



Universidad de Navarra

CIIF

Documento de Investigación

DI nº 620

Marzo, 2006

ESTUDIO DE LA TASA DE CAMBIO DOLAR-EURO

Miguel A. Ariño

Miguel A. Canela

IESE Business School – Universidad de Navarra

Avda. Pearson, 21 – 08034 Barcelona, España. Tel.: (+34) 93 253 42 00 Fax: (+34) 93 253 43 43

Camino del Cerro del Águila, 3 (Ctra. de Castilla, km 5,180) – 28023 Madrid, España. Tel.: (+34) 91 357 08 09 Fax: (+34) 91 357 29 13

Copyright © 2006 IESE Business School.

El CIIF, Centro Internacional de Investigación Financiera, es un centro de carácter interdisciplinar con vocación internacional orientado a la investigación y docencia en finanzas. Nació a principios de 1992 como consecuencia de las inquietudes en investigación financiera de un grupo interdisciplinar de profesores del IESE, y se ha constituido como un núcleo de trabajo dentro de las actividades del IESE Business School.

Tras más de diez años de funcionamiento, nuestros principales objetivos siguen siendo los siguientes:

- Buscar respuestas a las cuestiones que se plantean los empresarios y directivos de empresas financieras y los responsables financieros de todo tipo de empresas en el desempeño de sus funciones.
- Desarrollar nuevas herramientas para la dirección financiera.
- Profundizar en el estudio de los cambios que se producen en el mercado y de sus efectos en la vertiente financiera de la actividad empresarial.

Todas estas actividades se proyectan y desarrollan gracias al apoyo de nuestras Empresas Patrono, que además de representar un soporte económico fundamental, contribuyen a la definición de los proyectos de investigación, lo que garantiza su enfoque práctico.

Dichas empresas, a las que volvemos a reiterar nuestro agradecimiento, son: Aena, A.T. Kearney, Caja Madrid, Fundación Ramón Areces, Grupo Endesa, Telefónica y Unión Fenosa.

<http://www.iese.edu/ciif/>

ESTUDIO DE LA TASA DE CAMBIO DOLAR-EURO

Miguel A. Ariño*

Miguel A. Canela**

Resumen

En este informe se describen los rasgos principales de la evolución de la tasa de cambio dólar-euro, usando datos diarios, desde la adopción efectiva del euro a principios de 1999 hasta finales de 2005. Se muestra cómo la trayectoria de esta tasa de cambio se puede caracterizar de distinta forma según la escala temporal adoptada.

En primer lugar, al examinar las variaciones en períodos superiores a seis meses, la trayectoria de la tasa dólar-euro se puede caracterizar mediante una sucesión de tendencias lineales. Sobre esta tendencia poligonal se superponen unos ciclos de entre uno y tres meses de duración. Por último, a escala diaria, muestra un comportamiento prácticamente impredecible, muy cercano a lo que en econometría se denomina ruido blanco.

Estas pautas no son exclusivas de la tasa dólar-euro, sino compartidas, en general, por las tasas de cambio contra el dólar de las monedas de flotación libre. Tomando el valor de cambio del dólar contra una cesta de monedas utilizada por la Reserva Federal, se muestra que las pautas observadas pueden ser atribuidas a las variaciones en el valor “intrínseco” del dólar.

* Profesor de Análisis de Decisiones, IESE

** Profesor de la Universitat de Barcelona

Palabras clave: Tasa de cambio, volatilidad, índice cesta monedas.

ESTUDIO DE LA TASA DE CAMBIO DOLAR-EURO

Introducción

En la abundante literatura sobre las tasas de cambio podemos distinguir dos enfoques. Por un lado, el enfoque macroeconómico, bajo el que se trata de relacionar la evolución de una tasa de cambio con variables monetarias (los *monetary fundamentals*), tales como agregados monetarios o índices que reflejen los ingresos a nivel nacional. En los estudios realizados bajo este enfoque se usan datos mensuales, que para la tasa de cambio corresponden a su valor el último día del mes, y para los *fundamentals* se extraen de los agregados monetarios (M1, M2 o M3) e índices de producción industrial. Estos índices se usan como sustituto del PIB, que tiene periodicidad trimestral.

Los resultados sobre la posibilidad de predecir la evolución de la tasa de cambio a partir de los *fundamentals* han sido negativos. En un artículo muy citado, Meese y Rogoff (1983) mostraron que las predicciones de la tasa de cambio basadas en los *fundamentals* no eran mejores que las basadas en un simple modelo de *paseo aleatorio* (véanse detalles más adelante). Los resultados de Meese y Rogoff, que en su momento tuvieron un efecto devastador, generaron una multitud de estudios dirigidos a verificar la robustez de su método. Se puede hallar en Sarno (2005) una revisión de ésta y otras cuestiones sobre las tasas de cambio.

Sarno sugiere otras vías para el análisis de este problema, apuntando dos explicaciones de los decepcionantes resultados obtenidos hasta el momento. Una, que los estudios realizados se restringen a los métodos de predicción clásicos de la econometría, basados, esencialmente, en regresiones lineales. La segunda, que solamente usan información *pública*, aunque la información privada, por ejemplo, sobre las decisiones de los inversores, es clave para explicar el comportamiento de las tasas de cambio. En otra línea, Andersen et al. (2002) han probado la influencia del flujo de noticias macroeconómicas sobre la evolución de las tasas de cambio a lo largo del día.

Otra parte de la literatura aborda el estudio de la evolución de las tasas de cambio desde un punto de vista diferente. En lugar de desarrollar un modelo para predecir el valor de la tasa de cambio a partir de otras variables, se escoge un modelo de entre los habituales en el análisis de series temporales. Una de las ventajas de este enfoque es que podemos ensayar modelos multivariantes, en los que intervengan varias tasas de cambio, examinando la dependencia entre ellas, mediante correlaciones o medidas similares. Otra ventaja es que, al no estar ligado por el hecho de que las variables monetarias con las que se quiere relacionar la tasa de cambio tienen frecuencia mensual (en el caso del PIB, trimestral), el investigador puede ensayar un modelo para la evolución diaria (e incluso intradiaria) de la tasa de cambio.

No obstante, estos trabajos, de interés teórico, aportan poco a la predicción de la evolución futura de las tasas. Si bien se deduce que un determinado coeficiente de una ecuación es significativo, estableciendo la relación entre dos variables, las ecuaciones obtenidas resultan de poca utilidad práctica. Por ejemplo, Ehrmann et al. (2005) proponen un modelo estructural para la transmisión entre los retornos diarios de acciones, bonos, tasas de interés y tasas de cambio, hallando evidencias de que la transmisión, efectivamente, tiene lugar. Pero el modelo sólo puede aplicarse a posteriori, cuando se dispone de todos los datos del día.

Entre los modelos univariantes, el más simple es el paseo aleatorio, cuyas predicciones son muy sencillas. En la mayoría de los casos, el modelo de paseo aleatorio se aplica al logaritmo de la tasa de cambio. De este modo, si $x(t)$ es la tasa de cambio en el período t , la variación del logaritmo de la tasa respecto al período anterior es el llamado retorno logarítmico, que seguirá un modelo de *ruido blanco* (es decir, que no hay correlación entre el valor actual y los pasados). Pese a involucrar una transformación logarítmica, la interpretación de este retorno es directa, ya que la podemos tomar como una aproximación de la proporción en que la tasa ha cambiado respecto al período anterior, es decir:

$$r(t) = \nabla \log x(t) = \log(x(t)/x(t-1)) \approx \frac{x(t) - x(t-1)}{x(t-1)}$$

Hay que aclarar que la discusión de que en qué medida el modelo del paseo aleatorio es válido no se ha de plantear en abstracto, sino en el contexto de unas tasas de cambio determinadas y siempre especificando la frecuencia con la que se registra la tasa de cambio. Así, Guo y Savickas (2005) argumentan que el modelo del paseo aleatorio no es válido para las tasas de cambio, aunque usando datos trimestrales. Otra cosa muy distinta es lo que sucede con las variaciones a más corto plazo, en particular con las variaciones diarias, de las que se ocupa principalmente este informe.

En este estudio nos ocupamos de la evolución de la tasa de cambio del euro al dólar americano desde su adopción efectiva, a principios de 1999, hasta finales de 2005. Los datos usados en este informe ($n = 1756$) corresponden a la *US/Euro Foreign Exchange Rate*, tal como la hace pública el Board of Governors of the Federal Reserve System (*buying rates in New York City for cable transfers payable in foreign currencies*). Los datos se han extraído de la base de datos de la Federal Reserve of Saint Louis (FRED), de acceso público.

Mientras otros estudios, con una orientación macroeconómica, examinan series que cubren períodos mucho más largos, reconstruyendo las tasas del euro en el período anterior a 1999 a partir de las del marco alemán, éste tiene una orientación financiera, centrándose en las expectativas a corto plazo.

Prestamos especial atención a dos cuestiones de gran interés en el estudio de las tasas de cambio: los cambios de tendencia (*turning points*) y la volatilidad. Usamos aquí un método no paramétrico sencillo para establecer la tendencia, identificando los cambios con un método muy popular, introducido en un trabajo ya clásico de Bry y Boschan (1971), que se ha usado con frecuencia para identificar ciclos en las series macroeconómicas (*business cycles*).

La volatilidad de las tasas de cambio se ha evaluado bajo distintos enfoques. El usado aquí es el método directo, que se basa en la propia serie de valores de la tasa para obtener una estimación de la volatilidad mediante técnicas de análisis de series temporales convencionales. Otro método, que usa los precios de las opciones ligadas a la tasa de cambio, se basa en la fórmula de Black-Scholes, asumiendo que los valores observados provienen del muestreo de un proceso

continuo (*implied volatility*). Recientemente se han popularizado otros métodos que usan medidas de dispersión de los valores de la tasa a lo largo del día como medida de la volatilidad (*realized volatility*). En Andersen et al. (2005) se puede hallar una revisión bastante completa de la metodología para evaluar la volatilidad. Nuestra preferencia por la evaluación directa de la volatilidad se debe a que es la práctica habitual en las finanzas profesionales y a que no deseábamos entrar en el análisis de la variación intradiaria de la tasa.

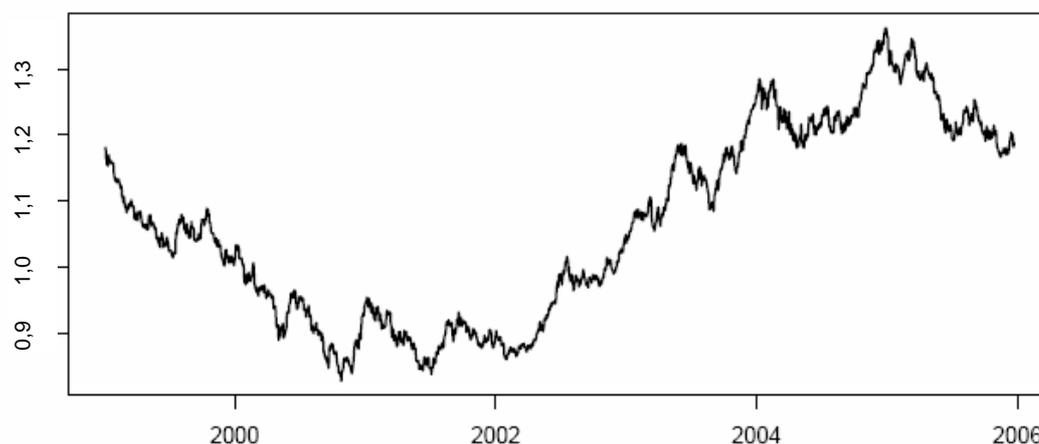
Al examinar las distintas cuestiones cubiertas por este informe comparamos en varias ocasiones la tasa dólar/euro con otras tasas de cambio, todas ellas referidas al dólar, con el fin de aclarar cuáles de los rasgos que observamos son específicos de la tasa que estudiamos. Los datos de estas tasas provienen de la misma fuente que los de la tasa dólar/euro. Hemos invertido algunas de ellas, como la del franco suizo (franco suizo/dólar), a fin de que todas tengan el dólar en el numerador, facilitando las comparaciones.

Ciclos largos de la tasa dólar/euro

En la Figura 1 se puede ver la evolución de la tasa de cambio dólar/euro, desde el 4 de enero de 1999 hasta el 23 de diciembre de 2005. Vemos la caída de la tasa de cambio desde el valor inicial de 1.181 hasta un mínimo de 0,827, el 25 de octubre de 2000, y la subida, más o menos continuada, desde febrero de 2002 hasta llegar al máximo de 1,362 el 30 de diciembre de 2004. A partir de ahí se inicia un descenso hasta un nivel ligeramente por debajo de 1,19, a finales de 2005. Tomando como referencia el punto medio entre el mínimo y el máximo, podemos decir que la variación total ha sido de $\pm 27\%$, lo que da una idea de la importancia de esta cuestión para los inversores.

Figura 1

Tasa de cambio dólar/euro

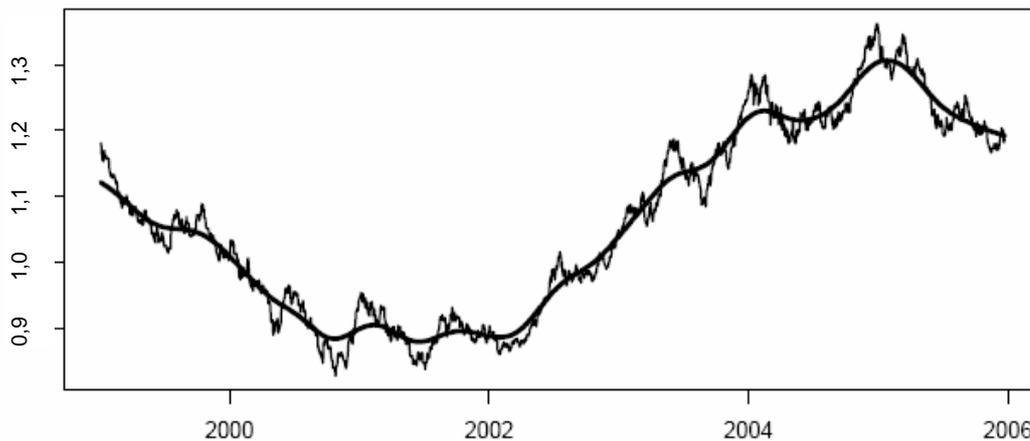


La Figura 1 sugiere que la variación de la tasa dólar/euro puede presentar distintos patrones, según cuál sea la perspectiva con que la examinemos. En primer lugar, cuando nos interesa el largo plazo, es decir, aquellas variaciones cuyo efecto no desaparezca en un plazo inferior a un trimestre, observamos cuatro períodos, o ciclos largos, que hemos puesto de manifiesto en la Figura 2 superponiendo a la serie de la Figura 1 una tendencia que refleja la variación a largo plazo.

La tendencia de la Figura 2 se ha obtenido mediante lo que en econometría se llama *suavizado* (*smoothing*) con un *núcleo gaussiano*. Más específicamente, cada valor de la tendencia, o serie suavizada, es una media ponderada de valores de la tasa dólar/euro, en la que los pesos siguen el perfil de una curva de campana cuya amplitud se puede regular según el grado de suavizado deseado. El parámetro que regula este efecto se llama *ancho de banda*. En la Figura 2 hemos usado un ancho de banda de 40 días, lo que permite eliminar las oscilaciones de amplitud inferior a cuatro meses.

Figura 2

Tasa de cambio dólar/euro, con tendencia



Tenemos de esta forma una curva en la que se ven cuatro períodos claros: un descenso inicial desde enero de 1999 hasta el segundo trimestre de 2000; un período de unos nueve meses en el que la tasa se mantiene en torno a 0,9 (con oscilaciones más cortas); un largo período de apreciación del euro de más de dos años, con un incremento de unos 0,4 dólares/euro, y un período final de recuperación del dólar, en el que estamos, para concluir en niveles algo más altos que los de principios de 1999.

Los puntos de cambio de tendencia se han determinado por el método de Bry-Boschan mencionado anteriormente, descrito con detalle por Harding y Pagan (2002). Este método asocia los cambios de tendencia a los períodos t_0 , donde el valor de la serie alcanza un máximo o un mínimo local, concretamente, donde se cumple, o bien:

$$x(t_0) = \text{máx.} \{x(t) : t_0 - k \leq t \leq t_0 + k\}$$

o bien:

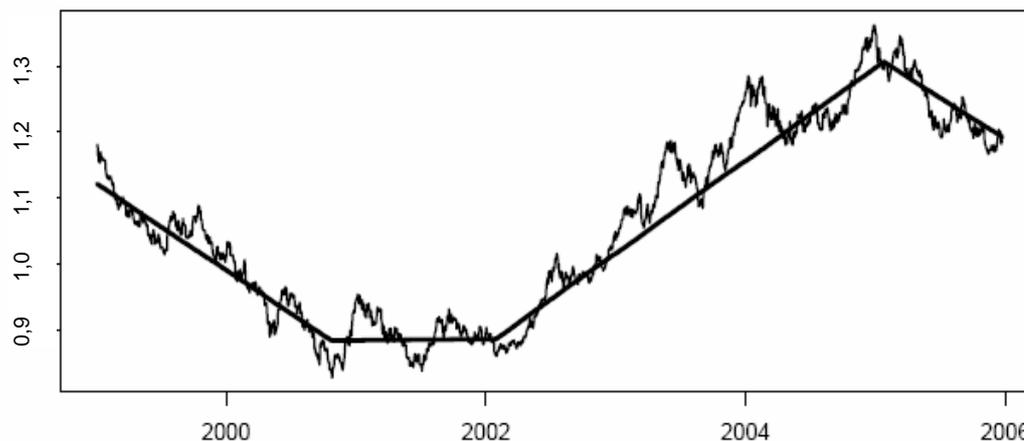
$$x(t_0) = \text{mín.} \{x(t) : t_0 - k \leq t \leq t_0 + k\}$$

k se escoge en función de la frecuencia de la serie. Para las series trimestrales del PNB a las que se aplicaron estas ideas por primera vez para identificar los ciclos económicos, se usaba $k = 2$, equivalente a medio año. En otra aplicación más reciente a los precios de las materias primas (*commodities*), McDermott y Scott (2000) toman $k = 12$ para series mensuales. Aquí, donde los datos son diarios, hemos usado $k = 50$, más o menos equivalente a dos meses y medio, aplicando el algoritmo a la serie suavizada.

Da la impresión de que no vamos a ver mucho cambio si reemplazamos la curva que da la tendencia en la Figura 2 por la línea quebrada que resulta al unir mediante segmentos de línea recta los puntos de cambio que hemos identificado. Eso es lo que hemos hecho para elaborar la tendencia poligonal de la Figura 3. Aunque el ajuste en la tercera fase podría mejorarse aumentando la pendiente de ese segmento, o introduciendo un período de estabilidad en 2004 antes de iniciar el descenso de 2005, podemos considerar que el gráfico ya alcanza el objetivo de mostrar la pauta de variación de la tasa dólar/euro en este período.

Figura 3

Tasa de cambio dólar/euro, con tendencia poligonal



Cabe preguntarse si esta pauta de variación es específica de esta tasa o, por el contrario, se da en otras tasas de flotación libre, de modo que se pueda atribuir a los cambios en el “valor” del dólar. En la Tabla 1 hemos recogido las correlaciones entre algunas tasas de cambio para ilustrar este punto. Tal como indicábamos anteriormente, algunas tasas se han invertido para favorecer la comparación. Así, por ejemplo, los resultados que damos aquí para la tasa dólar/franco suizo se refieren a la inversa de la tasa de cambio franco suizo-dólar (francos por dólar) publicada por la Reserva Federal.

Hemos incluido como un índice que puede servir de *benchmark*, el *Trade Weighted Exchange Index* (TWEI), que es una media ponderada de los valores de cambio del dólar contra las divisas de un grupo amplio de socios comerciales de Estados Unidos, publicada por la Reserva Federal. En este índice se ha igualado a 100 el valor del dólar en enero de 1997. Usamos en este trabajo el TWEI como un indicador (*proxy*) del valor intrínseco del dólar.

Tabla 1

Correlación entre distintas tasas de cambio

	USD/GBP	USD/CHF	USD/CAD	USD/MXP	USD/SAR	USD/JPY	USD/AUD	TWEI
USD/EUR	0,969	0,979	0,864	-0,885	0,636	0,520	0,947	-0,865
USD/GBP		0,941	0,866	-0,847	0,673	0,615	0,954	-0,891
USD/CHF			0,835	-0,923	0,489	0,428	0,888	-0,766
USD/CAD				-0,766	0,625	0,548	0,915	-0,862
USD/MXP					-0,401	-0,428	-0,785	0,644
USD/SAR						0,751	0,741	-0,882
USD/JPY							0,622	-0,765
USD/AUD								-0,941

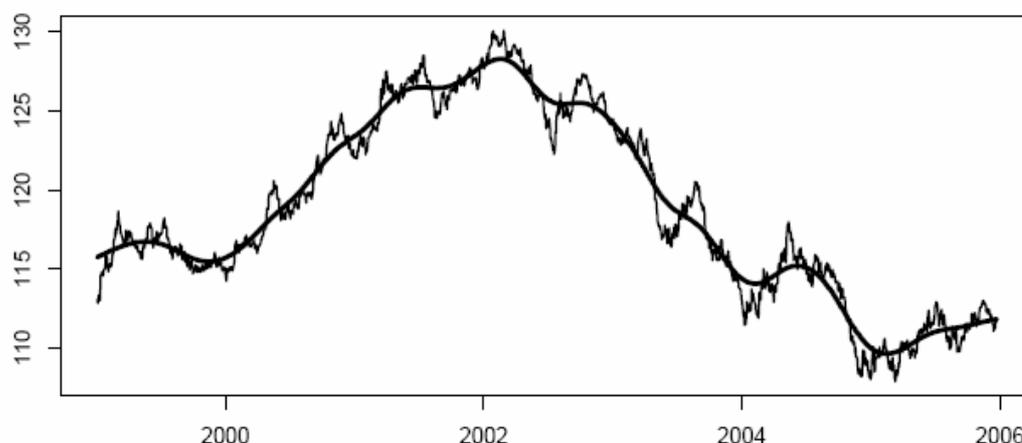
El signo de las correlaciones de la tabla es el que cabía esperar, excepto en el caso del peso mexicano, que constituye una excepción estudiada con detalle en un trabajo reciente (Canela y Pedreira, 2006). Dejando al margen este caso, puede verse que la correlación en el grupo de las divisas europeas y el dólar australiano es muy fuerte, algo más débil con el dólar canadiense, y más débil aún con el rand sudafricano y el yen japonés. Estas pautas se mantienen si incluimos en el primer grupo otras monedas europeas como la corona sueca, danesa o noruega, o el dólar neozelandés, o si consideramos otras monedas asiáticas como el won coreano, el dólar taiwanés o la rupia india.

Por otra parte, dejando aparte el peso mexicano, las correlaciones con el índice TWEI son fuertes, lo que pone de manifiesto que la mayor parte de la variación de las tasas de flotación libre puede atribuirse a los cambios en el valor general del dólar. En la Figura 4 mostramos la variación del índice TWEI en el período que estamos estudiando, con una tendencia obtenida por el mismo procedimiento que en la Figura 2.

La curva que da la tendencia en la Figura 4 es, en buena medida, un calco (invertido) de la de la Figura 2, especialmente a partir de principios de 2002. Esta similitud se puede atribuir, en parte, a que el euro domina la cesta de monedas usada para elaborar el índice TWEI. Para aclarar hasta qué punto los cambios en cualquiera de estas tasas de cambio se puede atribuir a la fortaleza o debilidad del dólar, usar el TWEI para obtener *proxies* del valor de cambio (contra las monedas usadas en el cálculo del TWEI) de las otras monedas, en una escala referida al valor de cambio del dólar en 1997.

Figura 4

Trade Weighted Exchange Index



Multiplicando la tasa de cambio por el TWEI, obtenemos un índice en el que el valor 100 corresponde al valor de cambio del dólar en enero de 1997. Este índice se usa en este trabajo como una *proxy* del valor intrínseco de cambio de una moneda. Cuanto menor sea el peso de una moneda en la cesta en que se basa el TWEI, más válida será esta *proxy*.

La Figura 5 muestra la evolución del valor de cambio del euro. Como contraste, hemos representado en la Figura 6 la del yen. Mientras la Figura 5 muestra unas pautas similares a las de la Figura 2 y a las de la Figura 4 (invertidas), la imagen es distinta en la Figura 6. Vemos en esta última que la tendencia del yen es, en parte del recorrido del gráfico, opuesta a la del euro.

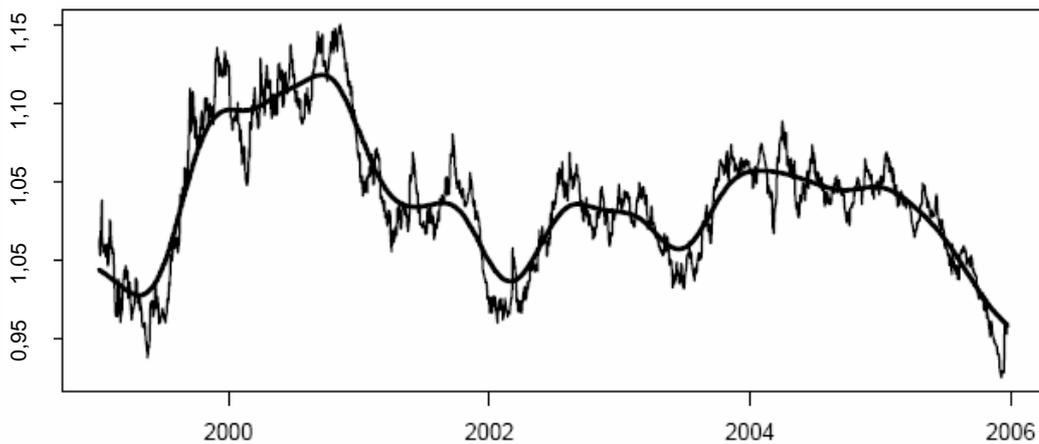
Figura 5

Valor intrínseco de cambio del euro



Figura 6

Valor intrínseco de cambio del yen



Es interesante comparar las correlaciones entre las *proxies* que hemos construido con las de la Tabla 1. En particular, en la Tabla 2 hemos recogido las del euro con las del resto de las monedas que figuraban en la Tabla 1. Destacan las correlaciones de la libra, el franco suizo y el dólar australiano, cuyo valor intrínseco parece fuertemente ligado al del euro. Lo mismo sucede con otras monedas europeas y con el dólar neozelandés (no incluidos en la tabla). La relación con el dólar canadiense es más débil, y aún más con el rand. En cambio, hallamos una correlación negativa con el yen (y con las otras monedas asiáticas). La correlación del peso mexicano, como dijimos antes, merece un análisis por separado.

Tabla 2

Correlación entre el valor intrínseco del euro y el de otras divisas

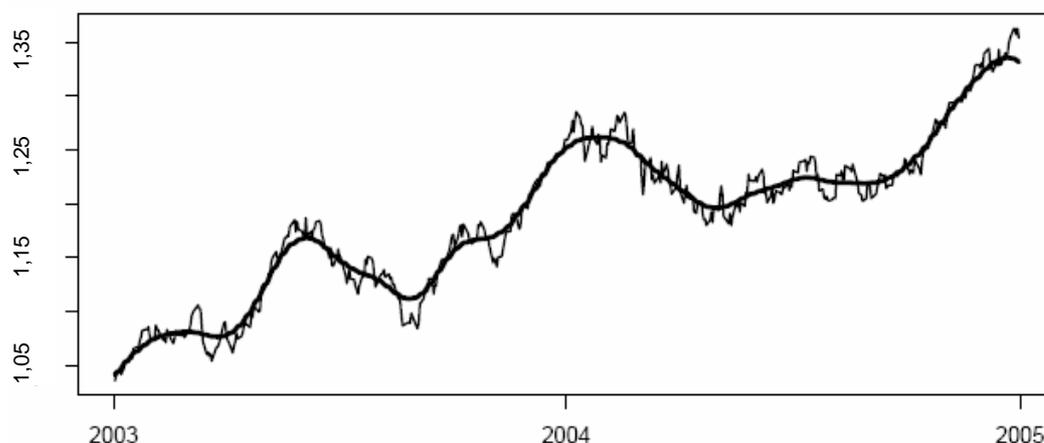
GBP	CHF	CAD	MXP	SAR	JPY	AUD
0,923	0,955	0,662	-0,921	0,332	-0,282	0,887

Ciclos cortos de la tasa dólar/euro

Nos vamos a ocupar en esta sección del ciclo corto de la tasa dólar/euro, que se describe con una tendencia que refleja las oscilaciones de la tasa con períodos más cortos que los observados en la sección anterior. Usamos de nuevo el método de la Figura 2, con una banda más estrecha. El examen de la Figura 2, que muestra unas oscilaciones en torno a la curva de tendencia de entre uno y tres meses de duración, sugiere un ancho de banda de diez días. El resultado, restringido a dos años para facilitar la visión, se presenta en la Figura 7.

Figura 7

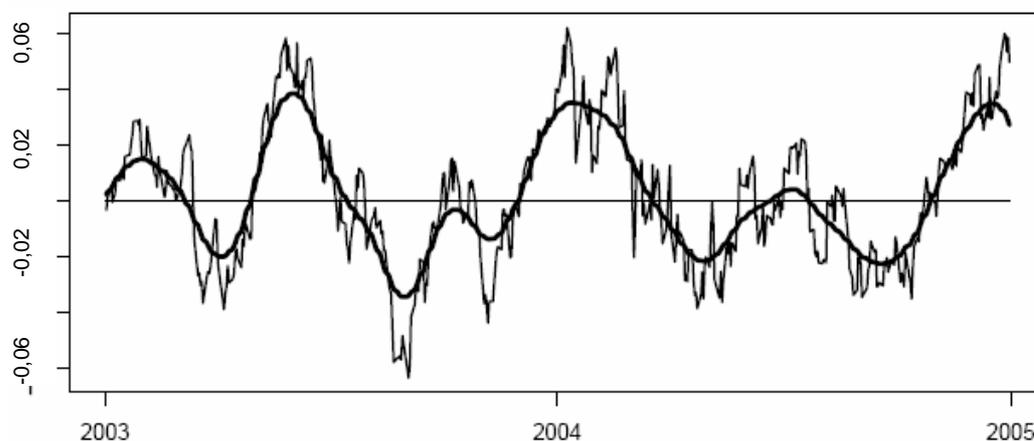
Tasa de cambio dólar/euro



Para facilitar la comprensión del ciclo largo de la tasa dólar/euro, lo hemos caracterizado mediante una línea quebrada, compuesta de una sucesión de tendencias de apreciación y depreciación, separadas por tres puntos de cambio. Con los datos disponibles no se puede ir más allá. Para caracterizar el ciclo corto adoptamos un punto de vista distinto. Primero preparamos una nueva serie que corresponde a las desviaciones respecto al ciclo largo, descontando de la tasa dólar/euro la tendencia de la Figura 2. Vamos a examinar esta serie, que se muestra en la Figura 8 para el mismo período que en la Figura 7.

Figura 8

Desviaciones del ciclo largo en la tasa dólar/euro, 2003-2004



La serie de la Figura 8 muestra una autocorrelación positiva muy fuerte (correlación de $x(t)$ y $x(t-1)$ igual a 0,950), aunque menos que la tasa dólar/euro (0,999). Si $x(t)$ es un paseo aleatorio, la autocorrelación debe ser 1. En econometría, cuando esta hipótesis es válida, se dice que hay *raíces de la unidad*. El test más clásico sobre la existencia de una raíz de la unidad es el de Dickey-Fuller, que se basa en la comparación del coeficiente de regresión de $x(t)$ sobre $x(t-1)$ con 1, que es el valor teórico del paseo aleatorio. Para la tasa dólar/euro (y para las restantes tasas examinadas en este estudio) el test no permite concluir nada, ni rechazar la existencia de la raíz de la unidad, ni lo contrario.

En cambio, en la serie formada por las desviaciones de la tasa dólar/euro respecto a la tendencia de la Figura 2, el test da un nivel de significación inferior a 0,01, con lo que podemos rechazar el modelo de paseo aleatorio y considerar esta serie como estacionaria. El mismo resultado se da para las otras tasas de cambio. Este resultado y una exploración mediante gráficos como el de la Figura 8 sugieren que podemos examinar el ciclo corto para el conjunto de las tasas de cambio considerado en este estudio desde un mismo punto de vista.

Para cada una de estas tasas, hemos ajustado un conjunto de modelos ARMA a las desviaciones de la tasa respecto a una tendencia obtenida por el procedimiento de la Figura 2. Usamos como primera aproximación una ordenación de los distintos modelos ARIMA según el criterio de información de *Akaike* (AIC), lo que nos permite orientarnos en la selección del modelo.

En general, los resultados son bastante consistentes. En cuatro casos, el modelo escogido es el modelo AR(1), y en los restantes la diferencia entre el mejor modelo y el modelo AR(1) no parece relevante. Las excepciones son el peso mexicano, que precisa un segundo término AR, y el rand, con una estructura de autocorrelación más compleja. Ajustando un modelo AR a todos los casos, para unificar, los resultados de la estimación son muy consistentes. Mientras para el euro el coeficiente es 0,954, para las otras tasas se mueve entre 0,941 y 0,949. Salvo para el peso mexicano y el rand, la función de autocorrelación de los residuos de este modelo no invalida a éste.

Hemos caracterizado así la evolución de la tasa dólar/euro mediante la superposición de un ciclo corto a un ciclo largo. El ciclo largo consiste en una sucesión de apreciaciones y depreciaciones que son aproximadamente funciones lineales del tiempo, con unas fechas de cambio bastante bien definidas, y confirmadas por el estudio de otras tasas de cambio, mientras que el corto puede describirse razonablemente con un modelo AR(1), con un parámetro aproximadamente igual a 0,95. Para completar la descripción, vamos a describir el comportamiento de la tasa a escala diaria, mediante el examen de la volatilidad de los retornos diarios.

Retornos diarios de la tasa dólar/euro

La Figura 9 corresponde a los retornos logarítmicos diarios de la tasa dólar/euro. Aquí, cada retorno es la variación diaria del logaritmo de la tasa de cambio. Salvo algunos valores más extremos, los retornos oscilan dentro de la banda $\pm 0,015$. Examinando esta cuestión con más detalle, hallamos que el 88,5% de las variaciones diarias de esta tasa de cambio son (en valor absoluto) inferiores al 1%, y el 98,0%, inferiores al 1,5%. Se trata de valores bajos, comparados con los que se dan para los activos de bolsa.

En la Tabla 3 presentamos una comparación estadística entre los retornos de la tasa dólar/euro y los de algunas otras tasas. En general, las estadísticas de los retornos de la tasa dólar/euro son

similares a las de las tasas de cambio de las otras divisas europeas (no sólo las incluidas en esta tabla) y el dólar canadiense. La variabilidad es del mismo orden que la que se observa en la Figura 9, mientras que la asimetría es muy débil (especialmente en el caso del euro) y la kurtosis es moderada. Por descontado, la kurtosis revela mayor presencia de retornos extremos de la que cabría esperar de una distribución normal, fenómeno típico en la estadística de los retornos financieros (las *fat tails*). No obstante, también estos valores de kurtosis pueden considerarse relativamente moderados, ya que valores mucho más altos son frecuentes en los retornos (diarios) financieros. Por ejemplo, Engle y Patton (2001) citan un valor de kurtosis de 9,047 para los retornos del *Dow Jones Industrial Index* (de agosto de 1998 a agosto de 2000).

Tabla 3

Retornos diarios en las tasas de cambio

	Media	Desviación típica	Asimetría	Kurtosis	Autocorrelación
USD/EUR	0,000%	0,632%	0,014	0,608	0,001
USD/GBP	0,003%	0,514%	-0,083	0,518	0,020
USD/CHF	0,002%	0,674%	0,045	0,504	-0,036
USD/CAD	0,015%	0,450%	-0,025	0,686	0,000
USD/MXP	-0,005%	0,497%	-0,614	6,408	0,055
USD/SAR	-0,004%	1,054%	-0,291	7,589	-0,015
USD/JPY	-0,002%	0,646%	0,223	2,028	-0,035
USD/AUD	0,009%	0,697%	-0,505	1,911	0,029
TWEI	-0,001%	0,254%	0,169	0,637	0,016

Los valores más altos de kurtosis de otras tasas indican la presencia de retornos extremos. Por ejemplo, el valor del peso mexicano se debe a unas oscilaciones en enero de 1999, y se corrige iniciando la serie siete días más tarde. Algo parecido sucede con el rand a finales de 2001. Finalmente, la autocorrelación es muy baja. Los países asiáticos presentan menor variabilidad de los retornos.

En conjunto, estas estadísticas son compatibles con el modelo de paseo aleatorio para las monedas europeas y el dólar canadiense, presentando los retornos una distribución ligeramente leptokúrtica, para la que puede usarse como modelo la distribución t con un número de grados de libertad alrededor de 14 (que corresponde a una kurtosis de 0,6). Para las monedas asiáticas y latinoamericanas, las distribuciones se alejan más de la normal.

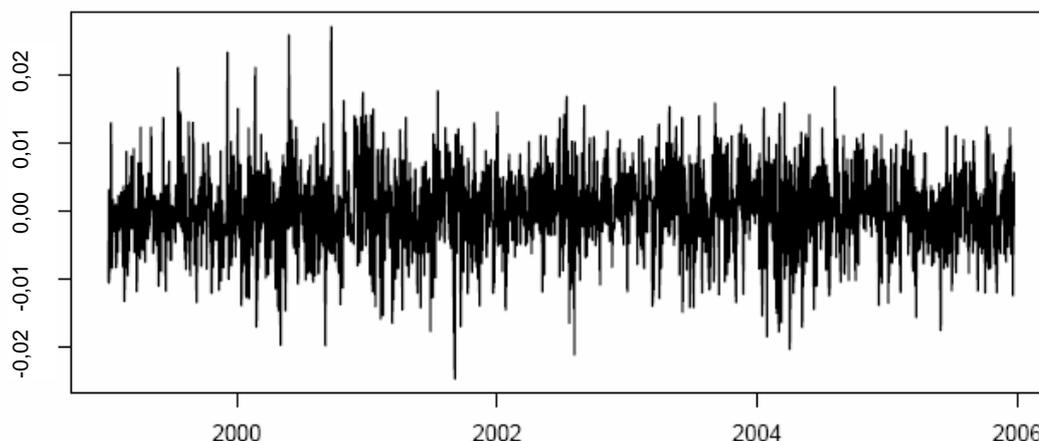
Los coeficientes de autocorrelación de la tabla, que corresponden a la autocorrelación de primer orden (correlación entre $r(t)$ y $r(t-1)$), parecen de acuerdo con el modelo de paseo aleatorio, es decir, con que no hay correlación entre los retornos de estas tasas. La econometría asocia esta hipótesis a la *eficiencia* del mercado, condición en la que ninguna información sobre el pasado permite hacer predicciones, ya que el mercado incorpora automáticamente toda la información.

No obstante, hemos aplicado aquí un test convencional a los coeficientes de autocorrelación (no sólo la de primer orden) de los retornos de estas tasas de cambio, el test de Ljung-Box, obteniendo valores significativos para todas las tasas menos para la del euro (aun así, el nivel de significación es 0,081). Esta ha sido una cuestión debatida en la literatura, para retornos diarios, semanales y mensuales, y en ocasiones se han ensayado alternativas a los tests tradicionales, centrados en los coeficientes de autocorrelación, con el fin de detectar desviaciones respecto del modelo en los retornos de las tasas de cambio. Por ejemplo, Liu y He (1991) discuten las virtudes del test de la *razón de varianza* en este sentido, para los retornos semanales de varias tasas de cambio.

Pese a que nuestra conclusión aquí sea que, para las tasas de cambio de la mayoría de las monedas de flotación libre, la hipótesis del paseo aleatorio no es válida, las desviaciones del modelo, a pesar de su interés académico, no parecen relevantes, dado que los coeficientes de autocorrelación raramente superan 0,05. No insistimos, pues, en esta cuestión, limitándonos a señalar que nuestros resultados contradicen la supuesta eficiencia del mercado de divisas, aunque no consideremos que las desviaciones tengan relevancia desde el punto de vista práctico.

Figura 9

Retornos diarios de la tasa dólar/euro



La Figura 10 es una comparación gráfica de la distribución de los retornos, la normal y una t de Student cuyo número de grados de libertad se ha escogido de acuerdo con la kurtosis de la Tabla 3. Se ha usado un método propuesto por Hazelton (2003). La representación corresponde a los retornos normalizados (dividiendo entre la desviación típica de la Tabla 1), y la densidad está en escala logarítmica. La línea de puntos corresponde a la densidad empírica, suavizada con un núcleo gaussiano (en el artículo de Hazelton se pueden hallar los detalles y variantes del método). La línea continua corresponde a una densidad normal estándar, mientras que la discontinua corresponde a una t de Student, usando 14 grados de libertad para la tasa euro/dólar (lo que da kurtosis 0,6) y 7 grados de libertad para la tasa dólar/dólar australiano (kurtosis 2).

A la izquierda, la distribución t se ajusta muy bien a los retornos del euro, pero, a la derecha, la t parece más adecuada para la cola inferior y la normal para la cola superior, lo que puede atribuirse a la asimetría de la distribución de los retornos. Hay que notar que los retornos extremos de la cola inferior de la figura de la derecha corresponden a apreciaciones del dólar australiano respecto al americano, de modo que la asimetría significa que las apreciaciones extremas son más acusadas que las depreciaciones extremas.

En la Tabla 4 se presentan las correlaciones entre los retornos de las mismas tasas, que son más débiles que las de la Tabla 1, excepto en el caso del euro, el franco suizo y el índice TWEI. No hemos de precipitarnos a tomar estas correlaciones como evidencia de “influencias” de los movimientos de unas tasas sobre los de otras. Dos variables pueden estar fuertemente correlacionadas simplemente porque una tercera variable influye sobre ambas. Aquí, esa tercera variable es el valor del dólar.

Tabla 4

Correlación de los retornos diarios

	USD/GBP	USD/CHF	USD/CAD	USD/MXP	USD/SAR	USD/JPY	USD/AUD	TWEI
USD/EUR	0,693	0,942	0,331	-0,099	0,289	0,344	0,480	-0,803
USD/GBP		0,688	0,273	-0,053	0,271	0,330	0,427	-0,668
USD/CHF			0,318	-0,125	0,262	0,374	0,441	-0,771
USD/CAD				0,086	0,245	0,228	0,486	-0,623
USD/MXP					0,125	-0,033	0,082	-0,199
USD/SAR						0,170	0,347	-0,362
USD/JPY							0,311	-0,644
USD/AUD								-0,618

Podemos preguntarnos en qué medida la correlación entre los retornos de dos de estas tasas es independiente de las fluctuaciones en el valor de cambio del dólar. Si tomamos, como antes, el índice TWEI como *proxy* del valor “intrínseco” del dólar, una medida nos la da la correlación parcial de los retornos de las dos tasas (condicionando al retorno del índice TWEI).

Figura 10a

Retornos de la tasa dólar/euro

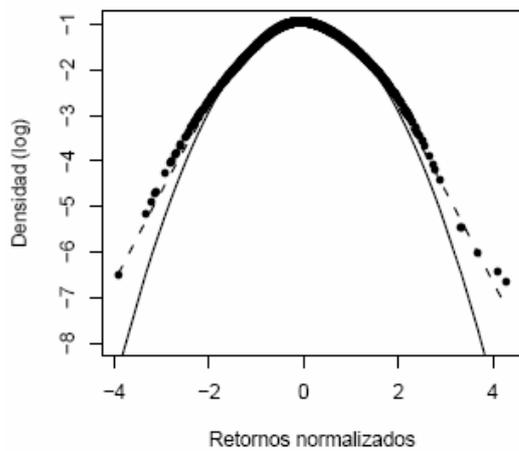
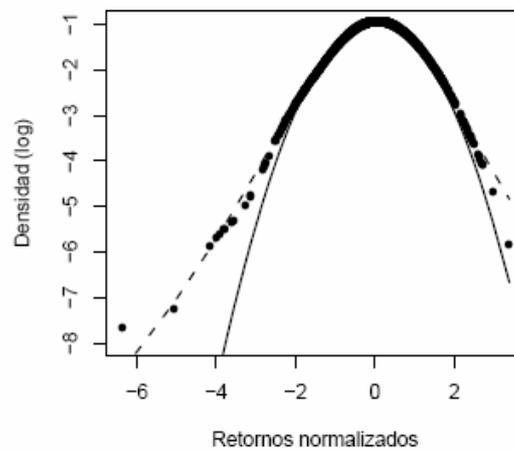


Figura 10b

Retornos de la tasa dólar/dólar australiano



En la Tabla 5 damos los coeficientes de correlación parcial de los retornos de la tasa dólar/euro con los retornos de las otras tasas. Los resultados son curiosos. La correlación con el franco suizo se mantiene y la correlación con la libra se debilita, mientras la correlación con el rand y el dólar australiano desaparecen. Los coeficientes del dólar canadiense, el peso mexicano y el yen indican que, una vez eliminada la influencia del valor de cambio del dólar estadounidense, los retornos de estas tasas van en sentido opuesto a los de la tasa dólar/euro.

Tabla 5

Correlación parcial de los retornos diarios de la tasa dólar/euro

USD/GBP	USD/CHF	USD/CAD	USD/MXP	USD/SAR	USD/JPY	USD/AUD
0,352	0,851	-0,363	-0,443	-0,004	-0,379	-0,034

Otro punto interesante, en relación a la correlación entre los retornos de las distintas tasas de cambio, es su variación a lo largo del período estudiado. Para ilustrar esta cuestión, hemos recogido en la Tabla 6 las correlaciones en cuatro períodos, los tres primeros bienales y el último anual. Estos resultados muestran una evolución en el mismo sentido para todas las tasas. Podría decirse que los resultados de la Tabla 6 apuntan a una integración creciente de los mercados de divisas en este período.

Tabla 6

Correlación de los retornos de la tasa dólar/euro en distintos períodos

	1999-2000	2001-2002	2003-2004	2005	1999-2005
USD/GBP	0,575	0,711	0,744	0,800	0,693
USD/CHF	0,942	0,932	0,949	0,957	0,942
USD/CAD	0,001	0,209	0,563	0,503	0,332
USD/MXP	-0,139	-0,268	-0,009	0,240	-0,099
USD/SAR	0,192	0,053	0,442	0,679	0,289
USD/JPY	0,118	0,357	0,495	0,647	0,344
USD/AUD	0,232	0,409	0,680	0,694	0,481

Volatilidad de los retornos diarios

En esta sección examinamos la evolución de la volatilidad de los retornos diarios de la tasa dólar/euro. Definimos la volatilidad como la *desviación típica condicionada*, es decir, como la desviación típica de la distribución del retorno $r(t)$, conocidos los retornos previos $r(t-1)$, $r(t-2)$, etc. Matemáticamente:

$$\sigma_t = \text{sd}[r(t) | r(t-1), r(t-2), \dots]$$

Compiten en la bibliografía numerosos métodos para estimar esta desviación típica condicionada. En Andersen et al. (2005) puede hallarse un repaso reciente de la mayoría de estos métodos. Hemos optado aquí, siguiendo la línea de las secciones anteriores, por un método no paramétrico sencillo, que en este caso es una media móvil de los retornos cuadrados, con pesos *exponencialmente decrecientes*. La fórmula es:

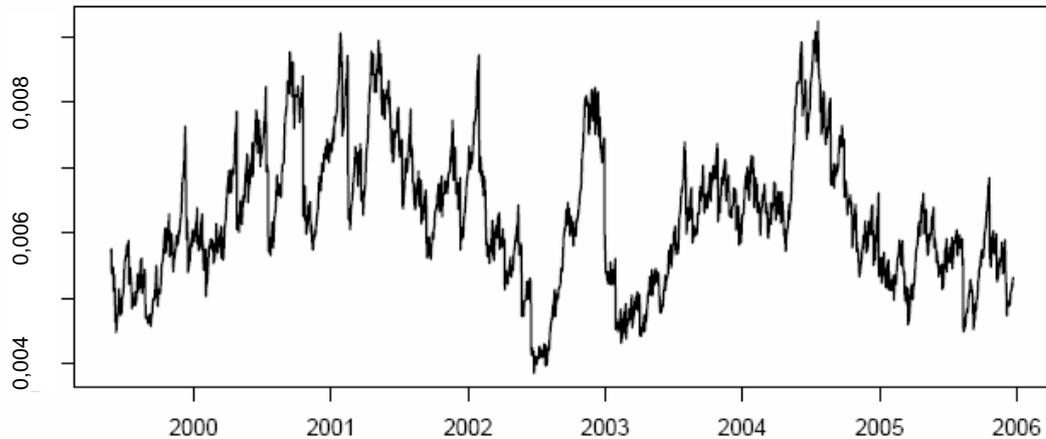
$$\sigma_t^2 = (1 - \theta)r(t-1)^2 + \theta r(t-2)^2 + \theta^2 r(t-3)^2 + \theta^3 r(t-4)^2 + \dots$$

Este es el algoritmo más popular en el ámbito extraacadémico, por haberlo adoptado J.P. Morgan en su famoso método RiskMetrics. Pueden hallarse en Morgan Guaranty (1996) los detalles sobre el método y recomendaciones para escoger el valor de θ . Hemos tomado aquí $\theta = 0,95$.

En la Figura 11 puede verse el resultado de aplicar este algoritmo a los retornos diarios de la tasa dólar/euro. La volatilidad se mueve entre el 0,4 y el 0,9%, por lo que podemos considerarla bastante estable. La normalización de los retornos, dividiendo entre la volatilidad, nos deja con una distribución simétrica, con kurtosis 0,821, algo mayor que la de la Tabla 3.

Figura 11

Volatilidad de la tasa dólar/euro

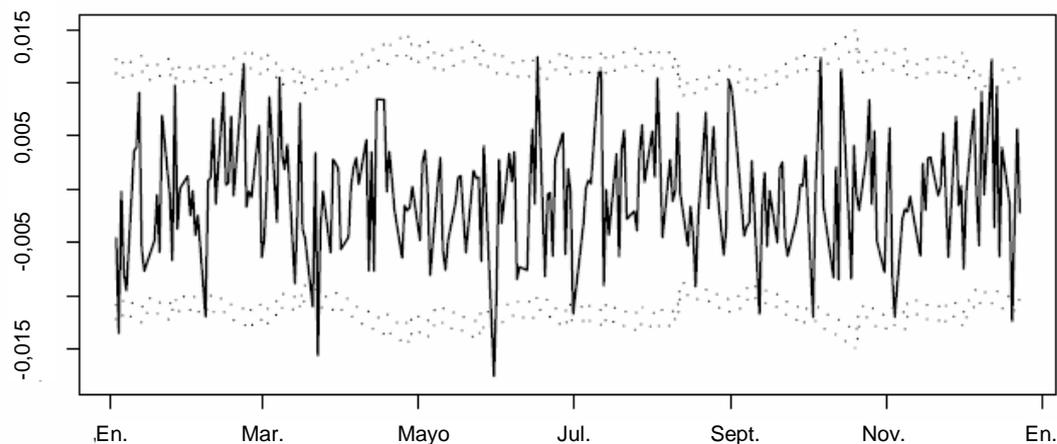


El uso aquí del método RiskMetrics viene apoyado por el hecho de que, en la tasa dólar/euro (que es otra vez una excepción), no hemos hallado evidencia de *efectos ARCH*, es decir, de autocorrelación en los retornos cuadrados. Estos efectos son habituales en los retornos financieros, y en ellos apoyan el modelo ARCH y todos sus parientes (Andersen et al., 2005).

En la Figura 12 hemos añadido a la representación de los retornos de la Figura 9 unos límites del 95%. La banda interior se ha calculado usando la distribución normal, con la fórmula $\pm 1,96\sigma_t$, mientras que para los de la banda exterior se ha usado la distribución *t* con 11 grados de libertad (adecuados a la kurtosis que hemos hallado). Hemos restringido la presentación al año 2005, un período de volatilidad muy estable, para facilitar la visibilidad. El 6,3% de los retornos cae fuera de la banda interior (normal), mientras que el 4,4% está fuera de la banda exterior (Student).

Figura 12

Límites del 95% para la tasa dólar/euro



Conclusiones

- En este informe hemos examinado la evolución de la tasa de cambio dólar/euro desde enero de 1999 hasta finales de 2005. Esta evolución se ha descrito mediante la superposición de un ciclo corto, de entre uno y tres meses, sobre un ciclo largo.
- El ciclo largo puede aproximarse razonablemente por una tendencia lineal a trozos. El ciclo corto se puede caracterizar con un modelo AR(1) cuyo parámetro está cerca del 0,95. Este mismo modelo se ha hallado de forma consistente en todas las tasas examinadas.
- Hemos usado el índice TWEI publicado por la Reserva Federal como *proxy* del valor de cambio “intrínseco” del dólar. Esto nos ha permitido examinar las correlaciones entre las tasas de cambio bajo un nuevo punto de vista.
- Hemos examinado la validez del modelo de ruido blanco para los retornos de la tasa dólar/euro, no hallando en los datos suficiente evidencia como para rechazarlo. Por el contrario, el modelo no pasa los tests convencionales de los coeficientes de autocorrelación para las otras tasas consideradas, aunque las desviaciones no nos han parecido relevantes.
- Hemos hallado muy estable la volatilidad de los retornos de la tasa dólar/euro, y relativamente baja, sin evidencia de efectos ARCH.

Referencias

- Andersen, T.G., T. Bollerslev, P.F. Christoffersen y F.X. Diebold (2005), «Volatility forecasting», NBER Working Paper 11188. Incluido en «Handbook of Economic Forecasting», ed. C.W.J. Granger & A. Timmermann, North-Holland.
- Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold y C. Vega (2002), «Micro effects of macro announcements - Real-time price discovery in foreign exchange», NBER Working Paper 8959.
- Bry, G. y C. Boschan (1971), «Cyclical Analysis of Time Series - Selected Procedures and Computer Programs», NBER, Nueva York.
- Canela, M.A. y E. Pedreira (2006), «La tasa de cambio MXP/USD: Una anomalía estadística».
- Ehrmann, M., M. Fratzscher y R. Rigobon (2005), «Stocks, bonds, money markets and exchange rates - Measuring international financial transmission», NBER Working Paper 11166.
- Engle, R.B. y A.J. Patton (2001), «What good is a volatility model?», *Quantitative Finance*, 1, págs. 237-245.
- Guo, H. y R. Savickas (2005), «Foreign Exchange Rates Don't Follow a Random Walk», FMA Annual Meeting, Chicago.
- Hazelton, M.L (2003), «A graphical tool for assessing normality», *The American Statistician*, 57, págs. 285-288.
- Harding, D. y A. Pagan (2002), «Dissecting the cycle - A methodological investigation», *Journal of Monetary Economics*, 49, págs. 365-381.
- Liu, C.Y. y J. He (1991), «A variance-ratio test of random walks in foreign exchange rates», *Journal of Finance*, 46, págs. 773-785.
- McDermott, C.J. y A. Scott (2000), «Concordance in business cycles», IMF Working Paper WP/00/37.
- Meese, R.A. y K. Rogoff (1983), «Empirical exchange rates of the seventies - Do they fit out of sample?», *Journal of International Economics*, 14, págs. 3-24.
- Morgan Guaranty (1996), «RiskMetrics - Technical Document», 4ª edición, Nueva York.
- Sarno, L. (2005), «Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: Where do we stand?», Warwick Business School, Working Paper.