

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2009-10

**Una Nota sobre la Volatilidad de la Tasa de Interés y
del Tipo de Cambio bajo Diferentes Instrumentos de
Política Monetaria: México 1998-2008**

Guillermo Benavides
Banco de México

Carlos Capistrán
Banco de México

Octubre 2009

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Una Nota sobre la Volatilidad de la Tasa de Interés y del Tipo de Cambio bajo Diferentes Instrumentos de Política Monetaria: México 1998-2008*

Guillermo Benavides[†]
Banco de México

Carlos Capistrán[‡]
Banco de México

Resumen

Para avanzar nuestro entendimiento de los mecanismos a través de los cuales la política monetaria afecta a la economía, en esta nota analizamos las volatilidades de la tasa de interés de corto plazo y del tipo de cambio peso-dólar bajo dos instrumentos de política monetaria: el Corto y objetivos de tasa de interés. Usando pruebas para detectar múltiples cambios estructurales, documentamos que ambas volatilidades disminuyen alrededor de la fecha en que Banco de México comenzó la transición del primero hacia el segundo. Con respecto al impacto de la tasa de interés sobre el tipo de cambio y viceversa encontramos, usando un modelo GARCH bivariado y pruebas de causalidad en varianza, bi-causalidad durante el periodo del Corto, pero no encontramos ninguna relación causal después de que empezó la transición.

Palabras Clave: Cambio de Régimen, Evaluación de Pronósticos, GARCH, Pronósticos Compuestos, Tipo de Cambio Peso Mexicano - Dólar Estadounidense, Volatilidad Implícita.

Abstract

To advance our understanding of the mechanisms through which monetary policy affect the economy, in this note we analyze the volatilities of the Mexican short-term interest rate and of the peso-dollar exchange rate under two monetary policy instruments: a non-borrowed reserves requirement target (the “Corto”) and an interest rate target. Using tests for multiple structural changes, we document that both volatilities decreased around the time Banco de México started the transition from the former to the latter. With respect to the volatility transmission from interest rates to exchange rates and vice versa, we find, using a bivariate GARCH model and causality-in-variance tests, bi-causality during the period of the Corto, but no causal relation after the transition started.

Keywords: Corto, Granger causality, Multiple structural breaks, Multivariate volatility.

JEL Classification: C22, E43, E52, F31.

*Agradecemos a José Gonzalo Rangel, Carla Ysusi, y a los participantes del seminario del XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano (CEMLA) por sus valiosos comentarios. Luis Adrián Muñiz proporcionó una excelente ayuda en la investigación. Las opiniones expresadas en el presente documento son exclusivas de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco de México.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: gbenavid@banxico.org.mx

[‡] Dirección General de Investigación Económica. Email: ccapistran@banxico.org.mx

1. Introducción

La volatilidad diaria de la tasa de interés de corto plazo en México disminuyó sustancialmente cuando Banco de México (Banco Central de México) transitó del régimen de objetivo de saldos acumulados, denominado “Corto”, al de tasa de interés en abril de 2004.¹ Esta observación empírica podría considerarse el resultado natural de las medidas tomadas por el banco central para lograr el objetivo de tasa de interés deseada.

En contraste, la volatilidad diaria del tipo de cambio peso-dólar al parecer permaneció casi igual después de la transición al nuevo instrumento de política monetaria. Sin embargo, existen razones para creer que la volatilidad del tipo de cambio debería de haberse incrementado como consecuencia de la introducción del objetivo de tasa de interés. Por ejemplo, Schwartz et al. (2002) documentan la experiencia de Nueva Zelanda, en donde la volatilidad del tipo de cambio claramente aumentó después de la transición de un objetivo de saldos acumulados, similar al régimen del Corto, a un objetivo de tasa de interés en marzo de 1999. Schwartz et al. (2002) lo explican como sigue: bajo el objetivo de saldos acumulados, los choques externos que afectan a una economía pequeña y abierta, no sólo son captados por el tipo de cambio nominal, sino también, en parte, por la tasa de interés nominal, “disminuyendo” la volatilidad del tipo de cambio. Por el contrario, bajo el objetivo de tasa de interés, los choques sólo pueden afectar al tipo de cambio nominal y por lo tanto, su volatilidad debería aumentar. Martínez et al. (2001) establecen una argumentación similar.

Para extender nuestro entendimiento de los mecanismos a través de los cuales la política monetaria afecta a la economía, en esta nota analizamos la dinámica de la volatilidad de la tasa de interés y del tipo de cambio. El análisis realizado muestra un cambio estructural para ambos instrumentos alrededor de abril de 2004, fecha a partir de la cual la volatilidad disminuyó. Dicha disminución de la volatilidad después de la transición del instrumento de política monetaria en México resulta estadísticamente significativa. La volatilidad del tipo de cambio no sólo no aumentó, sino que incluso disminuyó. Además, la argumentación utilizada para pronosticar el aumento de la volatilidad del tipo de cambio implica que durante el Corto la volatilidad de la tasa de interés respondió a choques exógenos y en consecuencia limitó el papel del tipo de cambio como amortiguador (*buffer*) de estas perturbaciones (Schwartz et al., 2002). Para analizar este tema más en detalle, analizamos la transmisión de volatilidad entre la tasa de interés y el tipo de cambio. Se observa que durante el periodo del Corto

¹El régimen de objetivo de saldos acumulados o “Corto” fue un instrumento de política monetaria utilizado entre marzo de 1995 y enero de 2008 (Banco de México, 1996; 2000; 2007; Gil, 1998). En abril de 2004, Banco de México comenzó a enviar señales al mercado acerca de su nivel deseado de la tasa de interés. En el presente documento, este evento se considera como la transición *de facto* al uso de tasa de interés como instrumento de política monetaria. La transición *de jure* se realizó en enero de 2008.

existió una relación causal, pero no después del inicio de la transición. Particularmente, se observa una retroalimentación en las volatilidades durante el periodo del Corto.

2. Volatilidad de la tasa de interés y del tipo del cambio

2.1. Datos

Los datos de la tasa de interés son los de la tasa de interés diaria libre de riesgo del mercado secundario calculados mediante los bonos del gobierno mexicano (CETES fondeo). La fuente de información es Bloomberg. La muestra incluye datos del 4 de noviembre de 1994 al 29 de agosto de 2008. El inicio de la muestra está determinado por la disponibilidad de datos, porque no existen otras series de tiempo de CETES fondeo antes de dicha fecha. El fin de la muestra corresponde al último día hábil de agosto de 2008, a fin de no considerar la alta volatilidad asociada con el periodo cuando la crisis financiera global se intensificó. Los datos del tipo de cambio *spot* peso mexicano-dólar estadounidense consisten en los precios *spot* diarios obtenidos de la base de datos de la página web de Banco de México.² Estos datos son promedios diarios de las cotizaciones ofrecidas por los bancos principales de México y otros intermediarios financieros. El periodo de la muestra de los datos del tipo de cambio también es del 4 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2008. La muestra de cada serie financiera incluye 2,556 observaciones diarias.

2.2. Volatilidad de la tasa de interés

Los datos de la tasa de interés se transforman a rendimientos diarios, los cuales se denominan como y_{1t} , utilizando la primera diferencia de la variable en su forma logarítmica multiplicada por 100. La Gráfica 1 muestra la serie original en niveles, mientras la Gráfica 2 muestra los rendimientos. El efecto de acumulamiento (*clustering*) de la volatilidad (Engle, 1982) es evidente,³ así como la disminución significativa de la volatilidad que ocurrió al principio de 2004. La Gráfica 2 presenta una línea vertical en abril de 2004, la cual divide los periodos cuando el Banco de México utilizó diferentes instrumentos de política monetaria. En la primera mitad de la muestra, Banco de México utilizó el objetivo de saldos acumulados, el Corto, mientras que a partir de abril de 2004 el banco central envió señales al mercado acerca del nivel deseado de la tasa de interés a un día.

²El sitio web de Banco de México es <http://www.banxico.org.mx>.

³El valor-p que corresponde a la prueba LM para efectos ARCH de Engle (1982) es 0.0000, cuando se aplica a los rendimientos de tasa de interés, utilizando 5 rezagos (el valor del estadístico es 98.3). Por lo tanto se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad, y la evidencia está claramente a favor de la volatilidad, que cambia con el tiempo.

Para empezar con el análisis de la volatilidad diaria de la tasa de interés, calculamos una variable *proxy*, que simplemente consiste en los rendimientos al cuadrado. El panel superior del Cuadro 1 presenta el resumen estadístico de las series de tiempo de la muestra completa, y para los periodos antes y después del inicio de la transición al nuevo instrumento de política monetaria. La mayoría de los indicadores estadísticos cambian drásticamente entre una sub-muestra y la otra. Especialmente, la media de la volatilidad disminuye de 31.9 durante el Corto hasta 0.58 posteriormente. Después del Corto la distribución de la volatilidad al parecer fue menos dispersa, menos simétrica, y con una curtosis más alta. Estos cambios implican que para la muestra bajo el objetivo de tasa de interés existe una mayor proporción de volatilidades bajas, pero las volatilidades más altas se extienden sobre un intervalo considerable (es decir, la distribución está más sesgada hacia la derecha), y los valores extremos tienen una probabilidad más alta. Eso implica que bajo el objetivo de tasa de interés existen más periodos tranquilos en la muestra, pero que tiempos agitados fueron relativamente más difíciles.

Para ejecutar la prueba de si existe un cambio estructural en la volatilidad alrededor del periodo de cambio del instrumento de política monetaria y para analizar si hubo otros posibles cambios estructurales, aplicamos la prueba propuesta por Lavielle y Moulines (2000). Dicha prueba se puede aplicar tanto a la media como a la varianza de un proceso, y para probar la existencia de cambios estructurales múltiples. En el presente análisis utilizamos dicha prueba, porque la mayoría de las otras pruebas para la existencia de cambios para procesos lineales asumen condiciones, las cuales no se cumplen en la mayoría de los procesos GARCH (Carrasco y Chen, 2001). Sin embargo, la prueba recomendada por Lavielle y Moulines se puede aplicar a procesos fuertemente dependientes, como los procesos GARCH.⁴ Entre las pruebas de cambio estructural que pueden aplicarse a los procesos GARCH, Andreou y Ghysels (2002) mostraron que la prueba utilizada en el presente análisis tiene buen poder explicativo. La prueba de Lavielle y Moulines (2000) (LMT en lo sucesivo) busca secuencialmente cambios múltiples para un número máximo de segmentos posibles, definidos previamente por el investigador, y utiliza un contraste mínimo penalizado para determinar el número de cambios.⁵

Primero, aplicamos la LMT para los rendimientos, y encontramos que no existen cambios estructurales para la media. Posteriormente, aplicamos la LMT para los rendimientos al

⁴Particularmente, la mayoría de las pruebas de cambio estructural, como las propuestas por Bai y Perron (1998), asumen condiciones uniformes de composición (*mixing*), las cuales no son satisfechas por los procesos GARCH. En contrario, las pruebas desarrolladas por Lavielle y Moulines (2000) asumen una composición beta (*beta-mixing*), que cumple con los procesos GARCH.

⁵En todas las aplicaciones de la prueba LMT se utilizó máximo 15 segmentos con una longitud mínima de 20 en cada segmento. Se utilizó el programa *dcpc.m*, que está disponible en la página web de M. Lavielle.

cuadrado y se encontró un cambio: 12 de mayo de 2004. Dicha fecha de cambio es muy cercana al inicio de la transición al objetivo de tasa de interés (abril de 2004). La serie de tiempo de la volatilidad, así como la fecha del cambio se muestran en la Gráfica 3, donde se observa claramente que la volatilidad disminuyó después del cambio.⁶

Para considerar la posible existencia de una media no constante (condicional), aplicamos la LMT a los residuos cuadráticos de un modelo $AR(p)$, aplicado a los rendimientos. Detectamos tres cambios en la volatilidad: 8 de agosto de 2000; 16 de mayo de 2001; y, 12 de mayo de 2004. La última fecha de cambio es idéntica a la obtenida sin filtrar con el modelo autorregresivo. Los primeros dos cambios no parecen corresponder a un evento o cambio en particular. Por lo tanto, decidimos no incluir estas fechas de cambios en los resultados reportados en esta nota. Sin embargo, todas nuestras conclusiones son robustas para considerar estos otros cambios.

2.3. Volatilidad del tipo de cambio

El tipo de cambio en niveles y sus rendimientos se denomina y_{2t} y se muestran en la Gráfica 4 y 5, respectivamente. De acuerdo con lo que se observó para la tasa de interés, el tipo de cambio parece tener una volatilidad que cambia con el tiempo.⁷ No obstante, contrario con lo que sucede con la tasa de interés, no parece existir un cambio dramático en el rango en el cual los valores de los rendimientos cambian después de la transición al uso de la tasa de interés como instrumento de política monetaria. El panel inferior del Cuadro 1 muestra el resumen estadístico de la *proxy* de la volatilidad del tipo de cambio, calculada de igual manera como lo anteriormente descrito para la tasa de interés. Los cambios antes y después de abril de 2004 son más pequeños proporcionalmente a los de la tasa de interés. La volatilidad del tipo de cambio muestra la media, la desviación estándar, el sesgo y la curtosis más pequeña para la muestra después del Corto, en comparación con los valores observados cuando se utilizó el Corto. Estos resultados implican que, contrario a la volatilidad de la tasa de interés, en la muestra del tipo de cambio los tiempos difíciles fueron relativamente menos “severos” después de la instrumentación del Corto. Junto con las estadísticas descriptivas

⁶ Adicionalmente, se aplicó la prueba de Bai y Perron (1998) para la volatilidad. Aunque las series de tiempo de los rendimientos de la tasa de interés no cumplen con algunas suposiciones necesarias para realizar la prueba, dicha prueba se utiliza ampliamente y permite cierto grado de correlación serial y heteroscedasticidad en el término del error. Este procedimiento también encuentra un cambio estructural posiblemente asociado con el cambio del instrumento de política monetaria, el 7 de mayo de 2004. Por lo tanto, el cambio que nos interesa parece ser robusto a otros procedimientos de prueba. La prueba de Bai y Perron también encuentra otros cambios, todos anteriores a 2004.

⁷ Esto se confirma con una prueba LM para la presencia de efectos ARCH. Cuando se utilizan 5 rezagos, el estadístico de prueba es 98.3, para un valor-p de 0.0000, que claramente rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad.

de la volatilidad de la tasa de interés existe evidencia de que el cambio de instrumento de política monetaria redujo el riesgo general en las variables analizadas, aunque pudiera haber cambiado el riesgo relativo de la cola de la distribución, en el sentido de que las tasas de interés parecen ser más riesgosas ahora. No exploramos este tema más en detalle, aunque es ciertamente interesante para futuras investigaciones.

Primero, aplicamos la LMT a los rendimientos del tipo de cambio, y_{2t} , y no encontramos cambios estructurales en la media. Después aplicamos la LMT a los rendimientos al cuadrado y obtuvimos un cambio: 13 de febrero de 2004. Igual que en el caso de la volatilidad de la tasa de interés, la fecha de cambio es muy cercana al inicio de la transición al objetivo de tasa de interés. La serie de tiempo de la volatilidad, así como la fecha de cambio se muestran en la Gráfica 6. Aunque el cambio no es tan evidente como en el caso de la tasa de interés, es obvio que la volatilidad disminuyó posterior al cambio.⁸

La LMT también fue aplicada a los residuos cuadráticos de un modelo $AR(p)$ de rendimientos. Encontramos solamente una fecha de cambio: 11 de febrero de 2004. El cambio en el comportamiento de la volatilidad alrededor de abril de 2004 está confirmado de nuevamente por dicha prueba estadística.

2.4. Hechos empíricos del análisis univariado

El análisis de volatilidades individuales arroja dos hechos empíricos que merecen destacarse:

1. La volatilidad de la tasa de interés parece tener un cambio estructural en el periodo durante el cual el banco central empezó a enviar señales acerca de su objetivo de tasa de interés. La volatilidad disminuyó sustancialmente posterior al cambio. Otros cambios en la volatilidad pueden manifestarse alrededor de 2000 ó 2001, sin embargo la evidencia empírica no es fuerte.
2. La volatilidad del tipo de cambio también parece presentar un cambio estructural, en donde la volatilidad disminuyó, y que coincide con el cambio de instrumento de política monetaria en abril de 2004. Existe cierta evidencia de otros cambios a principios de 2002, sin embargo la evidencia empírica es muy débil.

⁸La prueba de Bai y Perron (1998) identifica el cambio alrededor de la misma fecha: 27 de mayo de 2004. Por lo tanto, el resultado parece ser robusto. La prueba de Bai y Perron también encuentra otro cambio antes de 2004.

3. Interacción entre la volatilidad de la tasa de interés y del tipo del cambio

3.1. Modelo ARCH multivariado

Con el fin de analizar la interacción entre la volatilidad de la tasa de interés y del tipo de cambio, utilizamos un modelo multivariado para las varianzas. Aplicamos el modelo BEKK, el cual estima las varianzas y covarianzas condicionales de las series, utilizando un método ARCH multivariado (Engle y Kroner, 1995).⁹ El modelo BEKK es un caso especial de un modelo postulado anteriormente en un documento de investigación de Bollerslev et al. (1988), que propusieron el modelo VEC, en donde cada elemento en la matriz de varianza solamente depende de sus valores pasados y de valores pasados del producto cruzado de los residuos (representados por ε_t en la ecuación de abajo). Es decir, las varianzas dependen de sus propios residuos cuadráticos pasados y las covarianzas dependen de sus propios productos verticales pasados de sus residuos relevantes. Una limitación importante del modelo de Bollerslev et al. (1988) es la posibilidad de estimar una varianza negativa, que es inconsistente con la teoría estadística. Por otro lado, el modelo BEKK propuesto tiene condiciones suficientes para obtener una matriz de varianzas definida positiva y condicional en el proceso de la optimización.

El procedimiento para obtener las estimaciones del modelo BEKK es el siguiente, donde y_t es un vector de rendimientos en tiempo t ,

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t,$$

donde μ_t es un vector medio que puede cambiar con el tiempo (por ejemplo, un vector autorregresivo), y los errores ε_t heteroscedásticos tienen condicionalmente una distribución multivariada normal. Si I_{t-1} representa la información hasta el tiempo $t-1$, por lo tanto:

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t).$$

Cada uno de los elementos de H_t depende de q valores rezagados de cuadrados y productos vectoriales de ε_t , así como de p valores rezagados de H_t . Este modelo se representa como sigue:

$$H_t = \omega\omega' + \sum_{i=1}^q \alpha(\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i})\alpha' + \sum_{i=1}^p \beta H_{t-i}\beta',$$

⁹Las siglas BEKK se refieren a Baba, Engle, Kraft y Kromer, que son los apellidos de los autores que originalmente propusieron este método en 1992.

donde ω es una matriz triangular superior y $\omega\omega'$ es simétrica y definida positiva y el segundo y tercero término en el lado derecho de esta ecuación están expresadas en forma cuadrática. Dicha forma cuadrática asegura que H_t es definida positiva y que no se requieren restricciones en las matrices de parámetros α y β . Como resultado, los Eigenvalores de la matriz de varianzas-covarianzas tienen partes reales positivas, las cuales cumplen con la condición de una matriz definida positiva que estima varianzas positivas.

Para una aplicación empírica se puede estimar el modelo BEKK en el caso de un modelo bivariado. El modelo BEKK bivariado de Engle y Kroner (1995), en lo sucesivo BVBEKK, se formula como sigue (suprimiendo los subíndices de tiempo para efectos de simplificación):

$$\begin{aligned} H_{11} &= \omega_{11}^2 + \alpha_{11}^2 \varepsilon_1^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{21}^2 \varepsilon_2^2 + \beta_{11}^2 H_{11} + 2\beta_{11}\beta_{21}H_{12} + \beta_{21}^2 H_{22}, \\ H_{12} = H_{21} &= \omega_{11}\omega_{12} + \alpha_{11}\alpha_{12}\varepsilon_1^2 + (\alpha_{12}\alpha_{21} + \alpha_{11}\alpha_{22})\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{21}\alpha_{22}\varepsilon_2^2 + \beta_{11}\beta_{12}H_{11} \\ &\quad + (\beta_{12}\beta_{21} + \beta_{11}\beta_{22})H_{12} + \beta_{21}\beta_{22}H_{22}, \\ H_{22} &= \omega_{21}^2 + \omega_{22}^2 + \alpha_{12}^2 \varepsilon_1^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22}\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{22}^2 \varepsilon_2^2 + \beta_{12}^2 H_{11} + 2\beta_{12}\beta_{22}H_{12} + \beta_{22}^2 H_{22}. \end{aligned}$$

Como puede observarse, una ventaja de dicha especificación es que es posible estimar el impacto de la volatilidad de una variable del modelo respecto a otra (*spillover*).¹⁰

3.2. Resultados empíricos del modelo BEKK

Las variables utilizadas en el modelo bivariado son los rendimientos de la tasa de interés libre de riesgo de México (y_{1t}) y los rendimientos del tipo de cambio (y_{2t}). La especificación de los modelos se seleccionó a través de la aplicación de los Criterios de Información Akaike, CIA (*Akaike Information Criterion, AIC*).¹¹ Para la media, se estimó un vector autorregresivo (VAR), según lo recomendado por Pantelidis y Pittis (2004) para probar la presencia de causalidad en la media, porque la prueba de causalidad à la Granger aplicada a la media no puede rechazar la causalidad de los rendimientos del tipo de cambio a los rendimientos de la tasa de interés durante el periodo del Corto. Para la varianza, la especificación parsimoniosa de primer orden mostró los CIA más pequeños. En el procedimiento de estimación se utiliza la metodología de máxima verosimilitud (*maximum likelihood*) y el algoritmo BHHH (Berndtand et al., 1974). También se realizaron pruebas de asimetrías, las cuales no mues-

¹⁰El modelo BEKK, que aquí se presenta, se encuentra en su forma general, y también es conocido como el modelo BEKK sin restricciones. Un modelo BEKK más popular y con restricciones no permitiría la estimación de volatilidades cruzadas (Bauwens et al., 2006).

¹¹Las conclusiones del presente análisis son robustas al uso de otros criterios de información (por ejemplo BIC).

tran evidencia de asimetrías en los datos.¹² De acuerdo con la especificación de BVBEKK, los coeficientes de las volatilidades cruzadas son α_{12}, α_{21} y β_{12}, β_{21} . La ventaja de usar esta forma general es que permite estimar los parámetros de impactos entre las volatilidades (volatilidades cruzadas) de una serie a otra (Bauwens et al., 2006).

Dados los cambios estructurales identificados en las secciones anteriores, la muestra total fue dividida entre dos sub-muestras distintas:¹³ del 4 de noviembre de 1998 al 10 de febrero de 2004, y del 13 de mayo de 2004 al 29 de agosto de 2008. Se realizaron estimaciones para cada sub-muestra, aplicando el modelo BEKK, presentado anteriormente. Los resultados se muestran en los Cuadros 2 y 3. En ambos cuadros, el Panel (a) muestra los resultados de la ecuación de la media, y el Panel (b) los resultados de la ecuación de la varianza. A continuación, presentamos una descripción de los resultados de cada sub-muestra.

El Cuadro 2 se refiere a la sub-muestra del periodo del Corto, es decir, del 4 de noviembre de 1998 al 10 de febrero de 2004. La ecuación de la media en el Panel (a) muestra que, aparte de los términos autorregresivos, hubo un efecto evidente del tipo de cambio a la tasa de interés. El Panel (b), en la columna 2, muestra el impacto de la volatilidad de la tasa de interés (r) a la del tipo de cambio (xr), mientras que la columna 3 presenta el impacto contrario. Se observa que en el caso del impacto de r a xr , los coeficientes α_{21} y β_{21} son estadísticamente significativos, mientras que ni α_{12} ni β_{12} lo son. En el caso contrario, los coeficientes que podrían mostrar los efectos de la volatilidad del tipo de cambio a la de la tasa de interés (columna 3), no son significativamente distintos a cero (α_{21} y β_{12}, β_{21}), con excepción de α_{12} .

El Cuadro 3 refiere al periodo del 13 de mayo de 2004 al 29 de agosto de 2008. En ese tiempo, Banco de México ya había iniciado la transición del Corto a la tasa de interés como instrumento de política monetaria. Los resultados del Panel (a) muestran que solamente los términos autorregresivos parecen ser relevantes para la media. El Panel (b) no parece mostrar evidencia de impactos entre la volatilidad de la tasa de interés y la del tipo de cambio en esta sub-muestra, dado que los coeficientes de volatilidades cruzadas (los coeficientes de interacción) no son estadísticamente significativos. Obviamente, cuando se empezó a abandonar al Corto como instrumento de política monetaria, los impactos de una volatilidad a la otra entre las series analizadas de volatilidad desaparecieron.

¹²Las pruebas de asimetría realizadas incluyen la estimación del coeficiente de correlación entre los rendimientos al cuadrado y los rendimientos rezagados. El coeficiente de correlación estimado es positivo y no muestra asimetrías. Un correlograma cruzado entre los residuos cuadráticos estandarizados y los residuos estandarizados también corroboró que no hubo efectos asimétricos, porque hubo muy pocos coeficientes que fueron estadísticamente significativos. Ver Zivot (2009) para información más detallada sobre este tipo de pruebas.

¹³Ver van Dijk et al. (2005) para efectos posibles de cambios estructurales en las pruebas de causalidad en varianza.

3.3. Pruebas de causalidad en varianza

En la literatura existen varias pruebas de causalidad en varianza à la Granger. Para efectos de nuestro estudio, se consideraron dos enfoques. El primero utiliza la función de residuos de correlación cruzada (por ejemplo, Cheung y Ng, 1996; Hong, 2001; y van Dijk et al., 2005). El segundo enfoque utiliza los modelos bivariados para las volatilidades condicionales e incluye pruebas de exclusión a los parámetros relevantes condicionales de varianza (por ejemplo, Caporale et al., 2002). En el presente análisis utilizamos el segundo enfoque.¹⁴

Aplicamos pruebas conjuntas de significancia de los parámetros relevantes α_{12} , α_{21} y β_{12} , β_{21} , en cada ecuación. Los resultados de la prueba Wald se muestran en el Cuadro 4. Realizamos estimaciones para cada sub-muestra. Es evidente que la volatilidad de la tasa de interés en el sentido de Granger causa volatilidad del tipo de cambio y viceversa en la sub-muestra donde el Corto fue el instrumento de política monetaria. En este periodo la prueba Wald muestra valores-p que claramente rechazan la hipótesis nula de que los cuatro coeficientes de interés son conjuntamente ceros en niveles comunes de significancia. En la última sub-muestra, la cual refiere al periodo después del inicio de la transición, no hay evidencia estadística de cualquier relación causal entre las series de volatilidades estudiadas (valores-p muy por encima de 0.10).

3.4. Hechos empíricos del análisis bivariado

El análisis de volatilidades individuales arroja dos hechos empíricos que merecen destacarse:

1. Al parecer existe causalidad en varianza à la Granger entre el tipo de cambio y la tasa de interés, en ambas direcciones para la muestra que corresponde al periodo cuando el Corto fue el instrumento de política monetaria.
2. No existe evidencia de impacto entre la volatilidad del tipo de cambio y la de la tasa de interés para la muestra del periodo de transición al uso de la tasa de interés como instrumento de política monetaria.

4. Conclusiones

En esta nota analizamos la volatilidad de la tasa de interés libre de riesgo y del tipo de cambio en México, utilizando datos diarios del 4 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2008, así como las interacciones entre ambas. Documentamos que la volatilidad de la tasa de interés

¹⁴Hafner y Herwartz (2004) comparan ambos enfoques y concluyen que el segundo enfoque tiene mejores propiedades de poder y que es robusto a errores de especificación del modelo.

muestra un cambio estructural a inicios de 2004, cuando disminuyó sustancialmente. Este cambio coincide con el inicio de la transición a un nuevo instrumento de política monetaria. En el caso de la volatilidad del tipo de cambio, también se mostró un cambio alrededor de la misma fecha y la volatilidad disminuyó, aunque el cambio es menor. Adicionalmente, mostramos evidencia empírica sobre la relación causal entre dichas volatilidades. Hubo una relación causal durante el periodo del Corto, en donde la volatilidad de una variable afectó a la otra y viceversa. Sin embargo, no existe una relación causal posterior al periodo del Corto.

En general, la presente investigación es un primer paso en el análisis de los determinantes de volatilidad de la tasa de interés y del tipo de cambio en México, particularmente, respecto al impacto de política monetaria sobre ambas variables. Aunque documentamos únicamente regularidades empíricas de dichas volatilidades y sus interacciones, los estudios futuros deberían intentar explicar dichas regularidades, especialmente ¿porqué la volatilidad del tipo de cambio disminuyó?, y ¿porqué los impactos entre las volatilidades (*spillovers*) cesaron después de la transición al nuevo instrumento de política monetaria?. Una posible explicación es que la proporción de señal/ruido de la tasa de interés como instrumento de política monetaria es más alta que la del Corto. Ideas para racionalizar estos hechos son fundamentales para mejorar nuestro entendimiento de los mecanismos de transmisión monetaria.

Referencias

- [1] Andreou, E., y E. Ghysels, 2002. Detecting multiple breaks in financial market volatility dynamics. *Journal of Applied Econometrics* 17, 579-600.
- [2] Bai, J., y P. Perron, 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66, 47-78.
- [3] Banco de México, 1996. Informe sobre la política monetaria. Septiembre, México, DF.
- [4] _____, 2000. Informe sobre la inflación. Enero – marzo, México, DF.
- [5] _____, 2007. Informe sobre la inflación. Julio – septiembre, México, DF.
- [6] Bauwens, L., S. Laurent, y J.V.K. Rombouts, 2006. Multivariate GARCH models: a survey. *Journal of Applied Econometrics* 21, 79-109.
- [7] Berndtand, E. Hall, B. Hall, R. y Hausman, J. (1974). Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models. *Annals of Economic and Social Measurement*. (653-665).
- [8] Bollerslev T., R.F. Engle, y J.M. Wooldridge, 1988. A capital asset pricing model with time varying covariances. *Journal of Political Economy* 96(1), 116-131.
- [9] Caporale, G.M., N. Pittis, y N. Spagnolo, 2002. Testing for causality-in-variance: An application to the East Asian markets. *International Journal of Finance and Economics* 7, 235-245.
- [10] Carrasco, M., y X. Chen, 2002. Mixing and moment properties of various GARCH and stochastic volatility models. *Econometric Theory* 18, 17–39.
- [11] Cheung, Y., y L.K. Ng, 1996. A causality-in-variance test and its application to financial market prices. *Journal of Econometrics* 72, 33-48.
- [12] van Dijk, D., D.R. Osborn, y M. Sensier, 2005. Testing for causality in variance in the presence of breaks. *Economics Letters* 89, 193-199.
- [13] Engle, R.F., 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50(4), 987-1007.
- [14] Engle, R.F., y K. Kroner, 1995. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory* 11, 122-150.

- [15] Gil, F., 1998. Monetary policy and its transmission channels in Mexico. Bank of International Settlements.
- [16] Hafner, C.M., y H. Herwartz, 2004. Testing for causality in variance using multivariate GARCH models. Economics Working Papers 2004-03, Christian-Albrechts-University of Kiel, Department of Economics.
- [17] Hong, Y., 2001. A test for volatility spillover with application to exchange rates. *Journal of Econometrics* 103, 183-224.
- [18] Lavielle, M., y E. Moulines, 2000. Least-squares estimation of an unknown number of shifts in a time series. *Journal of Time Series Analysis* 21, 33-59.
- [19] Martínez, L., O. Sánchez, y A. Werner, 2001. Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión en México. Documento de Investigación 2001-02, Banco de México.
- [20] Pantelidis, T., y N. Pittis, 2004. Testing for Granger causality in variance in the presence of causality in mean. *Economics Letters* 85, 201-207.
- [21] Schwartz, M. J., A. Tijerina, y L. Torre, 2002. Volatilidad del tipo de cambio y tasas de interés en México: 1996–2001. *Economía Mexicana. Nueva Época* XI(2), 299-331.
- [22] Zivot, E., 2009. Practical issues in the analysis of univariate GARCH models. *Handbook of Financial Time Series*. Springer Berlin Heidelberg. Part 1.

Cuadro 1. Resumen estadístico

Volatilidad de la tasa de interés			
	Muestra total	"Corto"	Objetivo de tasa de interés
Media	18.08	31.90	0.58
Mediana	0.48	3.76	0.02
Máximo	1275.10	1275.10	82.91
Mínimo	0	0	0
Desviación estándar	68.41	89.09	3.19
Sesgo	9.02	6.85	18.08
Curtosis	115.86	67.73	422.74
Observaciones	2556	1428	1128

Volatilidad del tipo de cambio			
	Muestra total	"Corto"	Objetivo de tasa de interés
Media	0.20	0.25	0.14
Mediana	0.07	0.09	0.06
Máximo	24.83	24.83	3.16
Mínimo	0	0	0
Desviación estándar	0.62	0.80	0.23
Sesgo	26.33	21.70	4.81
Curtosis	996.80	639.03	41.44
Observaciones	2556	1428	1128

La muestra incluye 2,556 observaciones diarias del 4 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2008. El "Corto" es el objetivo de saldos acumulados (instrumento de política monetaria) que Banco de México utilizó hasta abril de 2004.

Cuadro 2. Estimaciones de BEKK (forma general)
 4 de noviembre de 1998 – 10 de febrero de 2004
 (a) Ecuación de la media

	y_{1t}	y_{2t}
y_{1t-1}	-0.3967*** (0.0272) [-14.5782]	-0.0020 (0.0026) [-0.7701]
y_{1t-2}	-0.1583*** (0.02874) [-5.5062]	-0.0033 (0.00274) [-1.1875]
y_{1t-3}	-0.0546** (0.0269) [-2.0233]	-0.0014 (0.0025) [-0.5553]
y_{2t-1}	1.6134*** (0.2861) [5.6381]	0.0862*** (0.0273) [3.1569]
y_{2t-2}	1.1355*** (0.2897) [3.9188]	-0.0129 (0.0276) [-0.4670]
y_{2t-3}	0.8194*** (0.2907) [2.8181]	-0.0273 (0.0277) [-0.9839]
c	-0.0024* (0.0014) [-1.6589]	0.0001 (0.0001) [0.4700]
L	2081.9810	5302.5380
AIC	-3.0270	-7.7251
N	1371	1371

(b) Ecuación de la varianza

Coefficiente subyacente	r afecta xr	xr afecta r
ω_{11}	0.0320*** (0.0012) <i>25.9770</i>	0.0019*** (0.0002) <i>8.2017</i>
ω_{12}	0.0004 (0.0003) <i>1.2993</i>	0.0087 (0.0063) <i>1.3812</i>
ω_{22}	0.0021*** (0.0002) <i>9.5456</i>	0.0357*** (0.0012) <i>29.1886</i>
α_{11}	0.7434*** (0.0310) <i>23.9822</i>	0.3860*** (0.0202) <i>19.1366</i>
α_{22}	0.4622*** (0.0252) <i>18.3521</i>	0.7172*** (0.0307) <i>23.3775</i>
α_{12}	0.0012 (0.0027) <i>0.4554</i>	-1.9056*** (0.2679) <i>-7.1140</i>
α_{21}	-0.3265*** (0.0516) <i>-6.3334</i>	-0.0037 (0.0028) <i>-1.3286</i>
β_{11}	0.4203*** (0.0434) <i>9.6940</i>	0.8417*** (0.0266) <i>31.6321</i>
β_{22}	0.7865*** (0.0350) <i>22.4815</i>	0.2885*** (0.0553) <i>5.2135</i>
β_{12}	-0.0050 (0.0049) <i>-1.0252</i>	0.8607 (0.5896) <i>1.4598</i>
β_{21}	0.9402* (0.5345) <i>1.7590</i>	0.0028 (0.0050) <i>0.5600</i>
L	7606.3150	7588.1210
CIA	-11.0851	-11.0586
N	1370	1370

Nota: Errores estándar en paréntesis. (***), (**), (*) indican significancia estadística al nivel 1%, 5% y 10%, respectivamente. Estadístico-z = cursivas. L = estimación de verosimilitud logarítmica (*Log-likelihood estimate*). CIA = Criterio de Información Akaike. N = número de observaciones. r = volatilidad de la tasa de interés y xr = volatilidad del tipo de cambio.

Cuadro 3. Estimaciones de BEKK (Forma general)
 13 de mayo de 2004 – 29 de agosto de 2008
 (a) Ecuación de la media

	γ_{1t}	γ_{2t}
γ_{1t-1}	-0.1140*** (0.0297) [-3.8307]	0.0053 (0.0159) [0.3313]
γ_{2t-1}	-0.0527 (0.0560) [-0.9407]	0.0783*** (0.0299) [2.6111]
c	0.0002 (0.0002) [1.1930]	-0.0001 (0.0001) [-0.9210]
L	3999.1560	4701.1680
AIC	-7.1233	-8.3746
N	1122	1122

(b) Ecuación de la varianza

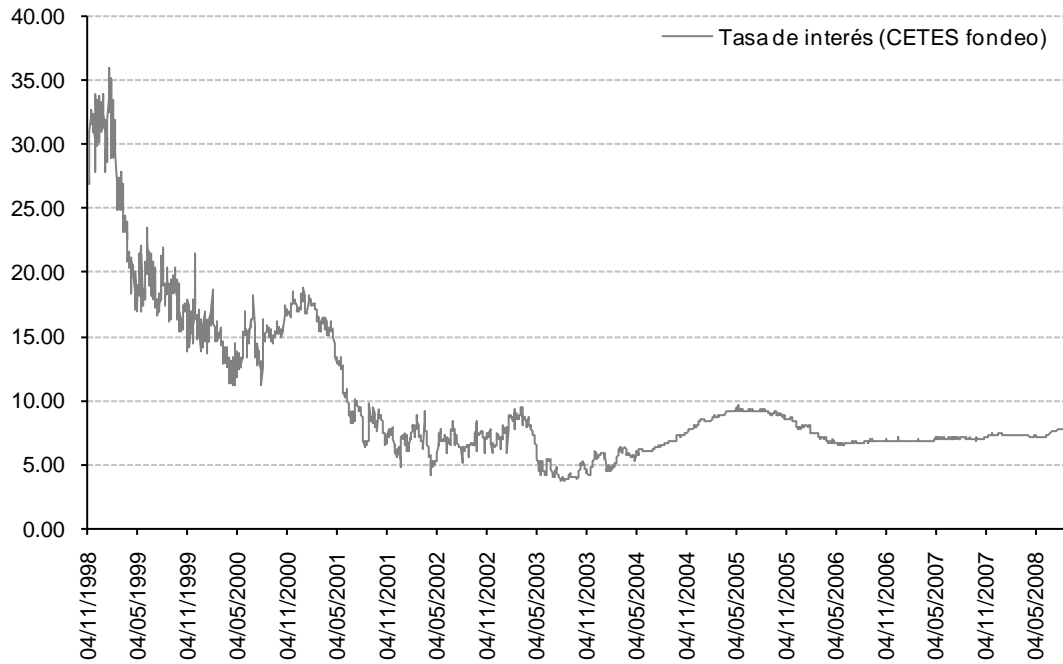
Coficiente subycante	<i>r</i> afecta <i>xr</i>	<i>xr</i> afecta <i>r</i>
ω_{11}	0.0055 (0.0094) <i>0.5899</i>	0.0006 (0.0016) <i>0.3891</i>
ω_{12}	-0.0012 (0.0097) <i>-0.1219</i>	-0.0062 (0.0196) <i>-0.3161</i>
ω_{22}	0.0001 (0.0824) <i>0.0016</i>	0.0011 (0.1127) <i>0.0096</i>
α_{11}	0.3399*** (0.0649) <i>5.2392</i>	0.0448 (0.0620) <i>0.7222</i>
α_{22}	0.0114 (0.0751) <i>0.1519</i>	0.2839*** (0.0690) <i>4.1116</i>
α_{12}	-0.0122 (0.0343) <i>-0.3556</i>	0.0033 (0.1383) <i>0.0242</i>
α_{21}	0.0053 (0.1364) <i>0.0390</i>	-0.0250 (0.0578) <i>-0.4333</i>
β_{11}	0.4249 (0.2804) <i>1.5151</i>	0.9904*** (0.0752) <i>13.1673</i>
β_{22}	0.9357*** (0.3567) <i>2.6231</i>	0.5044** (0.2454) <i>2.0556</i>
β_{12}	-0.0025 (0.0989) <i>-0.0251</i>	0.3721 (0.4062) <i>0.9159</i>
β_{21}	0.8619 (4.0883) <i>0.2108</i>	-0.0123 (0.1025) <i>-0.1196</i>
L	8658.5380	8653.4410
CIA	-15.4247	-15.4156
N	1121	1121

Nota: ver Cuadro 2.

Cuadro 4. Prueba de Causalidad à la Granger en la volatilidad

Variable dependiente	Excluye	Chi²	Prob
4 de noviembre de 1998 - 10 de febrero de 2004			
Vol. Tipo de cambio	Vol. Tasa de interés	42.6463***	0.0000
Vol. Tasa de interés	Vol. Tipo de cambio	50.7400***	0.0000
13 de mayo de 2004 - 29 de agosto de 2008			
Vol. Tipo de cambio	Vol. Tasa de interés	0.2646	0.9920
Vol. Tasa de interés	Vol. Tipo de cambio	2.5166	0.6417

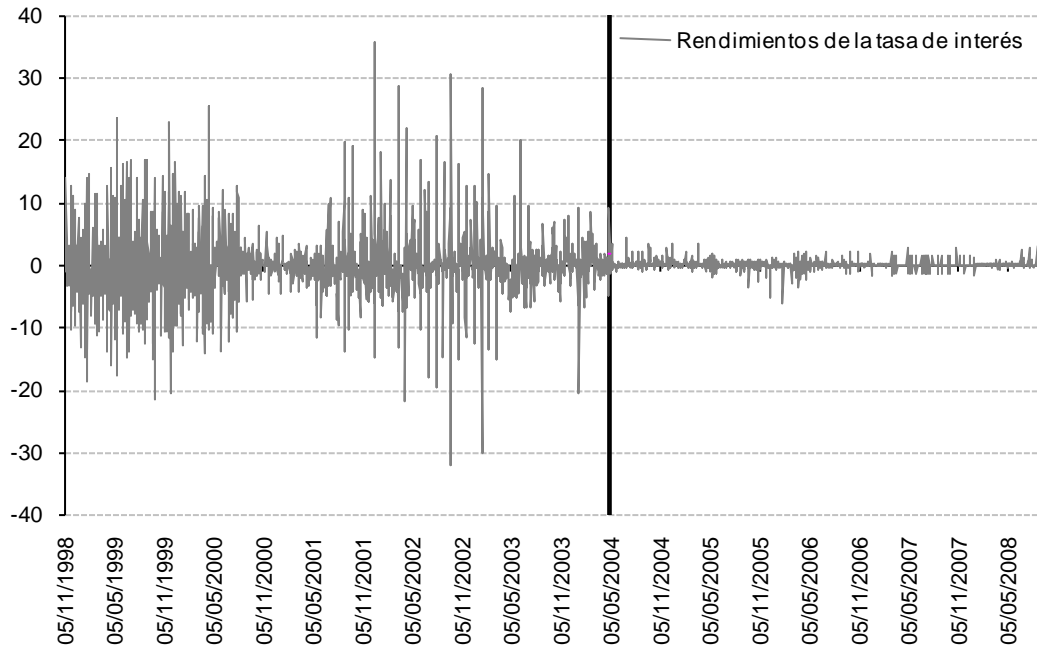
Este cuadro presenta las pruebas de causalidad à la Granger para las estimaciones de modelo BEKK (forma general). La hipótesis nula es que los coeficientes de correlación cruzados α_{12} , α_{21} y β_{12} , β_{21} son conjuntamente cero. Se presentan las estadísticas de Chi-cuadrado y valores-p (prob.). El número de observaciones en la primera sub-muestra es 1,370, y en la segunda sub-muestra 1,121.



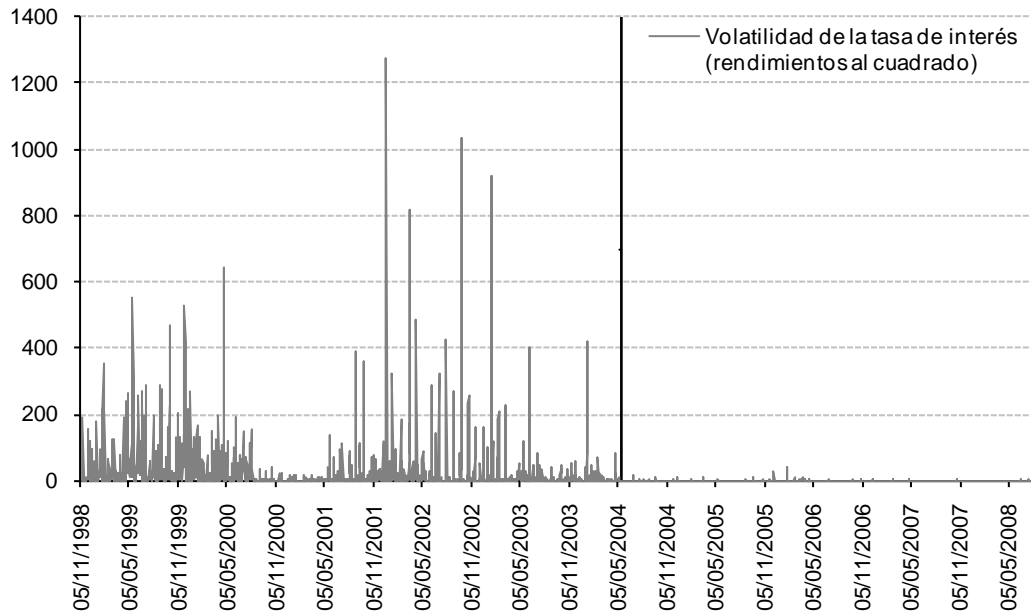
Gráfica 1: Tasa de interés (CETES fondeo).

Muestra: 4 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2008.

Fuente: Bloomberg.



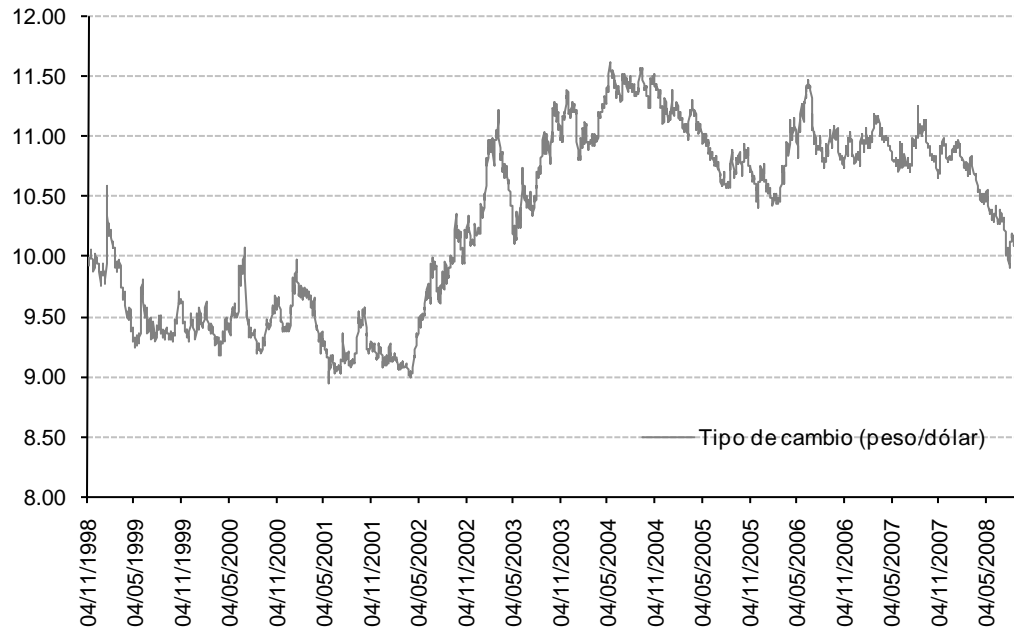
Gráfica 2: Rendimientos diarios de la tasa de interés, y_{1t} .
 La línea vertical corresponde al 26 de abril de 2004.
 Muestra: 5 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2008.
 Fuente: Cálculos de los autores con datos de Bloomberg.



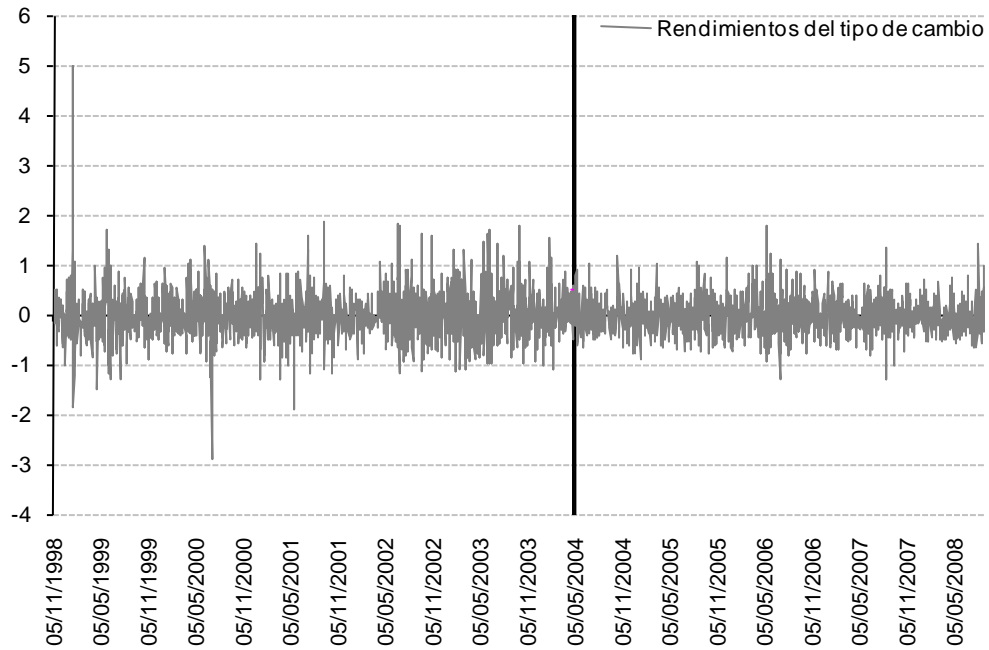
Gráfica 3: Volatilidad de la tasa de interés, calculada como $(y_{1t})^2$, donde y_{1t} es el rendimiento diario, y la línea vertical muestra la fecha del cambio estimado. Los cambios fueron estimados utilizando el procedimiento de Lavielle y Moulines (2000).

Muestra: 5 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2008.

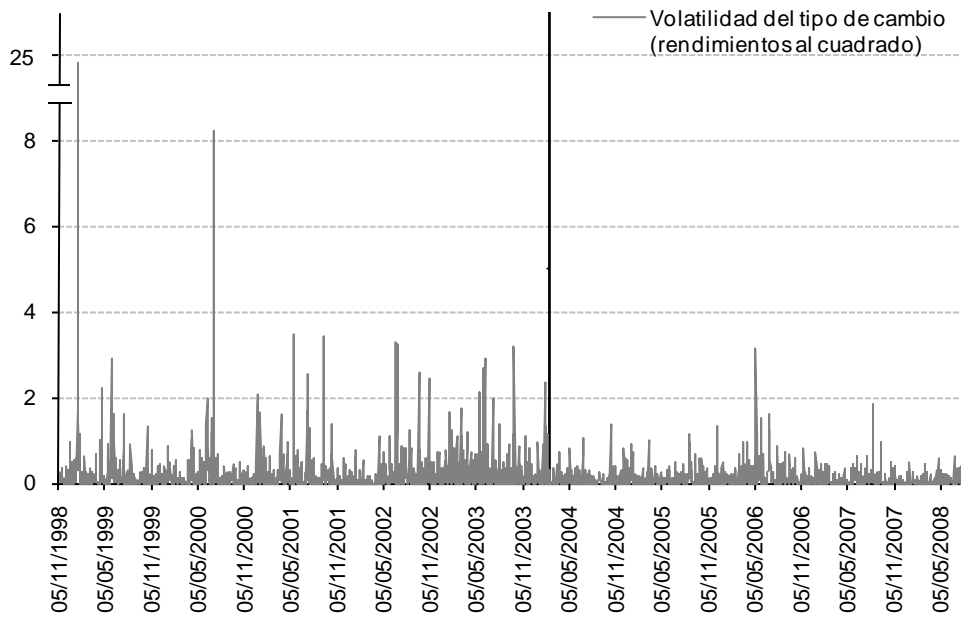
Fuente: Cálculos de los autores con datos de Bloomberg.



Gráfica 4: Tipo de cambio diario de peso mexicano-dólar estadounidense.
 Muestra: 4 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2009.
 Fuente: Banco de México.



Gráfica 5: Rendimientos diarios del tipo de cambio, y_{2r} .
 La línea vertical corresponde al 26 de abril de 2004.
 Muestra: 5 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2008.
 Fuente: Cálculos de los autores con datos de Banco de México.



Gráfica 6: Volatilidad del tipo de cambio, calculada como $(y_{2t})^2$, donde y_{2t} es el rendimiento diario, y la línea vertical muestra la fecha del cambio estimado. Los cambios fueron estimados utilizando el procedimiento de Lavielle y Moulines (2000).

Muestra: 5 de noviembre de 1998 al 29 de agosto de 2008.

Fuente: Cálculos de los autores con datos de Banco de México.