

**Los rendimientos cambiarios latinoamericanos y la
(a)simetría de los shocks informacionales: un análisis
econométrico**

Arturo Lorenzo-Valdés ^{*}
Antonio Ruiz-Porras ^{**}

Fecha de recepción: 1 XII 2011

Fecha de aceptación: 28 V 2012

Resumen

Esta investigación presenta un estudio comparativo de los rendimientos cambiarios latinoamericanos, en el que se usó la metodología de cointegración de Johansen y los modelos asimétricos TGARCH y EGARCH. Los resultados indican que las volatilidades de los rendimientos de Argentina, Brasil, Chile y Colombia no presentan efectos asimétricos. En México y Perú las malas noticias reducen la volatilidad de los rendimientos cambiarios; además, los resultados sugieren que los rendimientos de Argentina, Brasil, Chile y Perú se describen mediante el modelo AR(1)-TGARCH(1,1); mientras que los rendimientos de Colombia y México lo hacen a través del AR(1)-EGARCH(1,1). Finalmente, se usaron rendimientos diarios para el periodo comprendido entre el 2 de enero de 2002 y el 27 de septiembre de 2011.

Palabras Clave: Rendimientos cambiarios, Latinoamérica, TGARCH, EGARCH, Cointegración.

Clasificación JEL: F31, G15, C58.

Abstract

We develop a comparative study of the Latin-American exchange-rate returns using the Johansen cointegration methodology and the asymmetric TARCH and EGARCH models. The results suggest that volatilities of

* Departamento de Contabilidad y Finanzas. Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México. Calle del Puente 222, Ejidos de Huipulco, 14380, Tlalpan, México, Distrito Federal, México. Correo electrónico: arvaldes@itesm.mx

** Departamento de Métodos Cuantitativos. Universidad de Guadalajara, CUCEA. Periférico Norte 799, Núcleo Universitario Los Belenes, 45100, Zapopan, Jalisco, México. Correo electrónico: antoniop@cucea.udg.mx

Los autores agradecen las observaciones y sugerencias de dos dictaminadores anónimos.

Argentina, Brazil, Chile and Colombia do not show asymmetric effects. In Mexico and Peru bad news decreases the volatility of exchange-rate returns. Furthermore, the results suggest that the returns of Argentina, Brazil, Chile and Peru are described by the AR(1)-TGARCH(1,1) model. The returns of Colombia and Mexico are described by the AR(1)-EGARCH(1,1) model. We use daily returns for the period between December 2nd, 2002 and September 27th, 2011.

Keywords: Exchange-rate returns, Latin-America, TGARCH, EGARCH, Cointegration.

JEL Classification: F31, G15, C58.

Introducción

En la econometría financiera, muchos esfuerzos han sido desarrollados para modelar las dinámicas de los comportamientos de las series cambiarias (tipos de cambio, rendimientos cambiarios). Estos esfuerzos se justifican porque, en el corto plazo, las variables macroeconómicas suelen tener escasa relevancia estadística para describirlas y pronosticarlas (Sarno y Taylor, 2003); asimismo, se justifican debido a que las series cambiarias suelen mostrar comportamientos sumamente difíciles de modelar. Se destaca además que las series manifiestan curtosis excesivas, clusters de volatilidad, volatilidades no constantes, distribuciones no normales y movimientos conjuntos de la volatilidad.

La escasa capacidad de los modelos tradicionales para describir y pronosticar las dinámicas de las series suele justificarse en términos de limitaciones en la modelación econométrica. Particularmente, se argumenta que las formas bajo las cuales los agentes anticipan el valor futuro de las monedas y los impactos que causan las noticias sobre los tipos de cambio, son muy complejas de modelar (Vitale, 2007). Estas limitaciones son relevantes si se considera que los mercados tienden a ajustarse de manera inmediata ante noticias concernientes a los tipos cambiarios. De hecho, uno de los problemas más estudiados y discutidos es el que alude a las formas de modelar los efectos de los “shocks informacionales” (perturbaciones) sobre las series cambiarias.

Estructuralmente, una de las metodologías que más se utiliza para modelar las dinámicas de corto plazo de las series, consiste en suponer que las perturbaciones impactan directamente a la volatilidad de las mismas. Por esta razón, una buena cantidad de análisis econométricos se sustentan en

modelos no lineales de la familia ARCH.¹ En este contexto, una de las controversias de modelación más álgidas es la que se refiere a la conveniencia de adoptar supuestos informacionales de simetría o asimetría. En los modelos *simétricos* se asume que las buenas noticias tienen un impacto de la misma magnitud que el de las malas noticias, naturalmente en sentido contrario. En cambio, en los modelos *asimétricos*, se asume que la magnitud de los impactos depende de la naturaleza (buena o mala) de las noticias.

En este trabajo se desarrolla un análisis econométrico sobre los rendimientos de los tipos de cambio latinoamericanos, en el que se aplica la metodología de cointegración de Johansen y los modelos TGARCH y EGARCH que fueran desarrollados por Zakoian (1994) y Nelson (1991), respectivamente.² Con estos modelos se describe el comportamiento de las series de rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. También se usaron para analizar la conveniencia de utilizar supuestos informacionales de asimetría sobre la volatilidad de los rendimientos; para lo cual se analizaron y modelaron los rendimientos cambiarios diarios de estos seis países, correspondientes al periodo 2 de enero de 2002 a 27 de septiembre de 2011.

Esta investigación fue desarrollada en varias etapas. En la primera, se muestra cómo se han usado los modelos de la familia ARCH para describir los tipos de cambio y rendimientos cambiarios latinoamericanos. En la segunda, fueron construidas las series de rendimientos. En la tercera, se analizó y comparó el comportamiento estadístico de las series. También se usó la metodología de cointegración de Johansen para analizar las relaciones de largo plazo de los tipos de cambio. Posteriormente, fueron estimados los parámetros de los modelos TARCH y EGARCH para los seis países estudiados. Finalmente, en la última etapa, se analizan los modelos estimados y se evalúa su bondad de ajuste con fines comparativos.

Los resultados principales del análisis sugieren que las volatilidades de los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Colombia no presentan efectos asimétricos significativos. Mientras que, en México y Perú, las malas noticias reducen la volatilidad de los rendimientos cambiarios. Por

¹ Los modelos de la familia ARCH son modelos no lineales de tipo autorregresivo con heteroscedasticidad condicional (ARCH, por sus siglas en inglés). Una introducción muy didáctica de los orígenes, características y usos de estos modelos es la que está en Engle (2004).

² Los nombres TGARCH y EGARCH derivan de las principales características de los modelos. Concretamente, TGARCH es acrónimo de *Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*; EGARCH es acrónimo de *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*.

su parte, los resultados comparativos sugieren que los rendimientos de corto plazo de Argentina, Brasil, Chile y Perú son mejor descritos por el modelo $AR(1)$ -TGARCH(1,1); y además, sugieren que los rendimientos de Colombia y México parecen ser mejor descritos por el modelo $AR(1)$ -EGARCH(1,1). Asimismo, muestran que las medias y las varianzas de los rendimientos tendieron a aumentar a partir de agosto de 2007.

Esta investigación complementa la escasa literatura referida a la modelación de los rendimientos cambiarios latinoamericanos; particularmente, complementa los estudios de Domac y Mendoza (2004), Fernández (2005) y Maya y Gómez (2008). Tales estudios, a semejanza del que aquí se presenta, usan modelos ARCH asimétricos para modelar los rendimientos de los tipos de cambio latinoamericanos. Sin embargo, aquí se han usado grupos de países, periodos y modelos econométricos diferentes. Asimismo, este estudio se complementa con análisis de cointegración y estimaciones de significancia “robustas” que son obtenidas mediante estimadores de Cuasi-Máxima Verosimilitud (Bollerslev y Wooldridge, 1992).

El artículo está organizado en siete secciones, incluidas esta parte introductoria y la conclusión. El orden y sus subtemas es como sigue: la sección 1 ofrece una revisión de la literatura. La sección 2 describe la metodología y los modelos asimétricos TGARCH y EGARCH. La sección 3 presenta la base de datos y muestra la estadística descriptiva de las series de rendimientos cambiarios. La sección 4 usa la metodología de Johansen para analizar la conveniencia de usar modelos ARCH y para estudiar la dinámica de largo plazo de las series de los tipos de cambio latinoamericanos. La sección 5 concentra los resultados de las estimaciones y desarrolla el análisis comparativo. La última sección o conclusión presenta una síntesis de los resultados y ofrece algunas líneas de investigación futura.

1. Revisión de la literatura

Muchos esfuerzos han sido desarrollados para modelar las dinámicas de las series cambiarias; tales esfuerzos se justifican porque los modelos econométricos tradicionales suelen tener escasa relevancia estadística para describirlas y pronosticarlas en el corto plazo (Frankel y Rose, 1994; Sarno y Taylor, 2003; Vitale, 2007). Como se ha mencionado, una de las formas que más se usa para modelar las dinámicas de corto plazo de las series, consiste en suponer que las perturbaciones rezagadas, conocidas como “shocks informacionales”, impactan directamente la volatilidad presente de las mismas. En este contexto, una de las controversias de modelación se refiere a la conveniencia de adoptar o no supuestos de simetría o asimetría

informativa para describir los efectos de los shocks informativos en las series cambiarias.

En la modelación de series cambiarias, la adopción de supuestos de simetría o asimetría envuelve controversias económicas, financieras y econométricas. Quienes defienden la simetría informativa señalan que los argumentos económicos y financieros, que justifican las asimetrías en los mercados bursátiles, no son generalizables para los mercados cambiarios³ (Wang y Yang, 2009). En el plano teórico, varios análisis apoyan esta posición. Por ejemplo, en la administración de riesgos se asume que los rendimientos cambiarios son simétricos (véase Hull, 2006); además, las teorías de las “condiciones internacionales de paridad” suelen ser usadas para justificar la existencia de simetrías.⁴ En este contexto, resulta relevante señalar que estas teorías sirven para explicar las tendencias y equilibrios de largo plazo de los tipos de cambio.

Sin embargo, justo es reconocer que los argumentos económicos y financieros de quienes sustentan los supuestos de asimetrías informativas suelen ser válidos empíricamente. Entre esos argumentos, están los que señalan las dificultades prácticas asociadas a los supuestos de las teorías de las condiciones internacionales de paridad.⁵ Mismos que también señalan que las diferencias entre las “rigideces” de los precios de bienes y los tipos de cambio pueden generar asimetrías.⁶

Del mismo modo, y en añadidura a lo anterior, señalan que las consolidaciones de los estados financieros de las multinacionales, las intervenciones de bancos centrales y los comportamientos de tipo “contrario” o de “rebaño” entre inversionistas, también pueden generar asimetrías (según, McKenzie, 2002; Wang y Yang, 2009).

³ Las explicaciones tradicionales que justifican asimetrías en los mercados bursátiles se enfocan en las hipótesis de apalancamiento (*leverage hypothesis*), de la retroalimentación de la volatilidad (*volatility feedback hypothesis*) y de las finanzas behavioristas (*behavioral finance hypothesis*). Véase referencias sobre las mismas en Hibbert, Daigler y Dupoyet (2008).

⁴ Estas teorías incluyen a aquellas referidas a las paridades de poder de compra y de tasas de interés, a la de eficiencia de los mercados y a los efectos doméstico e internacional de Fischer.

⁵ Entre otros, estos supuestos incluyen la existencia de regímenes cambiarios completamente flexibles, donde no existen problemas informativos y donde se cumple la hipótesis de eficiencia de los mercados.

⁶ Dornbusch (1976) explica las dinámicas cambiarias y los movimientos bruscos en su volatilidad (*overshooting*), en términos de las expectativas de los agentes y las diferencias de los precios de los bienes reales y los tipos de cambio.

En particular, los autores referidos indican que los bancos centrales causan asimetrías porque sus intervenciones se centran en posiciones unilaterales de mercado (ya sea de oferta o de demanda). Pero, desde la perspectiva econométrica, las controversias de modelación se centran en el uso de especificaciones funcionales concretas. Estas controversias son relevantes porque los modelos de la familia ARCH se definen en términos de cómo las especificaciones postulan las dinámicas de la varianza condicional de las series, las cuales son postuladas en virtud de que la “varianza verdadera” no es observable. Por esta razón, no está de más indicar que un modelo econométrico “verdadero” no existe. En la práctica, el número de especificaciones usadas en la econometría financiera supera el centenar (Bollerslev, 2010). Por ello, la adopción de los supuestos de simetría o asimetría y de especificación funcional de los modelos es relativamente subjetiva.

Los modelos ARCH se han usado para describir y pronosticar el comportamiento y volatilidad de las series cambiarias desde mediados de los años ochenta del siglo pasado.⁷ Sin embargo, los estudios en el contexto de países latinoamericanos son muy escasos. Entre los estudios que han usado modelos ARCH simétricos se encuentran los de Vilela y Holland (2004), Ruiz (2009) y Martínez y Ramírez (2011). En el primero, se analiza el tipo de cambio Real brasileño/US dólar mediante un modelo GARCH. En el segundo, se analizan los rendimientos cambiarios de doce países latinoamericanos usando modelos ARCH de factor latente multivariado. Cabe destacar que ambos estudios incluyen análisis de cointegración. En el tercer estudio, se analizan los tipos de cambio de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú con modelos multivariados dinámicos.

La mayor crítica a estos estudios, de manera no sorprendente, se refiere a la adopción del supuesto de simetría. Con frecuencia se señala que la volatilidad de los rendimientos cambiarios experimenta “efectos apalancamiento” (McKenzie, 2002). Esto es, reacciones asimétricas en donde las malas noticias tienen un impacto mayor que las buenas noticias. En ese contexto, el término “noticia” describe las perturbaciones rezagadas que impactan la volatilidad corriente de las series. Así, una “mala noticia” ocurre cuando una perturbación (por ser negativa) reduce los rendimientos cambiarios. Análogamente, una “buena noticia” ocurre cuando una perturbación aumenta los rendimientos.⁸

⁷ El libro de Sarno y Taylor (2003) contiene una revisión de los principales estudios que han usado modelos de la familia ARCH para analizar series cambiarias (véase, en particular, el capítulo 9).

⁸ Es importante señalar que, en esta investigación, las “noticias” son para quien posee dólares cuyo precio está valuado en unidades de moneda local. En este contexto, una “mala noticia” es un evento que disminuye el valor de su inversión (dólares), medido en

Los estudios econométricos que usan modelos ARCH asimétricos en el contexto latinoamericano también son escasos. Entre estos últimos se encuentran los estudios de Domac y Mendoza (2004), Fernández (2005) y Maya y Gómez (2008). En el primero, se usa un modelo EGARCH para describir los rendimientos del peso mexicano/US dólar. En el segundo, se encuentra que el tipo de cambio peso chileno/US dólar puede describirse adecuadamente mediante tres modelos GARCH asimétricos; dicha conclusión se obtiene tras comparar las estimaciones obtenidas mediante 12 modelos de la familia ARCH. En el tercer estudio, se usan modelos HYPARCH (Hyperbolic Asymmetric Power ARCH) para describir los rendimientos cambiarios de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

Los estudios arriba reseñados también tienen algunas limitaciones metodológicas. En primer lugar, ninguno de ellos incluye análisis de cointegración; por lo tanto, es difícil sustentar que las dinámicas modeladas pudieran no ser espurias en el largo plazo; además, tampoco usan estimadores robustos para evaluar la significancia de los coeficientes individuales. Se enfatizan estas características, en virtud de que es difícil dirimir controversias de modelación con base en estimaciones que pudieran ser espurias en el largo plazo, cuestionables estadísticamente, o que pudieran ofrecer evidencia mixta. En este sentido, cabe mencionar que los resultados de Maya y Gómez (2009) no siempre sustentan la existencia de efectos apalancamiento ni de asimetrías.

En este trabajo, se sostiene que la resolución a las anteriores controversias de modelación de las series cambiarias latinoamericanas debe dirimirse con base en estimaciones de modelos asimétricos, en virtud de que estos últimos usualmente tienden a generalizar a los modelos ARCH simétricos. En este contexto, se considera necesario tratar de resolver las limitaciones metodológicas señaladas; por esta razón, es conveniente hacer estimaciones de modelos asimétricos que correspondan a estimaciones estadísticamente robustas. Asimismo, se asume que dichas estimaciones debieran ser complementadas con análisis de cointegración, con la finalidad de sustentar la generalidad y solidez de las conclusiones obtenidas.

En definitiva, la modelación de las series cambiarias y el análisis de los shocks informacionales son de gran interés en la econometría financiera.⁹

unidades de moneda local. Análogamente, una “buena noticia” es un evento que aumenta el valor de su inversión. Esto significa que, para el inversionista, los rendimientos negativos ocurren cuando la moneda local se aprecia o revalúa; mientras que los rendimientos positivos ocurren cuando la moneda local se deprecia o devalúa.

⁹ En este contexto, no está de más mencionar que existen críticas hacia los modelos ARCH, así como a modelos econométricos alternativos para analizar las series cambiarias y los efectos de los shocks informacionales en las series financieras. Entre los trabajos que

Por lo general, la modelación de series financieras se justifica sobre la base de que la valuación de opciones y la estimación de medidas de riesgo de mercado dependen de las dinámicas de volatilidad. En Latinoamérica, la modelación de series cambiarias y el entendimiento de los efectos de las noticias en los mercados financieros de la región resultan también de interés por razones de políticas económicas, financieras y de fomento al desarrollo.¹⁰ De hecho, la motivación de este estudio se sustenta en ambos tipos de consideraciones.

2. Metodología de análisis

Los datos usados en esta investigación incluyen los tipos de cambio diarios de seis países latinoamericanos. Los tipos de cambio que se utilizan son los de Argentina, Brasil, Chile Colombia, México y Perú. Por consistencia analítica, y para todos los países analizados, los tipos de cambio están medidos en unidades de moneda local con respecto al dólar. Así, se destacan los precios nominales del dólar en cada país i en el periodo t , como P_{it} , y se define la tasa de rendimiento cambiario del país i en el periodo t , r_{it} , como la diferencia diaria de los logaritmos de los tipos de cambio:¹¹

$$r_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1} \quad (1)$$

La investigación se sustenta en los análisis de estadística descriptiva, de estacionariedad y de cointegración, así como en el uso de modelos de la familia ARCH. En particular, se utiliza el análisis de estadística descriptiva para caracterizar las series de rendimientos cambiarios latinoamericanos. La metodología de Johansen se usa para justificar la existencia de movimientos

critican el uso de modelos ARCH está el de Bonilla, Romero-Meza e Hinich (2007). Este estudio es particularmente relevante en el contexto de nuestra investigación porque en él se analizan los mercados cambiarios latinoamericanos. Entre los modelos econométricos alternativos, destaca el modelo RMSRMES (*Markov regime-switching regression model with endogenous switching*) desarrollado por Kim, Piger y Startz (2008). La existencia de estas críticas y de los modelos alternativos confirma que existe un gran interés por mejorar las técnicas disponibles en la econometría financiera.

¹⁰ Krugman (2009) hace una reseña de las causas y efectos de las principales crisis económicas y financieras en Latinoamérica y en Asia. En lo que se refiere a la región latinoamericana, las crisis fueron antecedidas por noticias diversas que tuvieron impactos sobre los mercados financieros de la región. De hecho, Argentina, México y Brasil reconocieron dichas crisis tras la devaluación y subsecuente volatilidad de sus tipos cambiarios.

¹¹ Los cambios de los logaritmos de una variable denotan cambios relativos; los cuales, al ser multiplicados por cien, denotan cambios porcentuales.

conjuntos y equilibrios de largo plazo entre las series cambiarias. Los modelos TARCH y EGARCH son usados para describir la dinámica de los rendimientos, bajo el supuesto de que su volatilidad reacciona de manera asimétrica ante los “shocks informativos”.

Tradicionalmente, la metodología de Johansen es usada para evaluar la existencia de cointegración entre las series de tiempo.¹² Como es conocido, dicha metodología requiere que las series sean integradas de orden uno, $I(1)$. Aquí, fueron usados los tests: Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para analizar el orden de integración de las series del logaritmo del tipo de cambio. También se estimó un modelo VAR con dichas series $I(1)$. La relevancia del modelo VAR es que además permite realizar pruebas sustentadas en la traza y el máximo eigenvalor. La hipótesis nula en ambas pruebas es que no hay relaciones de cointegración en el modelo VAR.

Los modelos TGARCH y EGARCH son usados en esta investigación para describir la dinámica de las series de rendimientos cambiarios latinoamericanos. Estos modelos asumen que la reacción de la volatilidad de las series de rendimientos cambiarios es asimétrica ante shocks informativos. Se usaron estos modelos porque permiten capturar los efectos de shocks informativos (simétricos, asimétricos) ante noticias de diferente naturaleza. Ambos modelos asimétricos sirvieron para sustentar la consistencia de los resultados econométricos,¹³ en virtud de que la volatilidad “verdadera”, al no ser observable, en realidad depende del modelo econométrico que se utilizó.

Los modelos EGARCH y TGARCH describen las medias y varianzas condicionales de los rendimientos cambiarios asociados a cada país (r_{it} y σ_{it}^2 , respectivamente). El modelo TGARCH asume una especificación: permite que la desviación estándar condicionada dependa del signo de las perturbaciones rezagadas (por ejemplo, de la naturaleza de los “shocks informativos”). Este modelo fue desarrollado originalmente por Zakoian (1994). En este trabajo se usa un modelo $AR(1)$ -TGARCH(1,1):

¹² Adviértase que el análisis de cointegración solamente se usa para caracterizar el comportamiento de largo plazo de las series de rendimientos cambiarios. Si bien hay teorías económicas que explican las dinámicas de los tipos de cambio a partir de asumir relaciones no espurias y equilibrios de largo plazo (como las teorías de las condiciones internacionales de paridad), no obstante, el análisis no fue desarrollado con el objetivo de validar dichas teorías.

¹³ Hasta donde se sabe, los modelos TGARCH no han sido usados para analizar las series de los rendimientos cambiarios latinoamericanos (cfr. la revisión de la literatura). Se usaron los modelos EGARCH por complementariedad.

$$r_{it} = \phi_{i0} + \phi_{i1}r_{it-1} + u_{it} \quad (2)$$

$$u_{it} = \sigma_{it}\varepsilon_{it}$$

$$\sigma_{it}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}u_{it-1}^2 + \gamma_i u_{it-1}^2 I_{it-1} + \beta_i \sigma_{it-1}^2$$

$$\text{Donde } I_{it} = \begin{cases} 1 & u_{it-1} < 0 \\ 0 & u_{it-1} \geq 0 \end{cases}$$

En el modelo TGARCH, las perturbaciones rezagadas tienen impactos diferenciados en la varianza condicional. Las perturbaciones positivas $u_{it-1} > 0$ tienen un impacto α_{i1} . Las negativas $u_{it-1} < 0$ tienen un impacto $\alpha_{i1} + \gamma_i$. Por tanto, si $\gamma_i \neq 0$, las perturbaciones tienen un impacto asimétrico que depende de la naturaleza de las “noticias”. Particularmente, si $\gamma_i > 0$, las malas noticias incrementan la volatilidad y ocurre el “efecto apalancamiento”. Si $\gamma_i < 0$, las malas noticias reducen la volatilidad. Tradicionalmente, los coeficientes de la especificación de la varianza se postulan como positivos (asumiéndose efectos apalancamiento). Sin embargo, es posible relajar esta restricción sobre los coeficientes (Rabemananjara y Zakoian, 1993).

El segundo modelo estimado es una variación del modelo EGARCH. En él, se permite asimetrías en la relación entre los rendimientos y la volatilidad. El modelo de tipo AR(1)-EGARCH (1,1) es el siguiente:¹⁴

$$r_{it} = \phi_{i0} + \phi_{i1}r_{it-1} + u_{it} \quad (3)$$

$$u_{it} = \sigma_{it}\varepsilon_{it}$$

$$\ln \sigma_{it}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \frac{|\varepsilon_{it-1}|}{|\sigma_{it-1}^2|} + \gamma_i \frac{|\varepsilon_{it-1}|}{|\sigma_{it-1}^2|} + \beta_i \ln \sigma_{it-1}^2$$

La última expresión describe al logaritmo de la varianza condicional; lo que implica que el efecto apalancamiento es exponencial, no cuadrático, y que los pronósticos de la varianza condicional son no negativos. Si $\gamma_i < 0$, hay efectos apalancamiento. Si $\gamma_i \neq 0$, las perturbaciones tienen un impacto

¹⁴ El modelo EGARCH, que se usa en este trabajo, difiere del desarrollado por Nelson (1991); la especificación de la varianza condicional es distinta.

asimétrico. Al igual que en el modelo anterior, los coeficientes de la especificación de la varianza se postulan positivos, teóricamente.

Ambos modelos asimétricos comparten una estructura similar y tienen supuestos estadísticos comunes. En ambos casos, la estructura dinámica de los modelos está integrada por tres expresiones matemáticas y una estructura de rezagos de orden uno.¹⁵ La primera expresión es la especificación de la media de los rendimientos. La segunda es la condición que define un proceso ARCH (Bollerslev, 2010). La tercera es la especificación de la varianza condicional. Estadísticamente, se asume que los errores condicionados se distribuyen como una normal estandarizada en ambos modelos.¹⁶ Las especificaciones de la media y varianza, aunadas a la distribución de probabilidad, definen a los modelos ARCH.

La estimación econométrica de los errores estándar de ambos modelos se hace mediante el método de Cuasi-Máxima Verosimilitud (*Quasi-Maximum Likelihood, QML*), propuesto por Bollerslev y Wooldridge (1992). Este método tiene la ventaja de que permite estimar errores estándar robustos (consistentes y eficientes), asumiendo la existencia de heteroscedastidad. Estos errores se usan para calcular los estadísticos “z”. El empleo de este método se justifica cuando los errores pudieran no estar condicionalmente distribuidos como una normal. Si fuera posible garantizar dicha normalidad, la estimación podría hacerse directamente mediante el método de Máxima Verosimilitud (*Maximum Likelihood, ML*).

El análisis econométrico y comparativo de ambos modelos asimétricos se hace mediante estadísticos complementarios. En cada modelo se evalúa la significancia individual de los coeficientes, mediante los p-values asociados a los estadísticos z. Particularmente, y dado el carácter exploratorio sobre la conveniencia del supuesto de asimetría, el análisis se centra en las estimaciones de los coeficientes γ_i . La bondad de ajuste de ambos modelos se evalúa mediante los estimadores del logaritmo de verosimilitud (*Log-Likelihood, Logl*) y del criterio de información de Akaike (*AIC*). Así, queda

¹⁵ Los rezagos de orden uno se refieren a los términos autorregresivo, GARCH y de asimetría de los modelos. Estos rezagos definen el sistema de ecuaciones a estimar. La adopción de dicho orden de rezagos se justifica con base en los correlogramas de los residuales y de los residuales al cuadrado asociados. En la mayoría de los casos, cuando se adoptaron rezagos unitarios, los correlogramas sugirieron ruido blanco y, por tanto, un buen ajuste inicial.

¹⁶ Esta distribución fue adoptada aquí, en congruencia con los hallazgos de Andersen *et al.* (2000). En su estudio, los autores encuentran que los rendimientos del antiguo marco alemán y el yen japonés tienden a distribuirse normalmente. En este contexto, cabe mencionar que si se hacen estimaciones propias, asumiendo una distribución t, los coeficientes estimados no varían mucho. Por esa razón, estas estimaciones no se incluyen en este trabajo.

sustentada la conveniencia de modelar las series de rendimientos de cada tipo de cambio mediante criterios alternativos.

3. Base de datos y rendimientos cambiarios latinoamericanos

Se utilizó la base de datos de Economática para obtener una muestra de datos cambiarios latinoamericanos, que fueron medidos en unidades de moneda local con respecto al dólar. La muestra incluye los precios de cierre de los tipos de cambio diarios de Argentina, Brasil, Chile Colombia, México y Perú, para el periodo de 1 de enero de 2002 a 27 de septiembre de 2011. Todos los datos son nominales. De modo que la muestra se integra por seis series de tipos de cambio, donde cada serie incluye 2541 observaciones diarias. Esta muestra sirve para construir seis series de rendimientos cambiarios con base en la ecuación (1). Estas series de rendimientos, cada una con 2540 observaciones, constituyen la base de datos de esta investigación.

Desde la perspectiva histórica, el periodo analizado se caracteriza por momentos de relativa calma y de gran inestabilidad en los mercados financieros internacionales. Por esta razón, fueron divididas las series de rendimientos considerando dos periodos. El primero abarca de 2 de enero de 2002 a 9 de agosto de 2007; el segundo, de 10 de agosto de 2007 a 27 de septiembre de 2011. La determinación de estos periodos, si bien subjetiva, se sustenta en el reconocimiento de la existencia de la “crisis global” en los mercados financieros internacionales.¹⁷ En consecuencia, durante el primer periodo se asume una situación de “calma”; mientras que durante el segundo, una de “inestabilidad.”

El uso de los modelos ARCH se justifica con base en las características de las series financieras. Estas características incluyen curtosis altas (leptocúrticas), clusters de volatilidad, distribuciones no normales, sesgos, volatilidades no constantes y movimientos conjuntos de la media y volatilidad entre distintos activos financieros. Estas características se pueden descubrir mediante estadísticas descriptivas tradicionales. En el contexto de esta investigación, y para efectos analíticos y comparativos, se aplica la estadística descriptiva de las series de los rendimientos cambiarios considerando las series completas y divididas por periodos. Las tablas 1, 2 y 3 muestran dichas estadísticas descriptivas.

¹⁷ En los días 9, 10 y 11 de agosto de 2007, por primera vez en la historia, se coordinaron los bancos centrales de los tres continentes para estabilizar los mercados financieros internacionales. Este hecho hizo explícita la escala global de la crisis que se manifestaría en los meses subsecuentes.

La tabla 1 muestra la estadística descriptiva de las series bursátiles considerando todo el periodo analizado (2540 observaciones), la cual está integrada por seis columnas. La primera columna muestra el rendimiento diario promedio; la segunda, la desviación estándar de los rendimientos diarios (estimador estático de la volatilidad); la tercera, el coeficiente de asimetría, también conocido como sesgo; la cuarta, la curtosis o ancho de colas. La quinta, el estimador Jarque-Bera y la sexta, el p-value asociado a dicho estimador. La hipótesis nula asociada a los estimadores Jarque-Bera expone que los rendimientos se distribuyen normalmente.

Así mismo, la tabla 1 destaca que todas las series de rendimientos cambiarios muestran curtosis leptocúrticas, y que son asimétricas en sus distribuciones. En todos los casos, las curtosis estimadas son mayores a 3. Para cinco economías, el sesgo de las series de rendimientos es positivo y para una, es negativo. Por lo tanto, la evidencia sugiere que ninguna de las series de rendimientos cambiarios se distribuye de manera simétrica o normal; resultado que se confirma mediante los tests de Jarque-Bera. De hecho, las series rechazan la hipótesis nula de normalidad en todos los casos. Económicamente, es interesante destacar que la tabla sugiere que hubo pérdidas, a lo largo del periodo, consistentes en el valor de las monedas argentina y mexicana (rendimientos positivos).

Tabla 1
Estadísticas descriptivas de los rendimientos cambiarios y tests de normalidad de Jarque-Bera

País	Media	Desv. Est.	Coef. Asim.	Curtosis	Jarque-Bera	P-value
Argentina	0.0006	0.0155	11.5734	448.5706	21068133.00	0.000
Brasil	-0.0001	0.0100	0.5113	11.2360	7289.49	0.000
Chile	-0.0001	0.0066	0.4409	7.4856	2211.71	0.000
Colombia	-0.0001	0.0069	-0.0631	11.6786	7972.87	0.000
México	0.0002	0.0068	0.6668	17.4893	22406.94	0.000
Perú	-0.0001	0.0026	0.3752	17.9565	23734.13	0.000

Nota: periodo del 2 de enero de 2002 al 27 de septiembre de 2011.

Fuente: estimaciones propias.

La tabla 2 ofrece la estadística descriptiva de las series, considerando el periodo de 2 de enero de 2002 a 9 de agosto de 2007. Esta tabla, lo mismo que la anterior, muestra que todas las series de rendimientos tienen curtosis leptocúrticas, y que son asimétricas en sus distribuciones, por lo que son no normales. Cabe señalar aquí que los rendimientos promedio estimados en la tabla 2 son generalmente menores que los estimados en la tabla 1 (excepto para Argentina y Perú); asimismo, las desviaciones estándar de los

rendimientos son generalmente menores (excepto para Argentina). Estos hechos sugieren que las series presentan variaciones en las medias y en las varianzas de los tipos de cambio. Más aún, sugieren la existencia de clusters de volatilidad.

Tabla 2
Estadísticas descriptivas de los rendimientos cambiarios y tests de normalidad de Jarque-Bera

País	Media	Desv. Est.	Coef. Asim.	Curtosis	Jarque-Bera	P-value
Argentina	0.0008	0.0204	8.8349	261.2493	4081716.15	0.000
Brasil	-0.0001	0.0078	0.4720	8.1077	1643.51	0.000
Chile	-0.0002	0.0056	0.0205	4.5164	140.17	0.000
Colombia	-0.0001	0.0047	0.1232	7.9919	1521.70	0.000
México	0.0001	0.0047	0.4785	4.7375	239.69	0.000
Perú	-0.0001	0.0018	-0.0218	11.8379	4758.22	0.000

Nota: periodo del 2 de enero de 2002 al 9 de agosto de 2007.

Fuente: estimaciones propias.

Tabla 3
Estadísticas descriptivas de los rendimientos cambiarios y tests de normalidad de Jarque-Bera

País	Media	Desv. Est.	Coef. Asim.	Curtosis	Jarque-Bera	P-value
Argentina	0.0003	0.0019	1.8252	33.9219	43546.15	0.000
Brasil	-0.0001	0.0123	0.4712	9.6659	2035.73	0.000
Chile	0.0000	0.0078	0.6076	7.4800	967.83	0.000
Colombia	0.0000	0.0090	-0.0995	8.4709	1346.16	0.000
México	0.0002	0.0089	0.6030	13.7647	5270.24	0.000
Perú	-0.0001	0.0034	0.4168	13.0592	4576.18	0.000

Nota: periodo del 10 de agosto de 2007 al 27 de septiembre de 2011.

Fuente: estimaciones propias.

La tabla 3 muestra la estadística descriptiva considerando el periodo 10 de agosto de 2007 a 27 de septiembre de 2011. Esta tabla confirma que todas las series de rendimientos muestran curtosis leptocúrticas, y son asimétricas en sus distribuciones, por lo que son no normales. Nuevamente, los valores del rendimiento diario promedio y de la desviación estándar sugieren variaciones en la medias y en las varianzas de los activos. Sin embargo, cabe señalar que las variaciones tienen una dirección opuesta a las indicadas en la tabla 2. Este hecho sugiere la existencia de movimientos conjuntos de las

medias y varianzas de los activos; así como de clusters de volatilidad y volatilidades no constantes y asimétricas en las series de rendimientos.

Por último, cabe destacar que el análisis de estadística descriptiva sustenta la conveniencia de describir las series de rendimientos cambiarios mediante modelos ARCH. Todas las series tienden a mostrar curtosis excesivas, clusters de volatilidad, sesgos, distribuciones no normales, volatilidades no constantes y movimientos conjuntos de medias y varianzas. Asimismo, el análisis comparativo muestra cambios en la estructura de los rendimientos a lo largo del tiempo. Los resultados sugieren que, a partir de agosto de 2007, las medias y las varianzas de los rendimientos cambiarios tendieron a aumentar en las economías latinoamericanas analizadas. La única excepción se refiere a la economía argentina.¹⁸

4. Análisis de estacionariedad y cointegración: metodología de Johansen

Es necesario que las series de los logaritmos del tipo de cambio sean $I(1)$ en niveles para determinar la existencia de cointegración. Aquí se usaron los tests ADF y KPSS para evaluar el orden de integración de las series de rendimientos cambiarios de cada uno de los países analizados. Estadísticamente, el uso de ambos tests se justifica porque permite evaluar la existencia de raíces unitarias bajo diferentes supuestos e hipótesis. La hipótesis nula asociada al test ADF es que existe una raíz unitaria (por ejemplo, la serie es no estacionaria). La hipótesis nula asociada al test KPSS sostiene que la serie es estacionaria. Las estimaciones asociadas a los tests están contenidas en las tablas 4 y 5.

La tabla 4 muestra que las series de rendimientos cambiarios de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú son integradas de orden uno, $I(1)$. Por tanto, las series de rendimientos de Argentina no son elegibles para el análisis de cointegración. Estos hallazgos sugieren la existencia de equilibrios de largo plazo en los rendimientos cambiarios de las cinco economías mencionadas. Asimismo, sugieren que el uso de la serie de rendimientos cambiarios de Argentina con fines de predicción y descripción econométrica podría conllevar a problemas de modelación econométrica y de inferencia estadística. En este contexto, no sobra mencionar que los tests KPSS confirman los resultados de la tabla anterior (véase tabla 5).

¹⁸ Es nuestra apreciación que dicha situación está asociada a los efectos de la crisis argentina de diciembre de 2001. De hecho, este comportamiento de excepción de la economía argentina se manifiesta también en los análisis estadísticos desarrollados en las siguientes secciones. Adviértase que la caída en los rendimientos y en la volatilidad implican que la moneda argentina se apreció y que su valor tendió a estabilizarse.

Tabla 4
Prueba ADF para el logaritmo del tipo de cambio (niveles) y los rendimientos (diferencias)

País	Niveles		Diferencias		Orden de Integración
	Prob	Rezago	Prob.	Rezago	
Argentina	0.00017	26	0.00000	25	0
Brasil	0.82097	1	0.00010	0	1
Chile	0.54706	1	0.00010	0	1
Colombia	0.72770	1	0.00000	0	1
México	0.34590	1	0.00010	0	1
Perú	0.88983	1	0.00000	0	1

Nota: la columna Rezago se refiere al rezago óptimo del test.

Fuente: estimaciones propias.

Tabla 5
Estadístico KPSS para el logaritmo del tipo de cambio (niveles) y los rendimientos (diferencias)

País	Niveles		Diferencias		Orden de Integración
	Estadístico	Estacionariedad	Estadístico	Estacionariedad	
Argentina	3.35992		0.69166		0
Brasil	5.11085		0.12312	*	1
Chile	4.06696		0.05913	*	1
Colombia	4.62281		0.11766	*	1
México	3.45719		0.05657	*	1
Perú	5.72894		0.08372	*	1

Nota: el nivel de significancia de la estacionariedad es de 0.05. El valor crítico asociado es 0.463. Fuente: estimaciones propias.

Desde la perspectiva econométrica, la existencia de series integradas de orden uno, sugiere la existencia de relaciones de largo plazo en los tipos de cambio de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Por esta razón, se estima un modelo VAR, que incluye a las series de los logaritmos de los tipos de cambio de estos cinco países, como variables endógenas. Se realizaron las pruebas de cointegración de Johansen y se concluye que existen relaciones de cointegración entre las variables analizadas, a partir del estadístico de la traza, considerando un nivel de significancia de 0.10 (véase tabla 6). En

definitiva, hay movimientos conjuntos y equilibrios de largo plazo en los tipos de cambio latinoamericanos (sin considerar a Argentina).¹⁹

Tabla 6
Tests de cointegración de Johansen para el logaritmo natural de los tipos de cambio

	Estadístico	Prob.	Estadístico	Prob.
	Traza		Eigenvalor	
Ninguna	65.9168	0.0984	26.7111	0.2791
A lo más 1	39.2057	0.2522	18.2389	0.4753
A lo más 2	20.9667	0.3597	14.4812	0.3269
A lo más 3	6.4855	0.6381	6.3171	0.5729
A lo más 4	0.1685	0.6815	0.1685	0.6815

Nota: en el VAR se incluyen las series de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.
Fuente: estimaciones propias.

5. Análisis econométrico de modelación

Los modelos TGARCH y EGARCH comparten una estructura similar para efectos de estimación de la dinámica de las series de los rendimientos cambiarios de corto plazo. En ambos modelos, las especificaciones de las medias requieren estimar los coeficientes ϕ_{i0} y ϕ_{i1} . Asimismo, las especificaciones de las varianzas requieren estimar, en añadidura a los dos anteriores, los coeficientes α_{i0} , α_{i1} , γ_i y β_i . La significancia individual y los signos de los seis coeficientes estimados definen la conveniencia de usar cada modelo. Por comparabilidad, y tal como se señala en la sección metodológica, los rendimientos de cada tipo de cambio fueron descritos usando ambos modelos. Estas estimaciones están sintetizadas en las tablas 7 y 8.

La tabla 7 muestra las estimaciones del modelo AR(1)-TGARCH(1,1) para las series completas de rendimientos (de 1 de enero de 2002 a 27 de septiembre de 2011). Cada par de filas corresponden a las estimaciones de un coeficiente determinado. Los primeros dos pares se refieren a los coeficientes ϕ_{i0} y ϕ_{i1} . Los siguientes cuatro aluden a los coeficientes α_{i0} , α_{i1} , γ_i y β_i . En cada par, la fila superior muestra los coeficientes estimados.

¹⁹ Este resultado confirma que la dinámica del comportamiento de los rendimientos cambiarios argentinos es muy distinta a las de otros países latinoamericanos. Esta dinámica está parcialmente vinculada con las transiciones que ha tenido el régimen cambiario argentino, durante el periodo de análisis, según es posible apreciar.

Las dos últimas filas incluyen los estimadores del logaritmo de verosimilitud (*Log-Likelihood, Logl*) y del criterio de información de Akaike (*AIC*).

Tabla 7
Parámetros estimados del modelo AR(1)-TGARCH(1,1) para el periodo del 2 de enero de 2002 al 27 de septiembre de 2011

Parámetro		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
ϕ_0	Coef.	0.0001	-0.0003	-0.0002	-0.0001	0.0001	0.0000
	Prob.	0.0000	0.0968	0.1793	0.0739	0.4425	0.0846
ϕ_1	Coef.	0.0584	-0.2160	0.0761	0.1790	-0.0087	0.1290
	Prob.	0.0421	0.0000	0.0011	0.0000	0.6875	0.0000
α_0	Coef.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Prob.	0.0000	0.1725	0.0565	0.0000	0.0000	0.4743
α_1	Coef.	0.0739	0.1386	0.1426	0.2219	0.1066	0.2606
	Prob.	0.0004	0.0006	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
γ	Coef.	0.0045	-0.0520	-0.0495	-0.0269	-0.0724	-0.0942
	Prob.	0.8595	0.2898	0.1531	0.4931	0.0045	0.0936
β	Coef.	0.9236	0.8247	0.8238	0.8207	0.9188	0.8358
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Logl		11632.60	8571.34	9388.86	9822.21	9676.03	12718.20
Akaike		-9.15841	-6.74702	-7.39099	-7.73234	-7.61720	-10.01355

Nota: Prob. Se refiere a los p-value que están asociados a estadísticos z ajustados mediante los estimadores robustos de Bollerslev-Wooldridge.

Fuente: estimaciones propias.

La tabla 7 sugiere que las volatilidades de los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Colombia no presentan efectos asimétricos ($\gamma_i = 0$). Sin embargo, en donde sí son significativos estos efectos, es en las series de México y Perú, las malas noticias tienden a reducir la volatilidad. Adviértase que este hallazgo sugiere que aquellos eventos que inducen a la apreciación o revaluación de las monedas mexicana y peruana (“malas noticias”) tienden a generar precios del dólar estables. Una explicación podría asociarse a la manera en que se interpretan los movimientos cambiarios y a las diferencias de percepción entre los agentes. Tradicionalmente, las ganancias relativas en el valor de las monedas locales se consideran como “deseables” porque disminuyen los precios e incrementan la oferta de productos extranjeros (aunque desequilibren la balanza de pagos). En ese contexto, las “malas noticias”, para los inversionistas en dólares, conllevarían a situaciones “deseables” para otros agentes, como aquellos interesados en evitar la inflación. Esto justificaría

que estos últimos buscaran mantener el precio del dólar relativamente bajo. El “mantenimiento” del tipo de cambio conllevaría a la estabilidad de los rendimientos.²⁰ Así, de acuerdo con las estimaciones, ninguna serie presenta “efectos apalancamiento.” Los coeficientes estimados α_{i0} , α_{i1} , y β_i , son significativos y, en su gran mayoría, positivos para 4, 6 y 6 series, respectivamente. Asimismo, los coeficientes ϕ_{i0} y ϕ_{i1} son significativos y positivos para un total de 4 y 5 series, respectivamente. Estos hechos son consistentes con las predicciones teóricas del modelo AR(1)-TGARCH(1,1).

La tabla 8 confirma que las volatilidades de los tipos de cambio de Argentina, Brasil, Chile y Colombia no presentan efectos asimétricos significativos, según los modelos AR(1)-EGARCH(1,1). En ninguna de las series hay efectos apalancamiento significativos $\gamma_i < 0$. Nuevamente las malas noticias tienden a reducir la volatilidad en México y Perú ($\gamma_i > 0$). Los coeficientes α_{i0} , α_{i1} , y β_i son significativos para un total de 5, 6 y 6 series. Asimismo, la gran mayoría de los coeficientes α_{i1} , y β_i son positivos. También debe señalarse que los coeficientes ϕ_{i0} y ϕ_{i1} son significativos y positivos para un total de 1 y 4 series. Estos hechos también son consistentes con las predicciones postuladas teóricamente.

La tabla 9 permite comparar los estimadores de bondad de ajuste de los modelos asimétricos ARCH, que aquí son analizados. Esta evaluación se hace comparando los valores absolutos de los estimadores de máxima verosimilitud y los de Akaike, asociados a cada modelo y serie de rendimientos. Los resultados comparativos sugieren que los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Perú son mejor descritos por el modelo TGARCH. Los rendimientos de Colombia y México parecen ser mejor descritos por el modelo EGARCH; sin embargo, no está de más enfatizar que ambos modelos parecen describir adecuadamente los rendimientos latinoamericanos. La volatilidad ajustada de ambos modelos puede visualizarse en las gráficas 1 y 2.

²⁰ En Latinoamérica, los bancos centrales suelen realizar intervenciones para reducir la volatilidad de los mercados cambiarios. Inclusive, algunos autores señalan que los bancos centrales enfocados en alcanzar objetivos inflacionarios son particularmente proclives a realizarlas [De Gregorio y Tokman R. (2005)]. En este sentido, es pertinente señalar que el Banco Central de Reserva del Perú y el Banco de México tienen como finalidad el preservar la estabilidad monetaria y la estabilidad de precios, respectivamente. Pese a estas consideraciones, todavía es necesario realizar investigación sobre los efectos de las intervenciones de los bancos centrales en la volatilidad cambiaria. De hecho, hay estudios que sostienen que las intervenciones contribuyen a aumentar la volatilidad, más que a reducirla (Beine *et al.*, 2007).

Tabla 8
Parámetros estimados del modelo AR(1)-EGARCH(1,1) para el periodo del 2 de enero de 2002 al 27 de septiembre de 2011

Parámetro		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
ϕ_0	Coef.	0.0003	-0.0009	-0.0002	-0.0001	0.0001	0.0000
	Prob.	0.0000	0.0114	0.1171	0.0180	0.4252	0.1695
ϕ_1	Coef.	0.0661	-0.2308	0.0791	0.1881	-0.0066	0.1365
	Prob.	0.0410	0.0000	0.0016	0.0000	0.7569	0.0000
α_0	Coef.	-0.1171	-0.8569	-0.5476	-0.5421	-0.2983	-0.4414
	Prob.	0.0097	0.1649	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
α_1	Coef.	0.1417	0.1864	0.1882	0.3576	0.1830	0.3536
	Prob.	0.0000	0.0045	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
γ	Coef.	-0.0087	0.0499	0.0104	0.0181	0.0605	0.0488
	Prob.	0.7056	0.3655	0.7154	0.4541	0.0021	0.0920
β	Coef.	0.9977	0.9229	0.9600	0.9734	0.9843	0.9846
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Logl		11557.42	8496.16	9382.25	9828.42	9680.90	12714.18
Akaike		-9.0992	-6.6878	-7.3858	-7.7372	-7.6210	-10.0104

Nota: Prob. se refiere a los p-value que están asociados a estadísticos z ajustados mediante los estimadores robustos de Bollerslev-Wooldridge.

Fuente: estimaciones propias.

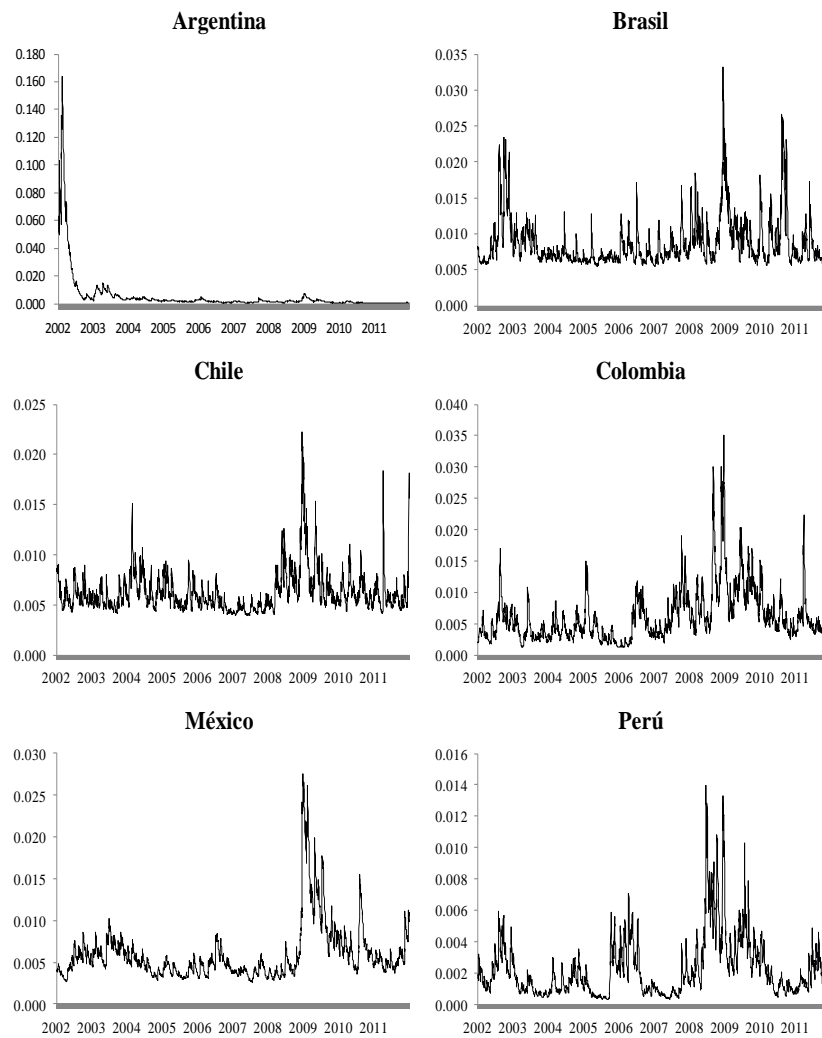
Tabla 9
Estimadores de bondad de ajuste de los modelos AR(1)-TGARCH(1,1) y AR(1)-EGARCH(1,1)

País	<i>AR(1)-TGARCH(1,1)</i>		<i>AR(1)-EGARCH(1,1)</i>		Bondad de Ajuste
	Logl	Akaike	Logl	Akaike	
Argentina	11632.60	-9.1584	11557.42	-9.0992	
Brasil	8571.34	-6.7470	8496.16	-6.6878	*
Chile	9388.86	-7.3910	9382.25	-7.3858	*
Colombia	9822.21	-7.7323	9828.42	-7.7372	**
México	9676.03	-7.6172	9680.90	-7.6210	**
Perú	12718.20	-10.0135	12714.18	-10.0104	*

Nota: uno y dos asteriscos denotan que el mejor ajuste se obtiene mediante los modelos TGARCH y EGARCH, respectivamente.

Fuente: estimaciones propias.

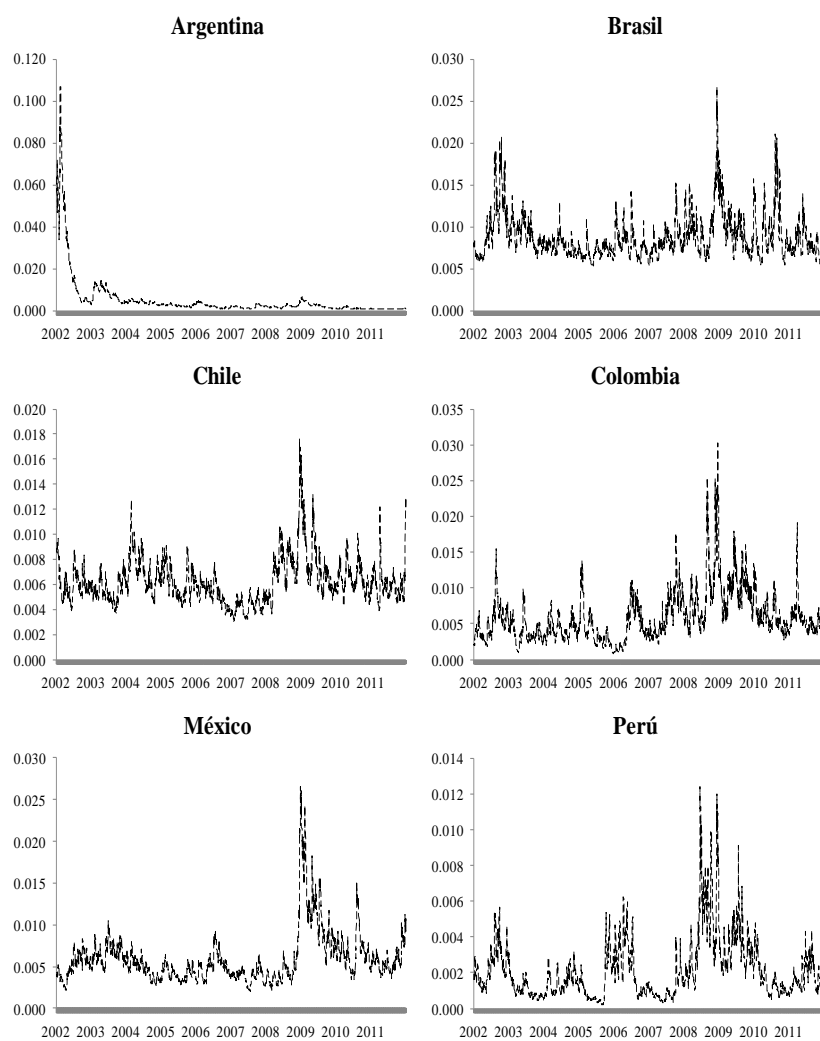
Gráfica 1
Volatilidades estimadas del modelo TGARCH



Nota: los periodos comienzan cada 03 de enero.

Fuente: estimaciones propias.

Gráfica 2
Volatilidades estimadas del modelo EGARCH



Nota: los periodos comienzan cada 03 de enero.

Fuente: estimaciones propias.

Finalmente, esta sección destaca que los modelos econométricos muestran que las volatilidades de los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Colombia son simétricas. Por tanto, en estas economías, las buenas noticias tienen un impacto de la misma magnitud, pero en sentido contrario al de las malas noticias. En México y Perú, por su parte, las malas noticias reducen la volatilidad de los rendimientos cambiarios. Por lo cual en ninguna de las series analizadas hay "efectos apalancamiento." Los resultados comparativos sugieren que los rendimientos de Argentina, Brasil, Chile y Perú son mejor descritos por el modelo TGARCH. Los de Colombia y México, por su parte, parecen ser mejor descritos por el EGARCH.

Conclusiones y líneas de investigación futura

Este trabajo de investigación ha desarrollado un análisis econométrico de los rendimientos de los tipos de cambio latinoamericanos usando la metodología de cointegración de Johansen y los modelos no lineales TGARCH y EGARCH. Estos últimos modelos se han usado para describir las series de rendimientos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Asimismo, fueron usados para analizar los efectos de shocks informacionales (perturbaciones) sobre la volatilidad de los rendimientos. Para ello, se han modelado los rendimientos cambiarios diarios durante el periodo de 2 de enero de 2002 a 27 de septiembre de 2011. El periodo es interesante, dado que abarca momentos de relativa calma e inestabilidad en los mercados financieros internacionales.

Por una parte, los resultados de los análisis de estadística descriptiva justifican la conveniencia de describir las series de rendimientos cambiarios mediante modelos ARCH. Todas las series tienden a mostrar curtosis excesivas, clusters de volatilidad, sesgos, distribuciones no normales, volatilidades no constantes y movimientos conjuntos de medias y varianzas. Particularmente, el análisis de estadística descriptiva sugiere que las medias y las varianzas de los rendimientos cambiarios tendieron a aumentar a partir de agosto de 2007. El análisis de cointegración basado en la metodología de Johansen sugiere la existencia de equilibrios de largo plazo de los tipos de cambio de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

Por otra parte, los resultados del análisis econométrico sugieren que las volatilidades de los rendimientos cambiarios de Argentina, Brasil, Chile y Colombia son simétricas (las buenas noticias tienen un impacto de la misma magnitud, pero en sentido contrario que el de las malas noticias). En México y Perú, las malas noticias reducen la volatilidad de los rendimientos cambiarios. Así, en ninguna de las series analizadas hay "efectos apalancamiento." Los resultados comparativos sugieren que los rendimientos

de Argentina, Brasil, Chile y Perú son mejor descritos por el modelo AR(1)-TGARCH(1,1). Los rendimientos de Colombia y México parecen ser descritos por el AR(1)-EGARCH(1,1).

En síntesis, los anteriores resultados evidencian dinámicas tanto de corto y largo plazo en los rendimientos cambiarios. En el largo plazo, la evidencia sugiere que hay movimientos conjuntos y equilibrios entre los mercados de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. En el corto plazo, la evidencia sugiere que, en la mayoría de las economías, las buenas y malas noticias tienen efectos simétricos sobre la volatilidad de las series. Por lo tanto, a diferencia de lo que ocurre en los mercados bursátiles, los resultados muestran que es difícil sustentar el supuesto de asimetría y la existencia de efectos apalancamiento. Los resultados también sugieren que, salvo por Argentina y México, las monedas tendieron a apreciarse nominalmente en el periodo analizado.²¹

En conclusión, en este trabajo se señala que las líneas de investigación propuestas en la literatura sobre la “microestructura de los mercados” parecen ser particularmente útiles para entender y modelar las dinámicas de las series cambiarias. Si bien es cierto que aquí no se hace referencia explícita a esta literatura, no obstante la investigación ha sido permeada por las temáticas analizadas. Entre tales temáticas se incluyen, la forma en que los agentes anticipan el valor futuro de las monedas y los impactos de los shocks informativos en los mercados cambiarios. Asimismo, se incluye el análisis sobre las dinámicas de comportamiento y la volatilidad de los tipos de cambio en el corto plazo. Es innecesario enfatizar que dichas temáticas son similares a las aquí estudiadas.²²

Los temas analizados en la literatura de la microestructura son, en el mejor de los casos, difíciles de evaluar con los modelos econométricos existentes. La modelación de problemas informativos, necesidades diferenciadas de liquidez y correlaciones entre los flujos de intercambio y la volatilidad cambiarias (“noise trading”) constituyen un reto formidable. Hasta donde sabemos, los estudios de Andersen, *et al.* (2005), y Hashimoto e Ito (2011) constituyen algunos intentos por evaluar empíricamente las predicciones de esta literatura, en el contexto cambiario. Sin duda, estos análisis econométricos forman parte de un área de investigación potencialmente fructífera en el futuro inmediato.

²¹ Adviértase que, dada la definición de los rendimientos, la existencia de rendimientos negativos implica que el dólar pierde valor con respecto a las monedas locales. Como puede observarse en la tabla 1, durante el periodo analizado, el valor medio de los rendimientos nominales fue negativo para Brasil, Chile, Colombia y Perú.

²² Véase los trabajos de Frankel, Galli y Giovannini (1996), Lyons (2001) y Vitale (2007), para una introducción hacia esta literatura en el contexto de los mercados cambiarios.

Referencias

- Andersen, T., Bollerslev, T., Diebold F. X. and Labys P. (2000). "Exchange rate returns standardized by realized volatility are (nearly) Gaussian". *Multinational Finance Journal*, 4(3-4), 159-179.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. and Vega, C. (2005). "Micro effects of macro announcements: Real-time price discovery in foreign exchange". *American Economic Review*, 93(1), 38-62.
- Beine, M., Lahaye, J., Laurent, S., Neely, C. J. and Palm, F. C. (2007). "Central bank intervention and exchange rate volatility, its continuous and jump components". *International Journal of Finance and Economics*, 12(2), 201-223.
- Bollerslev, T. (2010). Glossary to ARCH (GARCH). In Bollerslev, T., Russell, J. R. and Watson, M.W. (Eds.). *Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert Engle* (137-163). Oxford: Oxford University Press.
- Bollerslev, T. and Wooldridge, J. M. (1992). "Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances". *Econometric Reviews*, 11(2), 143-172.
- Bonilla, C. A., Romero-Meza, R. and Hinich, M. J. (2007). "GARCH Inadequacy for modelling exchange rates: Empirical evidence from Latin America". *Applied Economics*, 39(19), 2529-2533.
- De Gregorio, J. and Tokman A. (2005). Flexible exchange rate regime and forex intervention. In *BIS Papers 24: Foreign Exchange Market Intervention in Emerging Markets: Motives, Techniques and Implications* (127-138). Basilea: Bank for International Settlements.
- Domac, I. and Mendoza, A. (2004). "Is There Room for Foreign Exchange Interventions under an Inflation Targeting Framework? Evidence from Mexico and Turkey". *World Bank Policy Research Working Paper No. 3288*.
- Dornbusch, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Engle R. F. (2004). "Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice". *The American Economic Review*, 94(3), 405-420.
- Fernandez, V. (2005). How sensitive is volatility to exchange rate regimes? In Arbelaez H. and Click R.W. (Eds.). *Latin American Financial Markets: Developments in Financial Innovations* (65-77). Amsterdam: Emerald Group Publishing Limited.
- Frankel, J. A., Galli, G. and Giovannini, A. (Eds.) (1996). *The Microstructure of Foreign Exchange Markets Chicago*. USA: The University of Chicago Press-NBER.

- Frankel, J. A. and Rose, A. K. (1994). "A survey of empirical research on nominal exchange rates". *NBER Working Paper No. 4865*.
- Hashimoto, Y. and Ito, T. (2011). "Market microstructure of the foreign exchange markets: Evidence from the electronic broking system". En Gregoriou, G. N. and Pascualau, R. (Eds.), *Financial Econometrics Modeling: Market Microstructure, Factor Models and Financial Risk Measures* (66-91). Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Hibbert, A. M., Daigler, R. T. and Dupoyet, B. (2008). "A behavioral explanation for the negative asymmetric return–volatility relation". *Journal of Banking and Finance*, 32(10), 2254–2266.
- Hull, J. C. (2006). *Options, Futures and Other Derivatives*. Sexta edición, Nueva Jersey, USA: Prentice Hall.
- Kim, C. J., Piger, J. and Startz, R. (2008). "Estimation of Markov regime-switching regression models with endogenous switching". *Journal of Econometrics*, 143(2), 263-273.
- Krugman, P. (2009). *The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008*. Nueva York: W.W. Norton & Company.
- Lyons, R. K. (2001). *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. Cambridge, USA: MIT Press.
- McKenzie, M. (2002). "The economics of exchange rate volatility asymmetry". *International Journal of Finance and Economics*, 7(3), 247-260.
- Martínez, C. and Ramírez, M. (2011). "Dynamic conditional correlation in Latin-American asset markets". Universidad del Rosario-Facultad de Economía, *Documentos de Trabajo No.107*.
- Maya, C. and Gómez, K. (2008). "What Exactly is 'Bad News' in Foreign Exchange Markets? Evidence from Latin American Markets". *Cuadernos de Economía*, 45(132), 161-183.
- Nelson, D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Rabemananjara, R. and Zakoian, J. M. (1993). "Threshold ARCH models and asymmetries in volatility". *Journal of Applied Econometrics*, 8(1), 31-49.
- Ruiz, I. (2009). "Common volatility across Latin American foreign exchange markets". *Applied Financial Economics*, 19(15), 1197-1211.
- Sarno, L. and Taylor M. P. (2003). *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge, Inglaterra: Cambridge University Press.

- Vilela, F. and Holland, M. (2004). "Exchange rate dynamics in Brazil." ANPEC (Asociación Brasileña de Programas de Posgrado en Economía), *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, (ANPEC, Ingá Niteroi), Trabalho 066
- Vitale, P. (2007). "A Guided Tour of The Market Microstructure Approach to Exchange Rate Determination". *Journal of Economic Surveys*, 21(5), 903-934.
- Wang, J. and Yang, M. (2009). "Asymmetric volatility in the foreign exchange markets". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(4), 597-615.
- Zakoian, J. M. (1994). "Threshold heteroskedastic models". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.