

Duración de los regímenes del SME*
por
Simón Sosvilla Rivero**
Reyes Maroto Illera**
DOCUMENTO DE TRABAJO 2001-05

Abril, 2001

* Los autores agradecen a Beatriz Sanz (Banco de España) y Mayte Ledo (BBVA) por habernos proporcionado los datos utilizados en este trabajo. Simón Sosvilla también agradece la financiación parcial recibida de la DGICYT a través del Proyecto PB98-0546-C02-02.

** FEDEA

Los Documentos de trabajo se distribuyen gratuitamente a las Universidades e Instituciones de Investigación que lo solicitan. No obstante están disponibles en texto completo a través de Internet: <http://www.fedea.es/hojas/publicaciones.html#Documentos de Trabajo>

These Working Documents are distributed free of charge to University Department and other Research Centres. They are also available through Internet: <http://www.fedea.es/hojas/publicaciones.html#Documentos de Trabajo>

RESUMEN

Este trabajo examina los cambios de régimen del Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) del Sistema Monetario Europeo (SME). Para ello, aplicando modelos de duración a datos semanales que cubren la totalidad de la historia del SME, se realiza un análisis del tiempo transcurrido entre dos cambios consecutivos de régimen en el MCI, estimándose las tasas de supervivencia y de riesgo de dicha variable.

Códigos JEL: C41, F31, F33

Palabras clave: Análisis de duración, Sistema Monetario Europeo, Credibilidad

1. Introducción

La preocupación generada por la excesiva volatilidad de los tipos de cambio durante la década de los setenta y su posible efecto adverso sobre el proceso de integración europea dió origen al establecimiento, en marzo de 1979, del Sistema Monetario Europeo (SME) con el objetivo básico de mantener unos tipos de cambio estables. El principal elemento del Sistema fue el Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI), que establecía un sistema de tipos de cambios fijos pero ajustables. En él, cada moneda participante tenía una paridad central respecto a la Unidad de Cuenta Europea (ECU), antecedente inmediato del euro. Estas paridades centrales determinaban una parrilla de paridades bilaterales con cada una de las restantes monedas participantes. Además, se definían unas bandas alrededor de dichas paridades dentro de las que podían fluctuar libremente los tipos de cambio. Por último, se permitían que, excepcionalmente y por mutuo acuerdo, se establecieran nuevas paridades centrales (es decir, realineamientos).

El MCI constituye el ejemplo más sobresaliente de un sistema de zona objetivo para tipos de cambio. Existe una extensa literatura teórica y empírica que, desde el artículo pionero de Krugman (1991), estudia el comportamiento de los tipos de cambios en dichos sistemas. El principal resultado de los modelos de zonas objetivo es que, con credibilidad perfecta, el simple establecimiento de una banda de fluctuación ejerce un efecto estabilizador en el tipo de cambio (el denominado efecto "luna de miel"), reduciendo la sensibilidad del tipo de cambio ante una variación en sus variables determinantes fundamentales. Sin embargo, en una zona objetivo con problemas de credibilidad, las expectativas sobre intervenciones futuras tenderían a desestabilizar el tipo de cambio (generando lo que podríamos denominar efecto "luna de hiel"), dando lugar a que la variabilidad del tipo de cambio aumentase conforme el componente fundamental se acercase a uno de los límites de su banda (Bertola y Caballero, 1992). Así pues, la credibilidad se convierte en una variable clave en este tipo de regímenes cambiarios. En el contexto del SME, la credibilidad hace alusión al grado de confianza que los agentes económicos asignan a los compromisos cambiarios asumidos por las autoridades monetarias a la hora de mantener una paridad central de su moneda, aceptando la fluctuación del tipo de cambio en torno a ella dentro de unas bandas o límites superior e inferior.

En la literatura se encuentran numerosos contrastes de credibilidad basados en instrumentos financieros que intentan recoger las expectativas de los agentes económicos [véase Svensson (1992) para una visión panorámica de esta literatura]. Así, por ejemplo, Svensson (1991) propuso un contraste de credibilidad basado en el arbitraje. Por su parte, Fernández-Rodríguez *et al.* (2001) desarrollaron un contraste de credibilidad basado en la predecibilidad no lineal. Además, se ha tratado de estimar la probabilidad de realineamiento a partir de técnicas econométricas, partiendo de diversas variables como potenciales determinantes de dicha probabilidad (entre ellas el diferencial de tipos de interés, el diferencial de tasas de inflación, el saldo de la

balanza por cuenta corriente y la tasa de paro, véase, por ejemplo, Edin y Vredin, 1993). Por último, Ledesma-Rodríguez *et al.* (2001) examinan el grado de credibilidad del SME utilizando una batería de indicadores de credibilidad concluyendo que la medida de credibilidad marginal parece ser el mejor indicador para analizar la experiencia europea.

En este trabajo, utilizando la metodología de los modelos de duración, realizamos un análisis del tiempo transcurrido entre dos cambios consecutivos de las paridades centrales que se han establecido para cada moneda en el MCI, estimando las tasas de supervivencia y de riesgo de dicha variable. En particular, hemos aplicado este enfoque a ocho monedas participantes en el MCI, a partir de datos semanales para el período 13 de marzo de 1979 a 31 de diciembre de 1998 (es decir, la historia completa del SME).

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 realizamos una breve descripción del SME con el fin de presentar los datos empleados. La Sección 3 expone los modelos de duración, mientras que en la Sección 4 se ofrecen los resultados empíricos obtenidos. Por último, la Sección 5 recoge algunas consideraciones finales.

2. Duración de los cambios de régimen en el SME

A la hora de evaluar el SME se suelen considerar tres períodos [véase, por ejemplo, Higgins (1993)]. El primero se extiende desde el establecimiento del MCI en marzo de 1979 a enero de 1987 y se caracteriza por la realización de frecuentes realineamientos para la corrección de diferencias en la evolución de las variables económicas fundamentales en los países miembros. El segundo período (denominado "nuevo SME") cubre desde 1987 al final de 1991 y coincide con una confianza creciente en el sistema, registrándose la eliminación de los controles de capital y una mayor convergencia en las condiciones económicas de los países participantes. El tercero cubre las sucesivas crisis de septiembre de 1992 y agosto de 1993, cuyas causas generalmente aceptadas habría que buscarlas en la unificación alemana y en la recesión en la que entraron las economías europeas [véase, por ejemplo, Commission of the European Communities (1993)]. Podríamos considerar un nuevo período que se abre con la ampliación de las bandas al $\pm 15\%$ en Agosto de 1993 y que se caracterizó por unos niveles de volatilidad comparables a los registrados con anterioridad a la crisis [véase, por ejemplo, Sosvilla-Rivero *et al.* (1999)].

El Cuadro 1 recoge los principales realineamientos y cambios producidos en el MCI del SME durante su vigencia desde 1979 a 1998. Como puede observarse, las bandas de fluctuación se fijaron originariamente en $\pm 2,25\%$, aunque se establecieron unas bandas del $\pm 6\%$ para la lira italiana y los nuevos socios (España, Reino Unido y Portugal). Tras casi un año de turbulencia sin precedentes en la historia del SME, las bandas de fluctuación se ampliaron al $\pm 15\%$ en agosto de 1993 (excepto para el florín holandés y el marco alemán, que mantuvieron las bandas estrechas de $\pm 2,25\%$). Por otra parte, como se aprecia en el Cuadro 1, se registraron diecinueve realineamientos en el SME implicando muchos de ellos a varias monedas simultáneamente, doce de los cuales tuvieron lugar antes de la tormenta monetaria de 1992/93.

Cuadro 1: Principales realineamientos y cambios en el MCI (1979-1998).	
13.3.1979	Comienza a operar el MCI con BFR, DKR, DM, FF, IRL, LIT y HFL. Todas con bandas estrechas (fluctuación de $\pm 2,25\%$), excepto LIT que tiene banda ancha (fluctuación de $\pm 6\%$).
24.9.1979	Realineamiento (DKR-3%, DM +2%).
30.11.1979	Realineamiento (DKR-5%).
23.3.1981	Realineamiento (LIT-6%).
5.10.1981	Realineamiento (DM +5,5%, FF-3%, HFL +5,5%, LIT -3%).
22.2.1982	Realineamiento (BFR -8,5%, DKR-3%).
14.6.1982	Realineamiento (DM +4,25%, FF -5,75%, HFL +4,25%, LIT -2,75%).
22.3.1983	Realineamiento (BFR +1,5%, DKR +2,5%, DM +5,5%, FF -2,5%, IRL -3,5%, HFL +3,5%, LIT -2,5%).
22.7.1985	Realineamiento (BFR +2%, DKR +2%, DM +2%, FF +2%, IRL +2%, HFL +2%, LIT -6%).
7.4.1986	Realineamiento (BFR +1%, DKR +1%, DM +3%, FF -3%, HFL +3%).
4.8.1986	Realineamiento (IRL -8%).
12.1.1987	Realineamiento (BFR +2%, DM +3%, HFL +3%).
19.6.1989	La PTA entra en el MCI con la banda ancha ($\pm 6\%$).
8.1.1990	La LIT pasa a banda estrecha ($\pm 2,25\%$). Realineamiento (LIT -3,6774%).
8.10.1990	La UKL entra en el MCI con la banda ancha ($\pm 6\%$).
6.4.1992	El ESC entra en el MCI con la banda ancha ($\pm 6\%$).
14.9.1992	Realineamiento (BFR +3,5%, DKR +3,5%, DM +3,5%, ESC +3,5%, FF +3,5%, IRL +3,5%, HFL +3,5%, LIT -3,5%, PTA +3,5%, UKL +3,5%).
17.9.1992	La UKL y la LIT suspenden su participación en el MCI. Realineamiento (PTA -5%).
23.11.1992	Realineamiento (ESC -6%, PTA -6%).
1.2.1993	Realineamiento (IRL -10%).
14.5.1993	Realineamiento (ESC -6.5%, PTA -8%).
2.8.1993	Las bandas de fluctuación en el MCI se amplían hasta $\pm 15\%$, excepto para DM y HFL.
9.1.1995	El ATS entra en el MCI con la nueva banda ancha ($\pm 15\%$).
6.3.1995	Realineamiento (ESC -3,5%, PTA -7%).
14.10.1996	El FIM entra en el MCI con la nueva banda ancha ($\pm 15\%$).
25.11.1996	La LIT vuelve al MCI con la nueva banda ancha ($\pm 15\%$).
16.3.1998	Realineamiento (IRL +3%). La DR entra en el MCI con la nueva banda ancha ($\pm 15\%$)..
Nota: ATS, BFR, DKR, DM, DR, ESC, FF, FIM, HFL, IRL, LIT, PTA y UKL representan, respectivamente, el chelín austriaco, el franco belga, la corona danesa, el marco alemán, la dracma griega, el escudo portugués, el franco francés, el marco finlandés, el florín holandés, la libra irlandesa, la lira italiana, la peseta española y la libra esterlina.	

En nuestro trabajo empleamos datos semanales correspondientes a ocho monedas del MCI: franco francés (FF), libra irlandesa (IRL), franco belga (BFR), lira italiana (LIT), florín holandés (HFL), corona danesa (DKR), peseta española (PTA) y escudo portugués (ESC). La frecuencia semanal se ha elegido con el fin de conseguir la mayor cantidad de información posible y de evitar los problemas asociados con el denominado "efecto día de la semana". En particular, se utilizan datos de tipos de cambio al contado recogidos por el Banco de España los miércoles. Dado el papel central que ha desempeñado Alemania en la Unión Europea (véase, por ejemplo, Bajo-Rubio, Sosvilla-Rivero y Fernández-Rodríguez, 2001), nuestros tipos de cambio están expresados en unidades de moneda nacional por marco alemán. El período muestral examinado se extiende desde el 13 de marzo de 1979 al 30 de diciembre de 1998 (1034 observaciones), cubriendo la totalidad de la historia del SME.

A partir de estos datos construimos una variable ficticia, que denominamos *cambio*, que toma el valor uno cuando se produce un cambio de régimen en el MCI y cero en caso contrario. A este respecto, consideraremos que se produce un cambio de régimen cuando tiene lugar un realineamiento, una modificación en las bandas de fluctuación o la entrada o salida de una moneda de la disciplina del MCI. A partir de las fechas en que se producen los cambios de régimen construimos la variable *duración* que representa el tiempo transcurrido entre dos cambios consecutivos de régimen en el SME. Por último, a partir de las variable *duración* y *cambio* se definen los datos de supervivencia en un régimen (*survival-time data*). Hemos procedido a censurar los datos por la derecha con el fin de excluir de la muestra aquellas observaciones correspondientes a las monedas más estables durante el período más cercano a la conversión irrevocable a euros, dado que el anuncio en Mayo de 1998 que los tipos bilaterales de conversión serían las paridades centrales del MCI junto con un mayor compromiso de cooperación entre las autoridades monetarias en defensa del Sistema dió lugar a que los operadores esperaran que dichos tipos fuesen los finalmente elegidos para la conversión a euros, generando una especulación estabilizadora (véase De Grauwe et al. 1999).

Cuadro 2: Estadísticos descriptivos de las variables <i>cambio</i> y <i>duración</i>						
	Total monedas		Núcleo		Periferia	
Percentiles	cambio	duración	cambio	duración	cambio	duración
1%	0	6	0	6	0	6
5%	0	8	0	8	0	8
10%	0	9	0	9	0	10
25%	0	16	0	16,5	0	16
50%	0	36,5	0	37	0	29
75%	1	69	1	72	1	69
90%	1	106	1	106	1	84
95%	1	122	1	122	1	122
99%	1	127	1	127	1	127
Observaciones	190	190	96	96	94	94
Media	0,34	44,75	0,38	45,81	0,30	43,66
Desviación estandar	0,47	35,37	0,49	36,05	0,46	34,81
Varianza	0,23	1250,75	0,24	1299,90	0,21	1211,62
Apalancamiento	0,69	0,92	0,52	0,89	0,88	0,96
Curtosis	1,48	2,77	1,27	2,69	1,78	2,85
Nota: La variable ficticia <i>cambio</i> toma el valor 1 cuando se produce un cambio de régimen en el MCI y 0 en caso contrario.						

En el Cuadro 2 se presenta la estructura de estos datos, donde ambas variables están expresadas en semanas. Como se observa el número de observaciones finalmente utilizadas asciende a 190, siendo la duración media de 44,75 semanas, con una duración mínima de 6 semanas y una máxima de 127. El número de cambios registrados es de 64, ocho menos que con la variable original (estos corresponden a cambios producidos con duraciones nulas). La probabilidad de cambio de régimen se sitúa en el 33,7%.

El Gráfico 1 muestra la duración de los cambios en el SME entre 1979-1998 donde se observa un mayor porcentaje de duraciones cortas (inferiores a 46 semanas) que representan más del 65,79%, mientras que las duraciones largas (superiores a 120 semanas) únicamente representan 7,89%. Si realizamos un análisis de la variable por monedas, y tal como muestran el Cuadro 2 y Gráfico 2, se aprecia que en la evolución de las duraciones podemos distinguir dos grupos bien diferenciados:

-un primer grupo de monedas que denominaremos "núcleo" (compuesto por FF, BFR, HFL, DKR), que representa el 50,53% de las observaciones, con una duración media de 45,81 semanas y probabilidad de cambio de 37,5%.

-un segundo grupo que denominaremos "periferia" (integrado por IRL, LIT, PTA y ESC), que representa el 49,47% de las observaciones, con una duración media de 43,66 semanas y probabilidad de cambio de 29,8%.

Cabe destacar que estos dos grupos de monedas coinciden casi exactamente con los que en Fernández-Rodríguez *et al.* (1999) se detecta que mejoran la precisión predictiva de las monedas de cada uno de dichos grupos, a partir de la información contenida en la evolución del resto de las monedas de cada grupo. Este contenido informacional, además de mejorar significativamente la bondad predictiva desde el punto de vista estadístico, puede utilizarse para generar reglas simples de contratación que superan en rendimiento a las reglas de medias móviles ampliamente utilizadas en los mercados cambiarios (véase Fernández-Rodríguez *et al.*, 2000).

Gráfico 1: Duración de los regímenes en el SME. 1979-1998

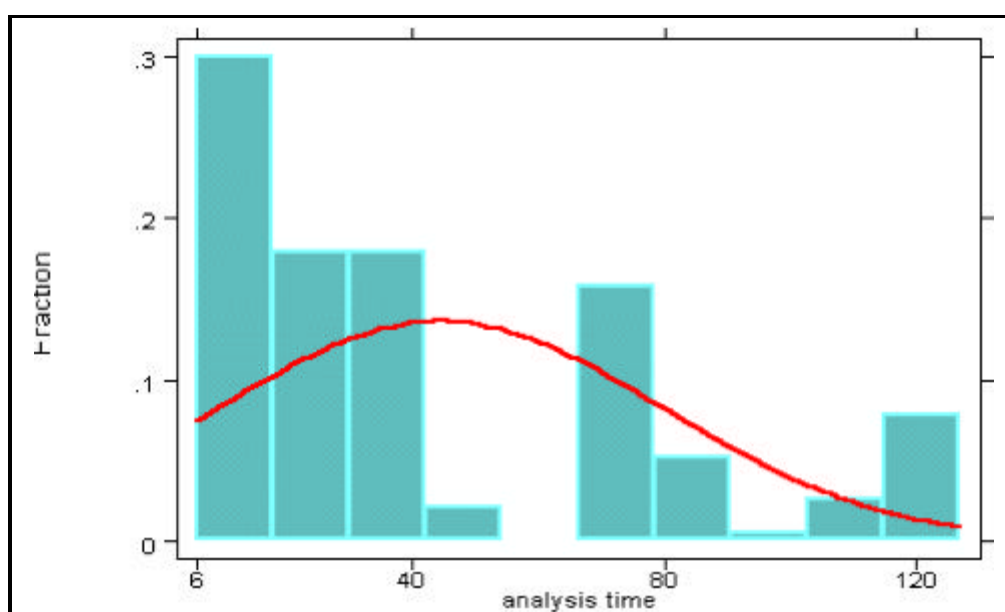
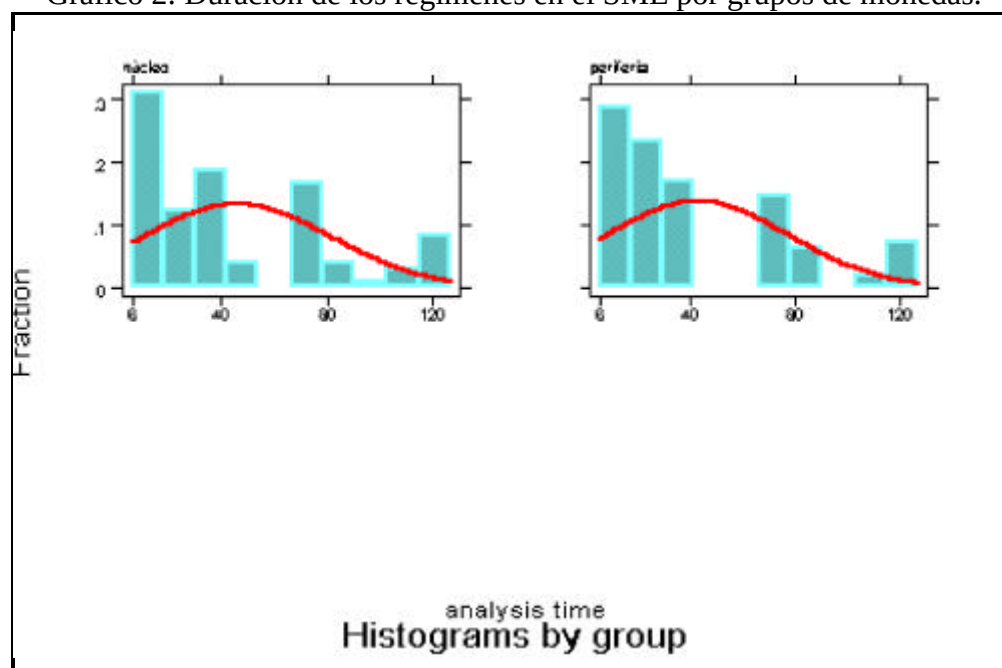


Gráfico 2: Duración de los regímenes en el SME por grupos de monedas.



3. Análisis de la duración

En esta sección vamos a realizar una breve descripción de los conceptos y funciones que aparecen en los modelos de duración. Estos modelos se han utilizado en cierta medida dentro del ámbito de la economía laboral, siendo su principal aplicación los estudios empíricos sobre el análisis de la duración de los períodos de empleo y desempleo como forma de explicar las tasas de entrada y salida de paro, respectivamente [véase Kiefer (1988) para una revisión de la literatura].

3.1. Análisis no paramétrico

En el análisis no paramétrico o empírico disponemos de información de la variable duración que mide el tiempo de permanencia en un determinado estado, en nuestro caso el tiempo transcurrido entre dos cambios de régimen consecutivos en el SME.

Los modelos econométricos que se han desarrollado para analizar este tipo de información se denominan modelos de duración. Si representamos por T a la variable aleatoria discreta que recoge el tiempo que transcurre desde el comienzo de un determinado régimen cambiario hasta su transición a otros, las observaciones de que disponemos consisten en una serie de datos $(t_1, t_2, \dots, t_n)$ correspondientes a cada una de las duraciones observadas entre las paridades centrales en el período muestral analizado. La distribución de probabilidad de la variable duración, se puede especificar mediante la siguiente función de distribución:

$$F(t) = Pr(T \leq t) \quad (1)$$

que indica la probabilidad de que la variable aleatoria T sea menor que un determinado valor t . La función de probabilidad correspondiente será:

$$p(t) = Pr(T=t) \quad (2)$$

Sin embargo, en los modelos de duración para caracterizar la distribución de probabilidad de la variable duración se utilizan dos funciones:

(a) La función de supervivencia que se define como:

$$S(t) = Pr(T \geq t) = 1 - F(t) \quad (3)$$

que indica la probabilidad de que la duración sea mayor o igual que el valor t , y

(b) la función de azar o tasa de salida que se define como:

$$h(t) = Pr(T=t|T \geq t) \quad (4)$$

que indica, para cada duración, la probabilidad de cambiar de régimen condicionado a la duración alcanzada hasta ese momento.

Existe una relación entre ambas funciones que viene dada por la siguiente expresión:

$$S(t) = \prod_{s=1|t} (1 - h(s)) \quad (5)$$

Una de las ventajas que posee la función de azar es que permite caracterizar la dependencia de la duración. Formalmente, existe una dependencia de la duración positiva en t^* si $dh(t)/dt > 0$ en el momento $t=t^*$. Esta relación positiva implica que la probabilidad de que un régimen finalice en t , dado que ha llegado hasta la duración t , depende positivamente de la longitud de dicho régimen. Es decir, a medida que aumenta el período de tiempo en el que se mantiene el régimen, aumenta la probabilidad condicional de realineamiento. De forma similar, existe dependencia de la duración negativa en el momento t^* si se cumple que $dh(t)/dt < 0$ en $t=t^*$. En este caso, a medida que aumenta la duración de un régimen, disminuye la probabilidad condicional de realineamiento.

El análisis no paramétrico se utiliza para estimar la función de azar incondicional que registra todas las observaciones para las cuales se produce un cambio, es decir, la frecuencia relativa de observaciones con $T=t$. Para este análisis de la duración se suele utilizar el estimador Kaplan-Meier (Kaplan y Meier, 1958). La función de azar se calcula como:

$$\hat{h}(t) = \frac{d_t}{n_t} \quad (6)$$

donde d_t representa el número de cambios ocurridos en el momento t y n_t es la población superviviente en el momento t antes de que ocurra el cambio. A partir de la función de azar es posible obtener la función de azar acumulada, cuyo procedimiento de estimación fue propuesto por Nelson (1972) y Aalen (1978), y que viene dada por la siguiente expresión:

$$\hat{H}(s) = \sum_{s=1}^t \hat{h}(s) \quad (7)$$

La función de supervivencia de Kaplan-Meier para la duración t se calcula como el producto de uno menos el riesgo existente hasta el período t :

$$\hat{S}(t) = \prod_{j:t_j \leq t} \left(\frac{n_j - d_j}{n_j} \right) \quad (8)$$

3.2. Análisis paramétrico

El análisis no paramétrico es bastante limitado porque no tiene en cuenta otras variables que pueden influir en que se produzca un cambio de régimen. En esta sección desarrollamos un análisis paramétrico que nos permite estimar la función de azar condicional. En la literatura se ha utilizado frecuentemente para caracterizar la función de azar el modelo de riesgo proporcional (PH) que supone que la función de azar es separable de la siguiente forma:

$$h(t, X) = h_0(t) * g(X) \quad (9)$$

siendo $h_0(t)$ la función de azar base (*baseline hazard function*) que recoge la dependencia de la duración de los datos y $g(X)$ una función de variables individuales X que en la muestra acompañan a cada observación de duración. Se trata de una función no negativa que habitualmente se define como $g(X) = \exp(X'\beta)$. Nótese que en esta especificación proporcional los regresores intervienen reescalando la probabilidad condicional de abandonar el régimen vigente, no la propia duración.

Este modelo puede ser estimado en primer lugar sin imponer una forma funcional específica a la función de azar base siguiendo el modelo propuesto por Cox (1972)¹:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(X'\beta) \quad (10)$$

Una estimación alternativa consiste en imponer una determinada forma paramétrica a la función $h_0(t)$. En este caso los modelos paramétricos más utilizadas son Weibull y exponencial. En el primero $h_0(t) = pt^{p-1}$, siendo p un parámetro a estimar. El modelo Weibull cuando $p=1$ se reduce a un modelo exponencial en el que no existe dependencia de la duración. Por otra parte, cuando el parámetro $p>1$ existirá una dependencia de la duración positiva. Análogamente, los datos presentarán dependencia negativa cuando $p<1$. Por consiguiente, a partir de la estimación de p se puede realizar la verificación de la hipótesis de dependencia de la duración de los regímenes cambiarios mediante un contraste de significación.

¹ Matemáticamente, la función de riesgo base, $h_0(t)$, está definida para todo tiempo t en el cual se ha producido un cambio y no está definida para otros momentos de tiempo. En cambio la función de supervivencia $S_0(t)$ está definida para todos los valores de t .

Más recientemente en la literatura se viene utilizando el modelo acelerado (AFT) para caracterizar la función de azar, que también permite tener en cuenta el efecto de variables distintas a la duración (véase, por ejemplo, Kiefer, 1988). Este modelo cambia la escala del tiempo t por el factor $\exp(-X'\beta)$. Dependiendo de si este factor es mayor o menor que la unidad, el tiempo se acelera o desacelera.

En este modelo el tiempo de supervivencia se expresa como:

$$\ln(t) = X'\beta + \epsilon, \quad (11)$$

donde ϵ , es una perturbación aleatoria con función de densidad $f(\cdot)$. La función de distribución del término de error determina el modelo de regresión. Por una parte, cuando es la función de densidad normal obtenemos el modelo log-normal cuya función de azar viene dada por la siguiente expresión:

$$\hat{h}(t) = \frac{\frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln(t) - X'\beta)^2\right]}{1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - X'\beta}{\sigma}\right)} \quad (12)$$

donde $M(z)$ es la distribución normal acumulada y F es un parámetro auxiliar a estimar. Por otra parte, si la función utilizada es la densidad gamma, obtenemos el modelo gamma generalizado, cuya función de azar, que depende de los parámetros auxiliares β y F , es extremadamente flexible, permitiendo un gran número de posibles pendientes. Además el modelo gamma generalizado incluye como casos particulares todos los modelos anteriormente examinados. En particular, si el parámetro de pendiente (β) es cero, obtendremos el modelo log-normal, mientras que si es uno, estaríamos ante el modelo Weibull. Por último, si tanto el parámetro de escala (F) como el de pendiente fuesen iguales a uno, el modelo sería el exponencial. Es por ello que modelo gamma generalizado se suele emplear para evaluar y seleccionar el modelo paramétrico apropiado para los datos objeto de estudio.

El Cuadro 3 recoge información más específica relativa a la parametrización y parámetros auxiliares de las funciones de supervivencia definidas para los modelos de riesgo proporcional (PH) y acelerado (AFT).

Cuadro 3: Distribución paramétrica de las funciones de supervivencia				
Distribución	Métrica	Función de supervivencia	parametrización	parámetro auxiliar
Exponencial	PH	$\exp\{-\delta t\}$	$\delta = \exp\{X'\beta\}$	
Exponencial	AFT	$\exp\{-\delta t\}$	$\delta = \exp\{-X'\beta\}$	
Weibull	PH	$\exp\{(-\delta t)^p\}$	$\delta = \exp\{X'\beta\}$	p
Weibull	AFT	$\exp\{(-\delta t)^p\}$	$\delta = \exp\{-X'\beta\}$	p
Log-normal	AFT	$1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu}{\sigma}\right)$	$\mu = X'\beta$	F
Gamma generalizada	AFT	$1 - I\left(6, 6 \exp\left\{\frac{\ln(t) - \lambda}{\sigma\sqrt{\kappa}}\right\}\right)$	$\delta = X'\beta$	6, F
Nota: PH indica el modelo de riesgo proporcional y AFT el modelo acelerado. $M(z)$ es la distribución normal acumulada e $I(k,a)$ es una función gamma incompleta.				

Un inconveniente que presentan estos modelos es la excesiva restricción que su especificación puede imponer a la estructura temporal de los datos. Por ejemplo, la distribución Weibull es apropiada para representar datos con una función de azar monótona que crece o decrece exponencialmente con el tiempo, mientras que la distribución exponencial es apropiada para representar datos con una función de azar constante. En cambio la distribución log-normal está indicada para datos que representan funciones de azar no monótonas, en particular para funciones que inicialmente crecen y después decrecen. Por su parte, la función gamma generalizada puede ser compatible con funciones de azar en forma de U, en las que la probabilidad de salida decrece, alcanza un mínimo y luego se incrementa.

4. Resultados empíricos

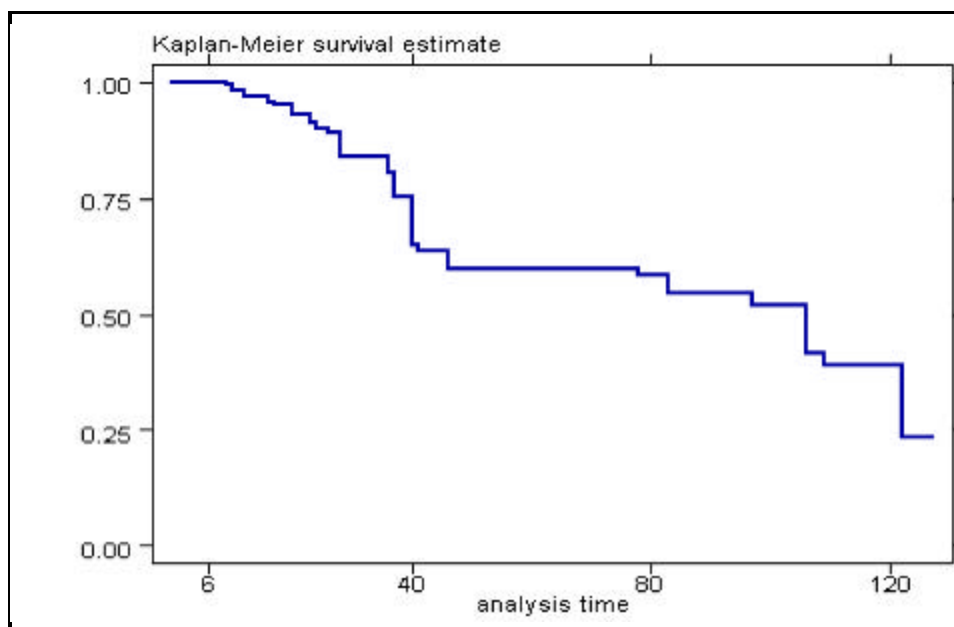
En esta sección vamos a presentar los resultados obtenidos en el análisis de la duración de las distintas paridades centrales en el SME. En primer lugar, realizaremos un análisis no paramétrico a través de la estimación de las funciones de supervivencia y de azar de Kaplan-Meier para, posteriormente, proceder a la inclusión de variables explicativas a través de los modelos especificados en el sección anterior.

4.1 Estimación no paramétrica

El Gráfico 3 muestra la función de supervivencia estimada para el conjunto de monedas del SME. Esta función indica, para cada período, la probabilidad de mantenimiento de la paridad central sin que ocurra un cambio de régimen. Como se puede observar, dicha probabilidad disminuye rápidamente en las duraciones cortas (inferiores a 46 semanas), para posteriormente registrar variaciones más suaves conforme aumenta el tiempo. Esto significa para aquellos regímenes con duraciones elevadas, el sistema habría sido relativamente estable, mientras que regímenes de duraciones cortas (más numerosos) habrían sido altamente inestables. Para el conjunto

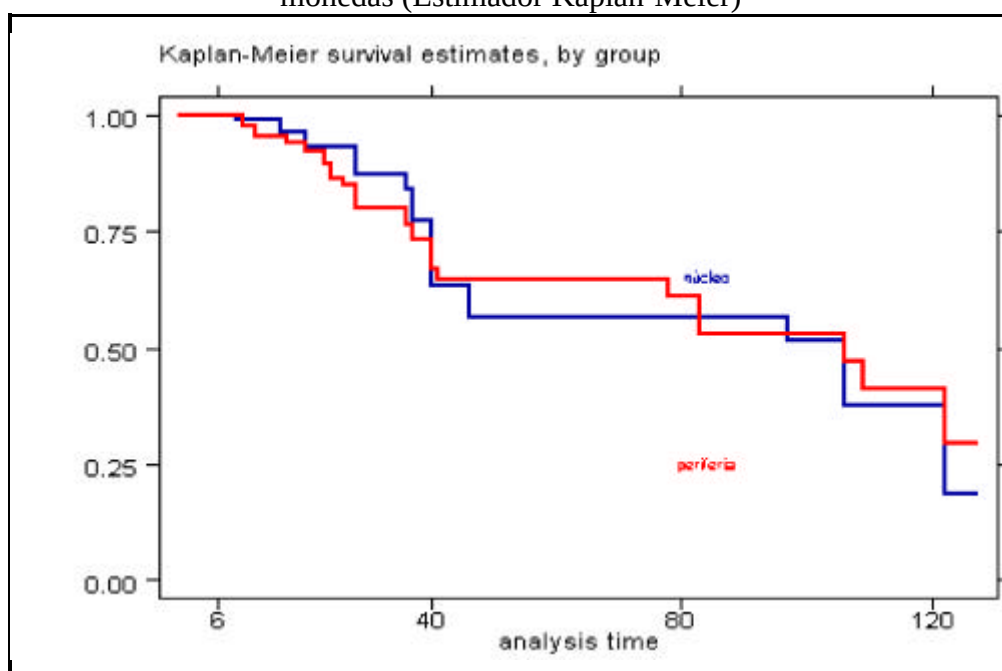
de la muestra, la probabilidad media de mantener la paridad que resulta de esta estimación se sitúa en 0,745.

Gráfico 3: Estimación no paramétrica de la función de supervivencia del SME
(Estimador Kaplan-Meier)



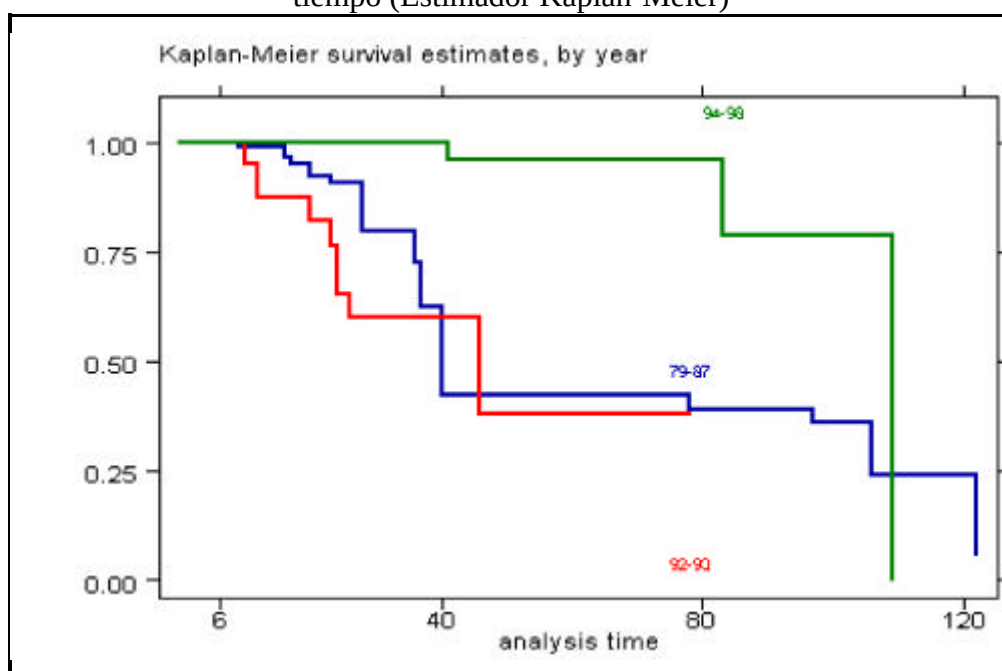
El Gráfico 4 presenta las funciones de supervivencia para los dos grupos de monedas analizados en la sección 2. Como se observa, la probabilidad de mantener el régimen disminuye de forma rápida en las duraciones cortas (inferiores a 40 semanas) para los dos grupos de monedas. Cabe señalar que hasta las 40 semanas la función de supervivencia correspondiente al *núcleo* se sitúa por encima de la *periferia*. A partir de ese valor la probabilidad de mantener el régimen en la *periferia* pasa a ser mayor que en el *núcleo* hasta las 84 semanas, con cambios escalonados que se producen de forma más continuada y se mantienen hasta el final de período. Sin embargo, en el *núcleo*, conforme aumenta la duración, la probabilidad se mantiene constante o varía muy poco. Estos resultados indicarían que el grupo de monedas que forman el *núcleo* sería más estable. Este fenómeno se debe tanto a la forma de cálculo de la propia función (que mantiene su valor entre dos cambios consecutivos) como al hecho de que el número de cambios en la *periferia* es menor debido a que engloba únicamente a cuatro monedas, dos de ellas de incorporación tardía a la disciplina del MCI.

Gráfico 4 : Estimación no paramétrica de la función de supervivencia del SME por grupos de monedas (Estimador Kaplan-Meier)



Los datos también nos dan información del año en el cual se producen los cambios de régimen y su duración. En este sentido cabe señalar que el 53,41% de los cambios se producen en el período 1979-1987, siendo la duración media de 43,5 semanas. Este período coincide con el inicio del SME y tal como señalábamos en el sección 2, corresponde a una etapa de fuerte inestabilidad, que da paso a un período de mayor estabilidad hasta 1992, en el cual no se registra ningún cambio, situándose la duración media de 63,8 semanas. Durante el período 1992-1993 se producen de nuevo turbulencias en el SME, registrándose el 32,5% de los cambios. En el Gráfico 5 se presenta la función de supervivencia para tres períodos del SME. Como esperábamos encontrar, las funciones de supervivencia se sitúan en diferentes niveles. En el nivel superior estaría el período 1994-1998, con una probabilidad media de mantener el régimen de 0,71, mientras en el nivel inferior estaría el período 1978-1987 con una probabilidad media de 0,86. Para este período también se observa que las duraciones son más cortas con un máximo en 80 semanas.

Gráfico 5: Estimación no paramétrica de la función de supervivencia del SME por periodos de tiempo (Estimador Kaplan-Meier)



En el Cuadro 4 se recogen los resultados del contraste basado en la regresión Cox para evaluar la igualdad de las funciones de supervivencia de cada moneda. Como indica el p -valor, no podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de las funciones, por lo que no tendríamos evidencia de heterogeneidad en la muestra utilizada que indicaría que los datos para las distintas monedas procederían de diferentes muestras. Si contrastamos la homogeneidad de la muestra para los dos grupos de monedas anteriormente señalados, obtenemos un p -valor de 0,81. Es por ello que en lo que resta del trabajo vamos a considerar el conjunto de monedas del SME como si se tratase de observaciones independientes.

Cuadro 4: Contraste de igualdad de funciones de supervivencia basado en la regresión Cox			
Moneda	Cambios observados	Cambios esperados	Fn. de azar relativa
FF	8	8,66	0,95
BFR	11	7,95	1,42
HFL	9	8,49	1,09
IRL	9	8,28	1,12
DKR	8	8,66	0,95
LIT	10	8,29	1,24
PTA	4	6,41	0,64
ESC	5	7,27	0,71
Total cambios	64	64	1
LR chi2(7)	3,42		
Pr>chi2	0,84		

En el Gráfico 6 se presenta la función de azar estimada para el conjunto de monedas del SME. Como puede apreciarse, la convexidad de dicha función sugiere que la probabilidad de realineamiento es creciente, por lo que la probabilidad de un cambio de régimen en un instante del tiempo t , condicional a la duración, aumentaría con el tiempo. Sin embargo, un análisis más detallado del gráfico nos llevaría a destacar tramos en los que la pendiente es relativamente elevada (especialmente de 6 a 40 semanas y, en mayor medida, de 97 a 122 semanas) y tramos de menor pendiente (40 a 97 semanas). Esta menor pendiente podría justificarse en función de la existencia de un efecto credibilidad del SME, ya que más de la mitad de dichas duraciones corresponden a monedas del grupo que hemos denominado "núcleo". En el Gráfico 7 se presenta la estimación no paramétrica de la función de azar por grupos de monedas. Las dos funciones mantienen un perfil similar, salvo en el tramo de duraciones 80 a 97 semanas. Para este tramo, la función de azar del núcleo sigue siendo constante mientras que en la periferia es creciente, lo cual podría reflejar el hecho de la relativa escasez de observaciones de estas duraciones para el primer grupo de monedas.

Gráfico 6: Estimación no paramétrica de la función de azar

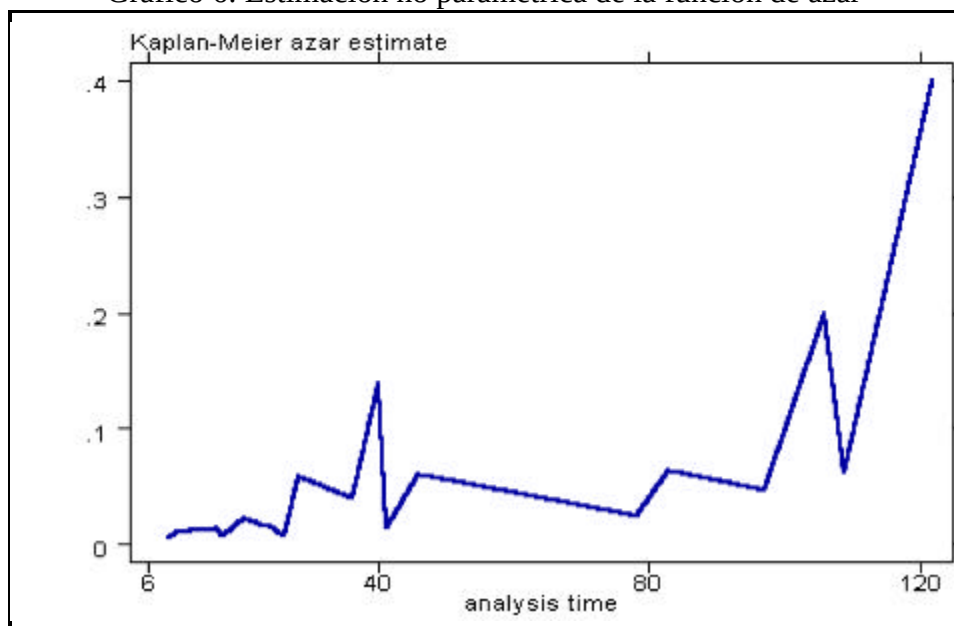
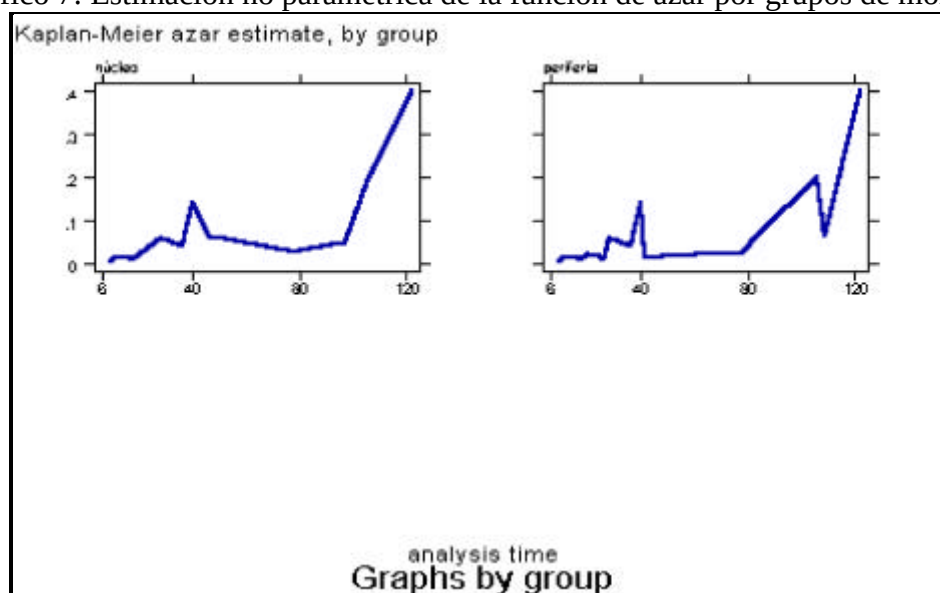


Gráfico 7: Estimación no paramétrica de la función de azar por grupos de monedas



4.2 Estimación paramétrica

Antes de proceder a la estimación paramétrica de la dependencia de la duración de los distintos regímenes es necesario identificar y medir las variables que ejercen alguna influencia sobre la probabilidad de cambio de régimen. Obviamente, no todas las variables tienen contenido económico, ya que la probabilidad de un realineamiento depende de un conjunto de factores, algunos de ellos políticos, que resultan difíciles de medir. Además, dada la frecuencia semanal de nuestro análisis, el conjunto de información disponible sobre las variables fundamentales que pudieran influir en el cambio de régimen es relativamente reducido. En nuestra especificación hemos considerado dos variables fundamentales: el diferencial de tipos de interés de cada

moneda respecto del marco y un indicador de credibilidad del tipo de cambio.

Respecto al diferencial de tipos de interés, la hipótesis de paridad descubierta de intereses establece que:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = i_t - i_t^* \quad (13)$$

donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal (expresado en unidades monetarias nacionales por unidad monetaria extranjera), i_t el tipo de interés nacional e i_t^* el tipo de interés alemán, y donde E_t representa el operador esperanza condicionado a la información disponible en t . Por otra parte, a partir de la hipótesis de paridad del poder adquisitivo tenemos que:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = B_t - B_t^* \quad (14)$$

donde B_t y B_t^* representan las tasas de inflación esperadas nacional y alemana, respectivamente.

Así pues, combinando las expresiones (11) y (12) obtendríamos

$$i_t - i_t^* = B_t - B_t^* \quad (15)$$

de forma que el diferencial de tipos de interés recogería las expectativas de los agentes respecto al diferencial en tasas de inflación entre las dos economías. Por consiguiente, aumentos en el diferencial de tipos de interés, al sugerir un mayor riesgo de devaluación, generarían expectativas de un realineamiento futuro, afectando negativamente a la duración de una determinada paridad. En las estimaciones que siguen utilizamos el tipo de interés interbancario a tres meses facilitado por el BBVA, tipo este que se suele emplear en la literatura para aproximar las expectativas de los agentes.

En cuanto al indicador de credibilidad, a partir de los resultados de Ledesma-Rodríguez *et al.* (2001), usamos una medida de credibilidad marginal ya que parece ser el mejor indicador disponible a la hora de aproximar el grado de creencia asignado por los agentes al compromiso de las autoridades monetarias de mantener una paridad central de su moneda, aceptando la fluctuación del tipo de cambio en torno a ella dentro de unas bandas o límites superior e inferior. Esta medida de credibilidad marginal, propuesta inicialmente por Weber (1991), trata de captar la influencia de los anuncios de medidas de política económica sobre las expectativas de los agentes. Así, las expectativas del público con la información disponible en el período actual (o valor actual de esa variable, dadas las expectativas racionales) se expresan como una combinación lineal del anuncio oficial y de las expectativas de los agentes con la información disponible en el período anterior. La ponderación (") que aplican los agentes al anuncio de las autoridades al formar sus expectativas desempeña

un papel crucial y se le denomina credibilidad marginal. Formalmente, la credibilidad marginal viene definida a partir de la expresión:

$$s_t - E_{t-1}(s_t) = \alpha [c_t - E_{t-1}(s_t)] + u_t \quad (16)$$

donde c_t representa el logaritmo de la paridad central, siendo las variables con esperanzas las expectativas condicionadas a la información en $t-1$. Por su parte u_t es un término de perturbación aleatoria. La estimación de α requiere la generación previa de una serie del tipo de cambio esperado, algo para lo que Ledesma-Rodríguez *et al.* (2001) utilizan el filtro de Kalman, de modo que se obtiene un valor de α distinto para cada momento del período muestral, lo que a su vez la observación de su evolución en el tiempo.

Cabe señalar por último que en las estimaciones paramétricas se incluyeron también dos variables adicionales: el porcentaje y número de realineamientos de cada moneda. Sin embargo, el número de realineamientos registrado por cada moneda no resultó nunca significativo y el porcentaje de variación en la paridad central en cada realineamiento, aún cuando resultó marginalmente significativo, su inclusión no ayudaba a mejorar el ajuste de los modelos estimados. Es por ello que, en virtud del principio econométrico de la simplicidad de los modelos, los resultados ofrecidos no incluyen estas dos variables.

En todas las estimaciones el número de observaciones es de 158 y el número de cambios 64. En el Cuadro 5 se presentan los coeficientes estimados de los parámetros de la función de azar para los distintos modelos propuestos en la sección anterior correspondientes al conjunto de monedas del SME². Estimamos todos los modelos de la forma AFT.

²En la estimación de la función de azar incluyendo el porcentaje y número de realineamientos, solamente el porcentaje es significativo y positivo. El diferencial de interés y medida de credibilidad tienen los signos esperados pero presentan valores inferiores.

Cuadro 5: Estimación paramétrica					
	Cox	Exponencial	Weibull	Log-normal	Gamma-Generalizada
Diferencial de tipos de interés	0,193 (3,33)	0,129 (2,93)	0,101 (2,51)	0,113 (3,81)	0,115 (3,89)
Medida de credibilidad	-1,143 (-3,16)	-1,345 (-4,19)	-0,915 (-3,65)	-0,899 (-4,4)	-0,907 (-4,43)
constante		-4,300 (-16,88)	-4,258 (-18,23)	-3,994 (-23,69)	-3,986 (-23,84)
Parámetro auxiliar			p=1,669 (12,96)	F=0,768 (13,47)	6=-0,010 (-0,22) F=0,759 (13,65)
AIC	501,28	246,89	224.76	217,77	219,50
Wald test [P (df=1)]					(6=0) 0,048 (6=1) 486,315
LR[P (df=1)]		31,39	7,26	0,26	
Nº observaciones	158				
Nº cambios	64				
Notas: Todos los coeficientes estimados son significativos al 95%. df representa los grados de libertad.					

Como puede apreciarse, los coeficientes estimados para la medida de credibilidad marginal y el diferencial de intereses son significativos y presentan el signo esperado (positivo y negativo, respectivamente). Así pues, si la probabilidad de cambio es elevada, los realineamientos tendrán lugar más frecuentemente, siendo menores los tiempos de supervivencia. Por el contrario, cuando dicha probabilidad es baja, los realineamientos ocurrirán más raramente, por lo que la supervivencia de la paridad central será mayor.

El Cuadro 5 también recoge la estimación del parámetro auxiliar de las tres últimas distribuciones. Para la Weibull decíamos que este parámetro representa la pendiente de la función de azar, que en este caso es mayor que uno, lo cual indicaría que la función de azar aumenta con el tiempo, aunque de forma suave, lo que no sería consistente con la función de azar empírica anteriormente comentada. Para la log-normal, el parámetro F comprime o estira la función de azar y cuanto más elevado sea dicho parámetro, más rápidamente alcanza un pico dicha función haciéndose indistinguible de la resultante de un modelo Weibull. Este último caso podría ser relevante en nuestros datos, ya que obtenemos un valor de 0,77. Por último, el parámetro de pendiente estimado para el modelo gamma generalizado ($\hat{\gamma} = -0,01$) nos permite contrastar la hipótesis $\gamma = 0$, para evaluar la validez del modelo log-normal y $\gamma = 1$, para ver si el modelo apropiado es el Weibull. El Cuadro 5 recoge el valor del contraste de Wald para $\gamma = 0$ y $\gamma = 1$, que indica que no podemos rechazar la hipótesis de $\gamma = 0$, pero sí la de $\gamma = 1$, lo que sugiere que el modelo paramétrico más apropiado para nuestros datos sería el log-normal.

El Cuadro 5 también recoge otros estadísticos para seleccionar el modelo que se ajusta a los datos, como el valor de la función de máxima verosimilitud (*log likelihood*). Dado que los modelos no están anidados, recurrimos al criterio de información Akaike (AIC). Akaike (1974) propone penalizar el valor de función de máxima verosimilitud asociado a cada modelo para reflejar el número de parámetros estimados en dicho modelo. En particular, el criterio AIC puede ser definido como:

$$AIC = -2 * (\log \text{likelihood}) + 2(c + q + 1) \quad (17)$$

donde c es el número de parámetros (variables explicativas) del modelo y q es el número de parámetros auxiliares. A la luz de los resultados ofrecidos en el Cuadro 5, el modelo más apropiado es el log-normal, ya que le corresponde el valor más pequeño del estadístico AIC.

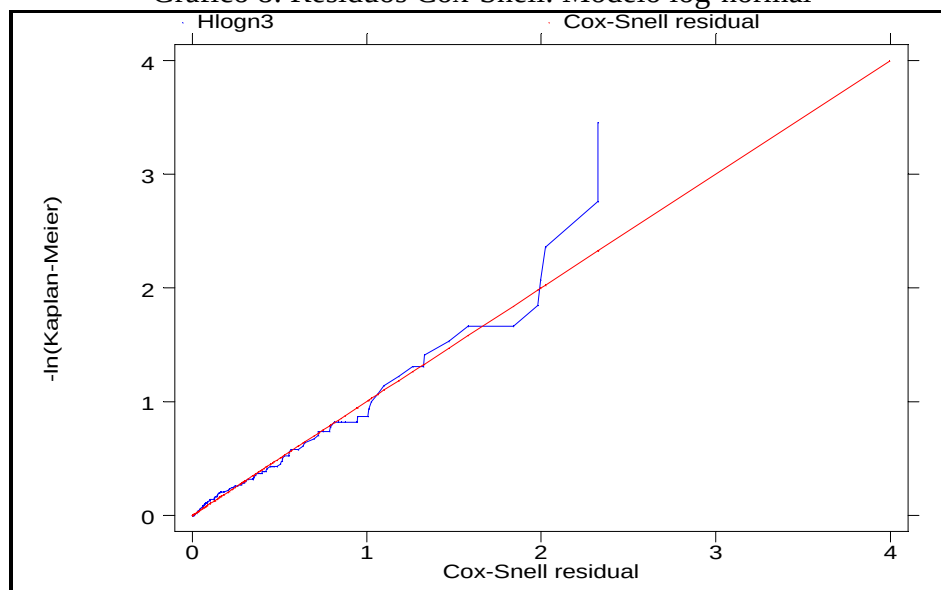
Por otra parte, otro contraste que se utiliza para evaluar la hipótesis de $\delta=0$ o $\delta=1$ es la razón de verosimilitud (LR) que calculamos tomando la diferencia del valor de la función de máxima verosimilitud entre dos modelos estimados diferentes y multiplicando por 2. Todos los contrastes tienen un grado de libertad, con excepción del modelo exponencial *versus* el modelo gamma generalizado, que tiene dos grados de libertad. Los resultados obtenidos sugieren que el modelo exponencial y Weibull pueden ser rechazados. En cambio, el log-normal no sería rechazado. Así pues, todos los estadísticos utilizados indicarían que este modelo es el que mejor ajusta los datos.

Por último, un método adicional para evaluar la validez del modelo log-normal, habiendo eliminado el Weibull, es considerar un análisis gráfico de los residuos Cox-Snell (1968). Dichos residuos se definen como:

$$\hat{e} = - \log \hat{S}(t) \quad (18)$$

Si el modelo log-normal ajustara adecuadamente los datos, entonces sus residuos Cox-Snell tendrían una distribución exponencial censurada estándar con un ratio igual a uno. Podemos verificar esto, calculando la estimación empírica de la función de supervivencia acumulada, $H(t)$, basada en la estimación de la función de supervivencia Kaplan-Meier tomando los residuos Cox-Snell como la variable tiempo. Si el modelo ajusta adecuadamente los datos, entonces el gráfico de la función de supervivencia acumulada $H(t)$ con respecto a los residuos debería ser una línea recta con pendiente uno. Como se observa en el Gráfico 8, que muestra los residuos Cox-Snell para el modelo paramétrico log-normal, este modelo ajustaría bien los datos, salvo para residuos grandes donde la pendiente excede de uno, ya que el ajuste obtenido para duraciones elevadas es peor debido a que tenemos menos observaciones.

Gráfico 8: Residuos Cox-Snell: Modelo log-normal



Los Gráficos 9 y 10 muestran las funciones de supervivencia estimadas para cada uno de los modelos analizados. Como se observa, el modelo proporcional Cox sobreestima la función de supervivencia para todo valor de t .

Gráfico 9: Funciones de supervivencia empírica versus estimada. Modelo Proporcional Cox

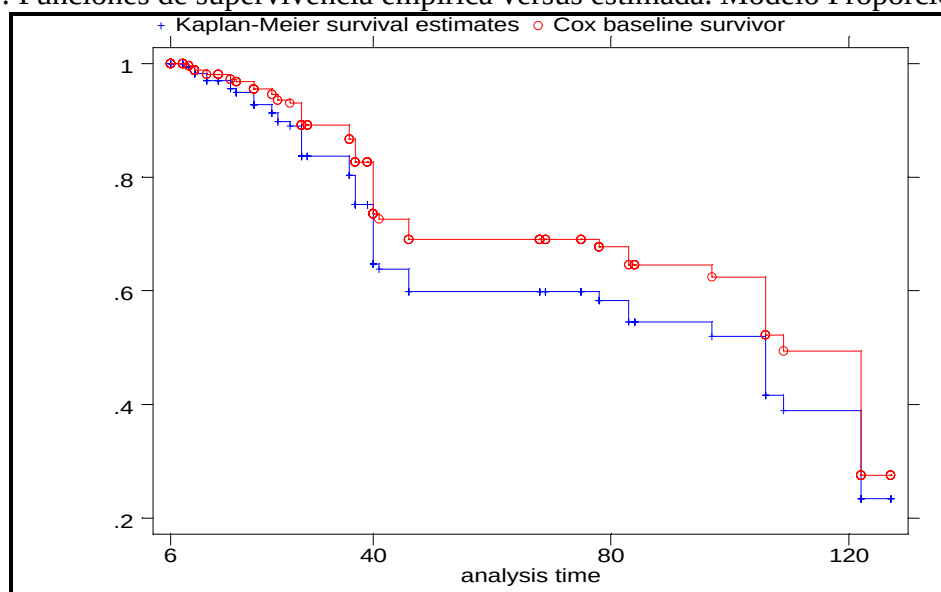
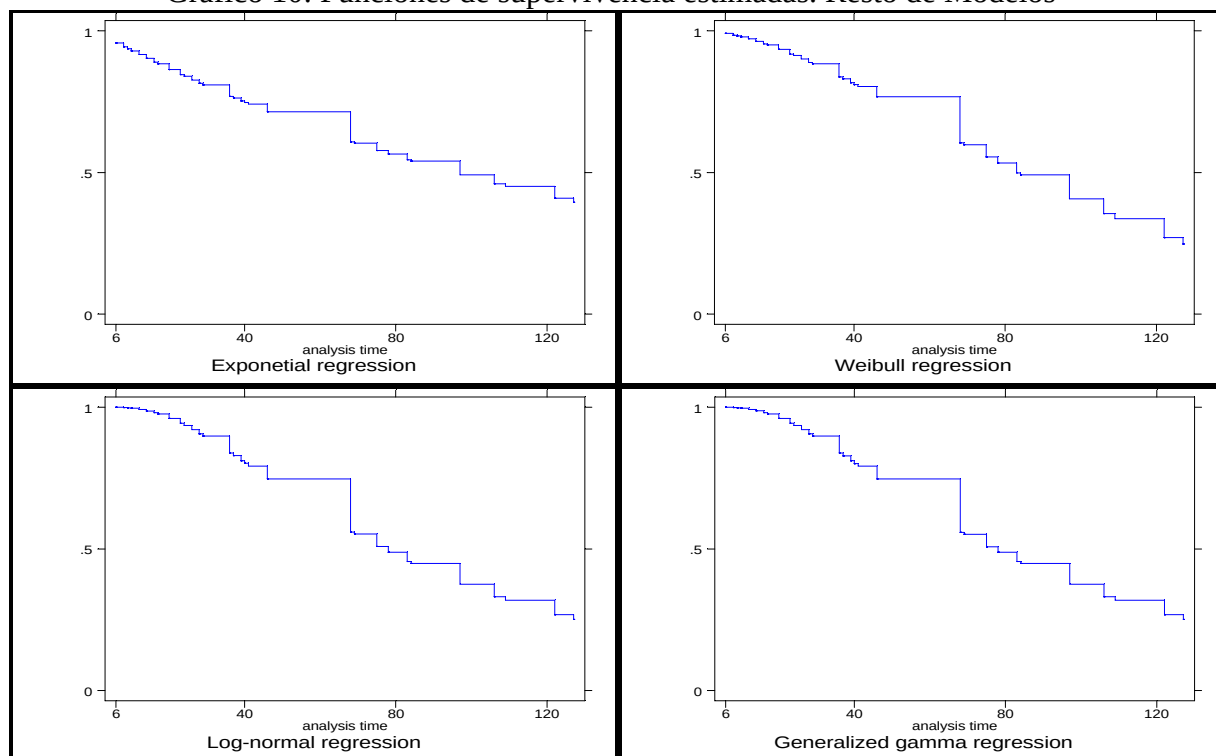


Gráfico 10: Funciones de supervivencia estimadas. Resto de Modelos



5. Consideraciones finales

En este trabajo hemos examinado los cambios de régimen del Mecanismo de Cambios e Intervención del Sistema Monetario Europeo (SME). Para ello, aplicando la metodología de los modelos de duración a datos semanales que cubren la historia completa del SME, hemos realizado un análisis del tiempo transcurrido entre dos cambios consecutivos de las paridades centrales que se han establecido para cada moneda en el MCI, estimando las tasas de supervivencia y de riesgo de dicha variable.

En primer lugar, hemos llevado a cabo un análisis no paramétrico en el que únicamente se tiene en cuenta el tiempo, con el fin de determinar cómo afecta la duración de un régimen a la probabilidad de realineamiento. Los resultados obtenidos sugieren que dicha probabilidad disminuye rápidamente en las duraciones cortas, para posteriormente registrar variaciones más suaves conforme aumenta el tiempo. Al distinguir entre grupos de monedas, observamos que el grupo de monedas que forman el núcleo sería más estable, si bien contrastes de igualdad de las funciones de supervivencia de cada moneda sugieren que no existe heterogeneidad en la muestra.

En segundo lugar, realizamos un análisis paramétrico con el fin de incorporar otras variables que pueden influir en que se produzca un cambio de régimen. Para ello, examinamos el papel que podrían haber desempeñado el diferencial de tipos de interés con Alemania y un indicador de credibilidad. Los resultados obtenidos indican que el diferencial de tipos de interés habría afectado negativamente a la duración de una determinada paridad, mientras que la credibilidad habría influido positivamente

en dicha duración. Por otra parte, tras un exhaustivo análisis de comparación y validación entre modelos alternativos, llegamos a la conclusión de que el modelo log-normal sería el más apropiado para los datos utilizados.

Consideramos que los resultados obtenidos en este trabajo son interesantes, no sólo para la experiencia histórica europea entre 1979 y 1998, sino también para el análisis y seguimiento de otras posibles zonas objetivas de tipos de cambio como el Sistema Monetario Europeo II que regula los compromisos cambiarios entre los países integrados en la Zona Euro y sus socios europeos que no participan de la moneda única (tanto miembros actuales de la Unión Europea como futuros candidatos) (véase ECOFIN, 2000).

Referencias:

- Aalen, O. O., (1978): "Nonparametric Inference for Family of Counting Processes", *Annals of Statistics*, 6, 701-726.
- Akaike, H. (1974): " A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 716-723.
- Bajo-Rubio, O., Sosvilla-Rivero, S. and Fernández-Rodríguez, F. (2001): "Asymmetry in the EMS: New Evidence Based on Non-linear Forecasts", *European Economic Review*, 45, 451-473.
- Bertola, G. and Caballero, R. (1992): "Target Zones and Realignment", *American Economic Review*, 82, 520-530.
- Commission of the European Communities (1993): "The ERM in 1992", *European Economy*, 54, 141-157.
- Cox, D. R. (1972): "Regression Models and Life Tables", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34, 187-202.
- Cox, D. R. y Snell, E. J. (1968): "A General Definition of Residuals (with Discussion)", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 39, 248-275.
- De Grauwe, P., Dewachter, H. y Veestraeten, D. (1999): "Explaining recent European exchange-rate stability", *International Finance*, 2, 1-31.
- ECOFIN (2000): "Questions relating to the applicant countries' economic stability and exchange rate strategy: Conclusions". 2283rd Council meeting, Brussels, July 17 (disponible en <http://ue.eu.int/newsroom/main.cfm1>).
- Edin, P. A. and Vredin, A. (1993): "Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries", *Economic Journal*, 103,161-175.
- Fernández-Rodríguez, F., Sosvilla-Rivero, S. and Andrada-Félix, J. (1999): "Exchange-rate forecasts with simultaneous nearest-neighbour methods: Evidence from the EMS. *International Journal of Forecasting*, 15, 383-392.
- Fernández-Rodríguez, F., Sosvilla-Rivero, S. and Andrada-Félix, J. (2000): "Technical analysis in foreign exchange markets: Linear versus nonlinear trading rules", Documentos de Economía y Finanzas Internacionales 00-02, AEEFI-FEDEA (disponible en <ftp://ftp.fedea.es/pub/defi/2000/defi00-02.pdf>).

- Fernández-Rodríguez, F., Sosvilla-Rivero, S. and Martín-González, J. (2001): "Credibility in the EMS: New Evidence Using Nonlinear Forecastability Tests", forthcoming in *European Journal of Finance*.
- Higging, B. (1993): "Was the ERM Crisis Inevitable?", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Forth Quarter, 27-40.
- Kaplan, E. L. and Maier, P. (1958): "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-481.
- Kiefer, N. M. (1988): "Economic Duration Data and Hazard Functions", *Journal of Economic Literature*, 26, 646-679.
- Krugman, P. (1991): "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 669-682.
- Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. and Sosvilla-Rivero, S. (2001): "Assessing the credibility of a target zone: Evidence from the EMS", Documento de Trabajo 2001-04, FEDEA.
- Nelson, W. (1972): "Theory and Applications of Hazard Plotting for Censored Failure Data", *Technometrics*, 14, 945-965.
- Sosvilla-Rivero, S., Fernández-Rodríguez, F., and Bajo-Rubio, O. (1999): "Exchange Rate Volatility in the EMS Before and After the Fall", *Applied Economics Letters*, 6, 717-722.
- Svensson, L.E.O. (1991): "The Simplest Test of Target Zone Credibility", *IMF Staff Papers*, 38, 655-665.
- Svensson, L.E.O. (1992): "An Interpretation of Recent Research on Exchange Rate Target Zones", *Journal of Economic Perspectives*, 6-4, 119-144.
- Weber, A. (1991): "EMS Credibility", *Economic Policy*, 12, 58-102.

RELACION DE DOCUMENTOS DE FEDEA

COLECCION RESUMENES

98-01: “Negociación colectiva, rentabilidad bursátil y estructura de capital en España”, **Alejandro Inurrieta**.

TEXTOS EXPRESS

2001-01: “La reforma de las pensiones en el contexto internacional”, **José A. Herce y Juan F. Jimeno**.

2000-03: “Efectos sobre la inflación del redondeo en el paso a euros”, **Mario Izquierdo y Simón Sosvilla-Rivero**.

2000-02: “El tipo de cambio Euro/Dólar. Encuesta de FEDEA sobre la evolución del Euro”, **Simón Sosvilla-Rivero y José A. Herce**.

2000-01: “Recomendaciones para controlar el gasto sanitario. Otra perspectiva sobre los problemas de salud”, **José A. Herce**.

DOCUMENTOS DE TRABAJO

2001-05: “Duración de los regímenes del SME”, **Simón Sosvilla-Rivero y Reyes Maroto**.

2001-04: “Assessing the Credibility of a Target Zone: Evidence from the EMS”, **Francisco Ledesma-Rodríguez, Manuel Navarro-Ibáñez, Jorge Pérez-Rodríguez y Simón Sosvilla-Rivero**.

2001-03: “La política macroeconómica en economías interdependientes”, **Simón Sosvilla-Rivero**.

2001-02: “Smoking in Spain: Analysis of Initiation and Cessation”, **Namkee Ahn y José Alberto Molina**.

2001-01: “La privatización de las pensiones en España”, **José A. Herce**.

2000-28: “Multinational Enterprises and New Trade Theory: Evidence for the Convergence Hypothesis”, **Salvador Barrios, Holger Görg y Eric Strobl**.

2000-27: “Obsolescence Vs modernization in a Schumpeterian vintage capital model”, **Raouf Boucekkine, Fernando del Río y Omar Licandro**.

2000-26: “Provisión de servicios públicos y localización industrial”, **Luis Lanasa, Fernando Pueyo y Fernando Sanz**.

2000-25: “Labor Force Participation and Retirement of Spanish Older Men: Trends and Prospects”, **Namkee Ahn y Pedro Mira**.

2000-24: “Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992”, **Irene Olloqui y Simón Sosvilla-Rivero**.

2000-23: “Optimal Growth under Endogenous Depreciation, Capital Utilization and Maintenance Costs”, **Omar Licandro, Luis A. Puch y J. Ramón Ruiz-Tamarit**.

2000-22: “Expectativas, Aprendizaje y Credibilidad de la Política Monetaria en España”, **Jorge V. Pérez-Rodríguez, Francisco J. Ledesma-Rodríguez, Manuel Navarro-Ibáñez y Simón Sosvilla-Rivero**.

2000-21: “Población y salud en España. Patrones por género, edad y nivel de renta”, **José Alberto Molina y José A. Herce**.

2000-20: “Integration and Growth in the EU. The Role of Trade”, **M^a Luz García de la Vega y José A. Herce**.