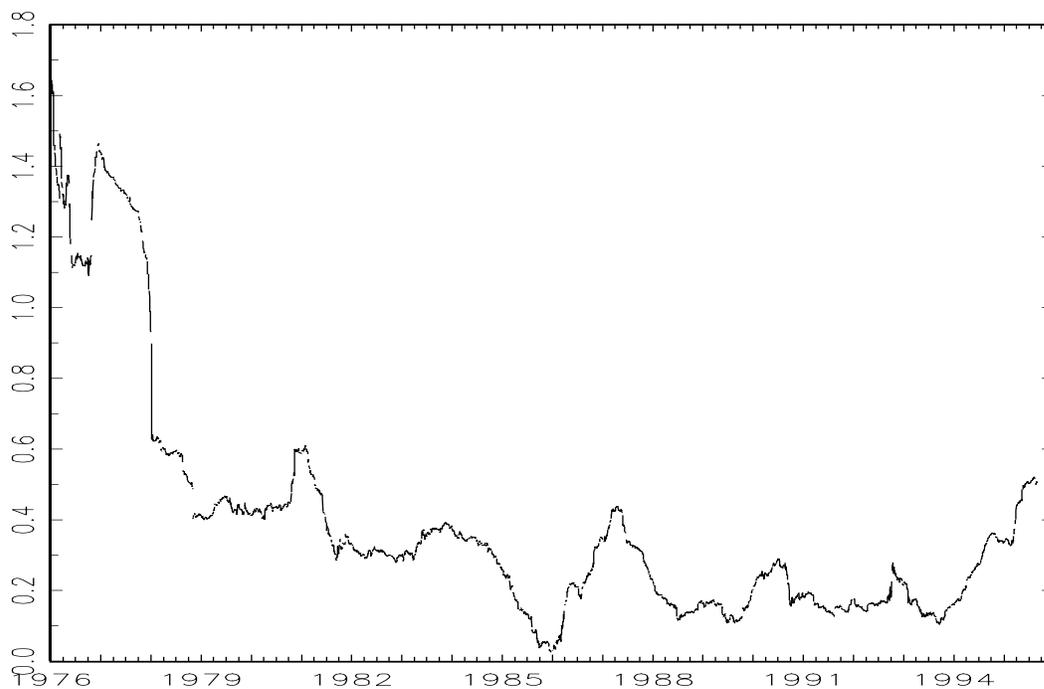
Las variables consideradas son tipos de cambio diarios (datos recogidos al cierre de negocio). La muestra la componen 4813 observaciones (una vez descontados sábados y festivos) y el horizonte temporal que abarca es el que discurre entre el 1 de enero de 1976 y el 31 de agosto de 1995.

La figura 3 muestra la evolución del valor estimado para β_t en el tiempo distinguiéndose claramente tres fases.

- 1976–1987. Esta primera fase coincide en mucho con el periodo estudiado previamente por Haldane y Hall (1991). A lo largo de este periodo se observa que $\widehat{\beta}_t \rightarrow 0$, aunque en ningún momento la estimación sea 0. Esta mejora en la estabilidad del tipo de cambio (\mathcal{L}/DM) se explica dado que, por un lado, el Reino Unido entra a formar parte de la C.E.E. en 1973 adaptando por tanto sus políticas a las líneas marcadas por la Comunidad y, por otro lado, el SME entra en funcionamiento en marzo de 1979 (aunque inicialmente el Reino Unido se mantenga al margen del sistema). Se observa que a partir de 1986 el tipo de cambio (\mathcal{L}/DM) es cada vez más estable (la estimación de β_t está más cercana al valor 0).
- 1988–1993. En esta fase el tipo de cambio (\mathcal{L}/DM) se estabiliza, (el valor estimado para β_t fluctúa entre 0.1 y 0.3). Recuérdese que la libra entra a formar parte del SME en 1990 pero lo abandona a finales de 1992.

En este periodo se observan dos repuntes importantes en la evolución de $\widehat{\beta}_t$:

Figura 3: Libra Esterlina: evolución del coeficiente $\widehat{\beta}_t$.



- El primero de ellos se produce en el último trimestre de 1989 y dura hasta mediados de 1990 para luego decrecer fuertemente. Este comportamiento se debe a la entrada en vigor del nuevo SME por un lado y por otro la fuerte inestabilidad que sufren los mercados como consecuencia de la invasión de Kuwait por parte de Irak en agosto de 1990.
- El segundo se produce a finales de 1992 y dura hasta el primer trimestre de 1993. Durante los meses previos se producen numerosas tensiones especulativas que llevan a sucesivos realineamientos al alcanzar los tipos de cambio de las monedas implicadas los límites máximos de fluctuación. Estas tensiones se traducen en el abandono por parte del Reino Unido de la disciplina impuesta por el SME en septiembre de 1992. A partir de ese momento el tipo de cambio (\mathcal{L}/DM) mostrará rasgos de inestabilidad.
- 1994–agosto 1995. Se observa que el valor estimado para el coeficiente β_t empieza a crecer, esto es, la libra esterlina se desvincula claramente del marco en favor del dólar. Recuérdese además que en noviembre de 1993 entra en vigor el Tratado de Maastricht.

La aplicación del contraste de la sección 3 viene a ofrecer evidencia estadística sobre la falta de convergencia frente al marco. Recuérdese que la hipótesis nula bajo este contraste es no convergencia frente a la alternativa de tendencia hacia la convergencia. Realizando el contraste sobre la muestra completa, el valor que obtenemos para el estadístico es 7.7712. Este valor es notoriamente mayor que los valores críticos para los niveles de significación habituales (ver tabla 2), luego aceptamos la hipótesis nula de no convergencia con el marco, lo cual resulta consistente con el comportamiento de $\widehat{\beta}_t$ observado al final de la muestra (figura 3).

En resumen, se observa que el tipo de cambio (\mathcal{L}/DM) se mantuvo estable mientras la libra estuvo sometida a la disciplina del SME, estabilidad que desaparece en el momento en el que abandona la disciplina. Por esta razón, la libra esterlina puede ser utilizada actualmente como referencia externa a la hora de estudiar la evolución del punt irlandés dentro del SME.

5 La libra irlandesa frente a la libra esterlina y al marco.

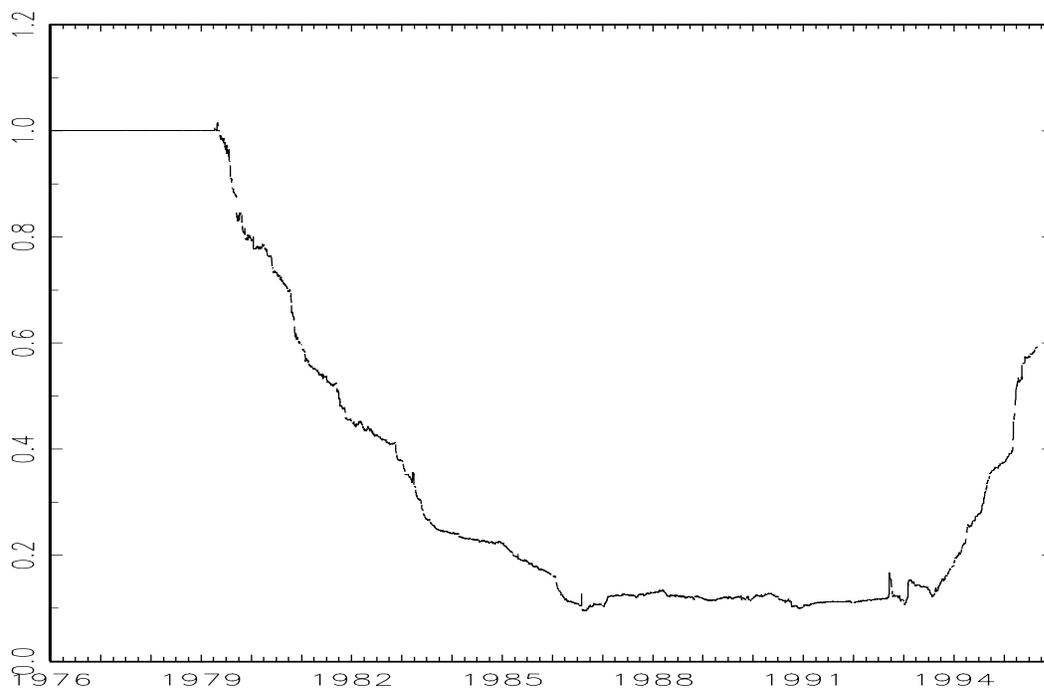
En esta sección se pretende analizar la estabilidad de la libra irlandesa frente a la libra esterlina y al marco. Es este el caso de dos países, el Reino Unido e Irlanda, que tradicionalmente han mantenido unas estrechas relaciones sobre todo a nivel comercial (véase Thom (1993) y Thom (1995)). No obstante, mientras la libra esterlina ha experimentado una turbulenta e incómoda relación con el SME, la política monetaria irlandesa ha preferido, por diversos motivos político-económicos, mantener su moneda dentro de la disciplina del sistema. Se plantea así un interesante caso de estudio en el que contrastar la relativa fuerza del SME (que obligaría a la libra irlandesa a seguir al marco) frente a los lazos tradicionales (que obligarían a la libra irlandesa a seguir a la esterlina), así como descubrir hasta que punto ambos intereses pueden ser compatibles para las autoridades monetarias irlandesas.

Consideraremos la siguiente ecuación:

$$\log(\mathcal{L}^I/DM)(t) = \beta_t, \log(\mathcal{L}/DM)(t) + u(t),$$

esto es, como referencia interna se sigue considerando al marco alemán por los motivos ya expuestos, mientras que la referencia externa será ahora la libra esterlina. En este contexto,

Figura 4: Libra Irlandesa: Evolución del coeficiente $\widehat{\beta}_t$.



recuérdese que si $\beta_t = 0$, el marco y la libra irlandesa habrían alcanzado la convergencia, mientras que si $\beta_t = 1$ se habría producido la convergencia entre las libras esterlina e irlandesa.

La figura 4 muestra la evolución en el tiempo de la estimación del coeficiente β_t . A la vista de este se distinguen tres fases:

- Una primera fase que iría desde el principio de la muestra hasta el primer trimestre de 1979, en la que $\widehat{\beta}_t = 1$ y la estimación para $u(t)$ en este periodo es cero. Estos resultados no son sorprendentes, ya que en este periodo el tipo de cambio ($\mathcal{L}^I/\mathcal{L}$) es prácticamente fijo, por lo que podría decirse que ambas monedas estarían entre sí en un ‘estado de convergencia’.
- Una segunda fase, que iría desde el primer trimestre de 1979 hasta mayo 1993. A lo largo de esta fase se observa como la estimación del coeficiente empieza a decrecer de forma continuada. Este decrecimiento se produce hasta el segundo trimestre de 1986, a partir del cual el valor estimado para el coeficiente se estabiliza en torno al valor 0.1.

Tabla 5: \mathcal{L}^I/DM : contraste de convergencia dinámica

Periodo	1 ene 76 - 31 ago 95	1 ene 76 - 13 may 93	14 may 93 - 31 ago 95
θ	7.2289	6.9976	15.2714

Esta evolución indica que el tipo de cambio (\mathcal{L}^I/DM) gana estabilidad.

Téngase en cuenta que desde la creación del SME (marzo de 1979) hasta el 13 de mayo de 1993, la disciplina cambiaria obligaba a la libra irlandesa a fluctuar dentro de los márgenes establecidos por la banda estrecha (2.5%). El 13 de mayo de 1993, tras numerosas tensiones especulativas, el SME decide ampliar este margen de fluctuación hasta el 15%.

- Una tercera fase, que iría desde el último trimestre de 1993 hasta el final de la muestra. Se observa como $\widehat{\beta}_t$ empieza a crecer de forma continuada hasta alcanzar el valor 0.6. Es interesante comprobar como a pesar de que la libra irlandesa sigue sometida al SME, no se mantiene la estabilidad del tipo de cambio (\mathcal{L}/DM) alcanzada en el periodo anterior. De hecho, el tipo de cambio (\mathcal{L}^I/DM) pierde estabilidad debido al abandono de la libra esterlina de la disciplina impuesta por el SME.

Al igual que en la sección anterior, contrastamos formalmente la convergencia dinámica mediante el estadístico presentado en la sección 3. Consideramos tres periodos de interés:

- Total de la muestra
- 1 de enero de 1976 al 13 de mayo de 1993: periodo de banda estrecha de fluctuación de los tipos de cambio (2.5%).
- 14 de mayo de 1993 al 31 de agosto de 1995: periodo de banda más ancha (15%).

Los resultados aparecen en la tabla 5 donde observamos que no se rechaza la hipótesis nula de no convergencia en ninguno de los casos (el valor crítico para $\hat{\theta}$ al que se rechaza la hipótesis nula de no convergencia a un nivel de confianza del 5% es 5.2), si bien se aprecian importantes diferencias en el valor que toma el estadístico $\hat{\theta}$ dependiendo del periodo. Si se considera la muestra completa, no se rechaza la hipótesis nula de no convergencia con el

marco: precisamente lo que ya adelantábamos al observar la evolución de $\widehat{\beta}_t$. Sin embargo, al considerar los distintos subperiodos para la serie (\mathcal{L}^I/DM) se observa un comportamiento muy diferente, ya que para el periodo que discurre entre el 1 de enero de 1976 y el 13 de mayo de 1993 en el que podríamos pensar que la libra irlandesa está convergiendo con el marco, el resultado del contraste no confirma categóricamente este pensamiento, aunque el valor que toma sí es menor que para la muestra completa. Mientras, en el periodo que discurre entre el 14 de mayo de 1993 y el 31 de agosto de 1995 el estadístico evidencia claramente la falta de convergencia.

A la vista del análisis realizado puede decirse que la libra irlandesa aparece más estable con el marco mientras la libra esterlina estaba vinculada al SME y los límites máximos de fluctuación para su tipo de cambio eran del 2.5%. Pero en el momento en el que se amplían los márgenes de fluctuación estableciéndose en el 15% y la libra esterlina se ha desvinculado del SME se observa como la relación de mayor estabilidad volverá a ser con la libra esterlina, a pesar de que la libra irlandesa siga vinculada al SME. La tesis es, por tanto, que Irlanda, siempre y cuando se lo permitan las amplias bandas del SME, se centrará en seguir al Reino Unido, debido a que las relaciones comerciales existentes entre ambos países son muy fuertes y a Irlanda no le interesa mantener una posición poco competitiva frente al Reino Unido.

6 Conclusiones

El SME nace con el objetivo de reducir los márgenes de variabilidad de los tipos de cambio estableciendo unos límites máximos de fluctuación para los mismos con el fin de dotarlos de un marco estable. Desde este punto de vista, y dado que dentro del SME se considera al marco como moneda de referencia, de cumplirse su objetivo, se observaría que los países que pertenecen al SME mantienen el tipo de cambio con respecto al marco estable y no con respecto al dólar, la referencia externa.

Hemos analizado los comportamientos de la libra esterlina y la libra irlandesa frente al marco con el fin de comprobar si se produce algún tipo de convergencia.

En primer lugar, hemos comprobado que la libra esterlina puede actualmente considerarse como referencia externa desde que en septiembre de 1992 abandona la disciplina del SME.

En segundo lugar, hemos analizado el comportamiento de la libra irlandesa en los siguientes términos: Irlanda y el Reino Unido son dos países que tradicionalmente mantienen importantes relaciones comerciales y un tipo de cambio casi fijo. Mientras ambos países se encontraban bajo la disciplina del SME, ambos convergían con el marco, pero la cuestión actual es: ¿qué ocurre una vez que la libra esterlina abandona el SME?; ¿seguirá la libra irlandesa al marco o a la esterlina?.

Los resultados obtenidos evidencian que el principal objetivo del SME se cumple solo en parte debido a la paradoja irlandesa: el tipo de cambio (\pounds^I/DM) se desestabiliza cuando el Reino Unido deja de estar sometido a la disciplina del SME. Y esto a pesar de seguir Irlanda sometida a la disciplina del sistema.

Si la libra irlandesa mantiene su tipo de cambio estable con el marco y la libra esterlina lo mantiene con respecto al dólar, una apreciación de este provocaría desajustes en la balanza de pagos irlandesa por vía de las importaciones provenientes del Reino Unido. Por otro lado, una depreciación del dólar provocaría que Irlanda perdería ventaja competitiva al encarecerse sus productos para los británicos. De esta forma, la libra irlandesa seguirá vinculada a la esterlina mientras se lo permitan las amplias bandas del SME (ampliadas en mayo de 1993 del 2.5% al 15%). Dichas bandas permiten al Banco Central Irlandés mantener dos objetivos —seguir perteneciendo al SME mientras su moneda sigue vinculada a la libra esterlina— en principio aparentemente incompatibles, al proporcionar un mayor margen de maniobra a la hora de aplicar aquellas políticas que fueren a movimientos en los tipos de cambio de la libra irlandesa con respecto a la libra esterlina y el marco (veáse Thom (1995)).

Referencias

- Artis, M. J. y Nachane, D.** (1990), ‘Wages and prices in Europe: A test of the German leadership thesis’, *Weltwirtschaftliches Archiv* **126**, 59–77.
- Ayuso, J., Jurado, M. P. y Restoy, F.** (1994a), ‘El SME: causas y consecuencias de la ampliación de bandas’, *Boletín Económico, Banco de España* pp. 63–70.
- Ayuso, J., Jurado, M. P. y Restoy, F.** (1994b), ‘¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de las bandas?’, *Boletín Económico, Banco de España*

pp. 71–76.

- Ayuso, J. y Pérez Jurado, M.** (1995), ‘Devaluaciones y expectativas de depreciación en el SME’.
- Caporale, G. M. y Pittis, N.** (1993), ‘Common stochastic trends and inflation convergence in the EMS’, *Weltwirtschaftliches Archiv* **129**, 207–215.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A.** (1979), ‘Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root’, *Journal of the American Statistical Society* **74**, 427–31.
- Fernández Macho, F. J.** (1996), ‘Spectral maximum likelihood estimation of a signal to noise ratio lying in the vicinity of zero’, *Journal of Time Series Analysis* **17**(5), 447–459.
- Gómez Puig, M. y Montalvo, J. G.** (1995), Bands width, credibility and exchange risk: Lessons from the EMS experience, Technical report, Universitat Pompeu Fabra.
- Haldane, A. G. y Hall, S. G.** (1991), ‘Sterling’s relationship with the Dollar and the Deutschmark: 1976-89’, *The Economic Journal* **101**, 436–443.
- Hall, S. G., Robertson, D. y Wickens, M. R.** (1992), ‘Measuring convergence of the EC economies’, *The Manchester School* **LX Supplement**, 99–111.
- Harvey, A. C.** (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Masson, P.** (1994), The credibility of the United Kingdom’s commitment to the ERM: intentions versus actions, Technical report, University of Warwick.
- Santamaría Fidalgo, J.** (1994), La evolución del sistema monetario europeo en los cinco últimos años, Technical report, Universidad de Valladolid.
- Shephard, N. y Harvey, A. C.** (1990), ‘On the probability of estimating a deterministic component in the local level model’, *Journal of Time Series Analysis* **11**, 339–347.
- Sosvilla Rivero, S., Fernández Rodríguez, F. y Bajo Rubio, O.** (1996), ‘Exchange rate volatility in the EMS before and after the fall’.

- Stock, J.** (1987), ‘Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors’, *Econometrica* **55**, 1035–56.
- Thom, R.** (1993), An empirical analysis of exchange rate and interest rates shocks in a small economy: Ireland 1979 to 1991, Technical report, University College Dublin.
- Thom, R.** (1995), Irish exchange rate policy under wide ERM bands, Technical report, University College Dublin.
- Walsh, B.** (1993), Credibility, interest rates and the ERM: the Irish experience, 1986-92, Technical report, University College Dublin.