

Volatilidad cambiaria, metas de inflación y crisis financiera global. Evidencia para economías latinoamericanas

Rosas Rojas, Eduardo; Lapa Guzmán, Javier; Baltazar Escalona, Juan Carlos

Volatilidad cambiaria, metas de inflación y crisis financiera global. Evidencia para economías latinoamericanas

Revista Economía y Política, vol. XV, núm. 30, 2019

Universidad de Cuenca, Ecuador

DOI: <https://doi.org/10.25097/rep.n30.2019.07>

© Universidad de Cuenca 2019

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.

Volatilidad cambiaria, metas de inflación y crisis financiera global. Evidencia para economías latinoamericanas

Exchange rate volatility, inflation targeting and global financial crisis. Evidence for Latin American economies

Eduardo Rosas Rojas

Centro Universitario UAEM Valle de México, México

erosasr@uaemex.mx

 <http://orcid.org/0000-0002-7255-7778>

DOI: <https://doi.org/10.25097/rep.n30.2019.07>

Recepción: 20 Junio 2019

Aprobación: 01 Julio 2019

Javier Lapa Guzmán

Centro Universitario UAEM Valle de México., México

jlpag@uaemex.mx

 <http://orcid.org/0000-0001-9302-5319>

Juan Carlos Baltazar Escalona

Centro Universitario UAEM Valle de México, México

jbaltazare@uaemex.mx

 <http://orcid.org/0000-0002-0478-3036>

Recepción: 20 Junio 2019

Aprobación: 01 Julio 2019

RESUMEN:

El propósito de esta investigación es identificar el efecto asimétrico generado por impactos positivos y negativos en la volatilidad del tipo de cambio. Además de determinar el efecto generado por la implementación del régimen de Metas de Inflación (MI) y la crisis financiera global (CFG) en la varianza condicional de las principales divisas de América Latina (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú). Se emplea un modelo asimétrico de heterocedasticidad Condicional Autorregresiva Generalizada, con innovaciones t de student (ARIMA-GJR-GARCH), aplicado sobre datos diarios de 1997 a 2019. Los principales hallazgos muestran que existe un mayor impacto de las depreciaciones cambiarias sobre la volatilidad del tipo de cambio. Además, se encontró que el esquema de MI ha incrementado la volatilidad de las divisas, principalmente en Brasil, Chile y México. Finalmente, la CFG de 2008 parece haber generado un clima de mayor volatilidad en las divisas de la región.

PALABRAS CLAVE: Modelos GARCH, volatilidad cambiaria, metas de inflación, crisis financiera global.

ABSTRACT:

The purpose of this research is to identify the asymmetric effect generated by positive and negative impacts on the exchange rate volatility. In addition to determining the effect generated by the implementation of the Inflation Targets (IM) regime and the global financial crisis (GFC) in the conditional variance of the main exchange rates of Latin America (Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru). An asymmetric model of Generalized Autoregressive Conditional heterocedasticity is used, with student t innovations (ARIMA-GJR-GARCH), applied on daily data from 1997 to 2019. The main findings show that there is a greater impact of exchange depreciations on the volatility of the exchange rate. In addition, it was found that the IM scheme has increased currency volatility, mainly in Brazil, Chile and Mexico. Finally, the 2008 CFG appears to have generated a climate of greater volatility in the region's currencies.

KEYWORDS: GARCH models, exchange rate volatility, inflation targeting, global financial crisis.

1. INTRODUCCIÓN

Desde inicios de la década de 1990, las economías avanzadas y en desarrollo, comenzaron a adoptar el régimen de Metas de Inflación (MI) como el marco de política monetaria. El principio básico es ajustar la política de

tasa de interés para mantener el pronóstico inflacionario lo más cercano posible a la meta de inflación y lograr así, la estabilidad de precios como el objetivo primario. El régimen envuelve algunos aspectos institucionales tales como: la independencia del banco central, la transparencia y la rendición de cuentas para mejorar la efectividad y credibilidad de la política monetaria.

Para el año 2018, existían 41 países desarrollados y en desarrollo, que oficialmente utilizaban este régimen. Para Rose (2007) el paradigma de MI con un tipo de cambio flotante provee un sistema monetario internacional estable.

Aunque el régimen de MI ha ganado amplia aceptación, la crisis financiera global (CFG) que comenzó en Estados Unidos en agosto de 2007, desencadenó un considerable debate respecto a la conducción de la política monetaria bajo este paradigma. En las dos décadas que antecedieron la crisis, se desarrolló un periodo de disminución en la inflación y el crecimiento económico en la economía mundial, denominado “la gran moderación” o “los años dorados de los bancos centrales” (Bernanke, 2004). Durante este periodo el esquema de MI fue ampliamente adoptado; sin embargo, una de las críticas es que este régimen fue introducido bajo condiciones macroeconómicas relativamente benignas, generando choques sobre la economía, relativamente moderados (Stock y Watson, 2003). Esto evitó que el régimen fuera probado con impactos mayores y en realidad, el adecuado desarrollo de los países se debió a la buena suerte traída por el periodo de la gran moderación, más no por una política sustentada en el paradigma de las MI (Ball y Sheridan, 2005).

Hasta principios del 2008, existía poco escepticismo sobre la eficacia de las MI y pocos pensaban que existieran razones para abandonar dicho marco de política monetaria. No obstante, la CFG marcó el final de la gran moderación y el régimen de MI propuesto por el Nuevo Consenso Macroeconómico comenzó a evidenciar falencias (Arestis y Sawyer, 2013). La principal crítica es que al requerir que los bancos centrales se enfocaran en la estabilidad de precios, se ignoró la estabilidad financiera y el crecimiento económico.

Los datos sobre los agregados económicos en la región latinoamericana y a escala nacional son difíciles de obtener; y más aún, si se trata de datos de alta frecuencia. Por esta razón, se ha privilegiado obtener la mayor cantidad de datos disponibles de la variable de estudio, para poder identificar el valor esperado, exclusivamente mediante su pasado; y a partir de esta estructura, determinar la varianza condicional, mediante su estructura autorregresiva, y el efecto que han tenido sobre ella dos de los principales eventos económicos de los últimos veinticinco años. Por un lado, la implementación del régimen de metas de inflación y por el otro, la crisis financiera global de 2008.

Los resultados indican que las depreciaciones cambiarias generan mayor volatilidad en el tipo de cambio, si se les compara con los impactos generados por apreciaciones de igual magnitud. También, se señala que el paradigma de MI, que requiere de un tipo de cambio flexible, ha desencadenado una mayor volatilidad en las divisas de la región, especialmente en Brasil, Chile y México. Respecto a los efectos de la CFG de 2008, se comprueba que en los años posteriores se ha presentado un incremento en la volatilidad cambiaria de la región, siendo México y Brasil las economías más afectadas.

En la siguiente sección se discute la literatura referente al efecto paralelo que ha generado la implementación del régimen de MI y la CFG de 2008 sobre la varianza condicional del tipo de cambio. La tercera sección presenta la metodología econométrica utilizada para estimar, de manera precisa, la volatilidad del tipo de cambio y su efecto asimétrico. La calibración se obtiene a través de su estructura autorregresiva, del impacto causado por la implementación del esquema de MI y del efecto provocado por la gran crisis financiera en los Estados Unidos de América. En la cuarta sección se muestran los resultados empíricos y en la quinta sección se concluye.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Las fuertes crisis que golpearon a las economías emergentes entre mediados de 1990 y principios de 2000, llevaron a la desvinculación de muchos regímenes cambiarios fijos y a la transición hacia una mayor

flexibilidad cambiaria. Con esta adopción muchos países también se movieron hacia una conducción de su política monetaria anclada en el régimen de metas de inflación (Ouyang, et al., 2016).

2.1 El régimen de metas de inflación

De acuerdo con el Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restriction, del Fondo Monetario Internacional, 41 países habían adoptado el régimen de MI para el año 2018^[1]. La adopción de este régimen implica el anuncio público de metas numéricas para la inflación, con un compromiso institucional por parte de la autoridad monetaria para lograr estas metas, generalmente en un horizonte de mediano plazo. De acuerdo con Perrotini (2007), el régimen de MI incluye los siguientes cinco aspectos: primero, provee un marco preciso de política monetaria, el banco central anuncia objetivos oficiales de la tasa de inflación; segundo, la política monetaria está sujeta a reglas, estrictas o flexibles; tercero, la tasa de interés es el único instrumento de la política, estabiliza la inflación y equilibra la oferta y demanda agregadas (ancla nominal de la economía); cuarto, el régimen es operado por un banco central independiente cuya única preocupación es la tasa de interés; y quinto, se considera que el impacto de la política monetaria en objetivos distintos a la estabilidad de precios no es relevante. Berganza y Broto (2012), establecen que los primeros países de la región latinoamericana que implementaron este esquema son Brasil (1999), Chile (1999), Colombia (1999), México (2001) y el Perú (2002).

En América Latina la mayoría de los países manejan un esquema en su tipo de cambio denominado acuerdo de flotación (Brasil, Colombia y Perú); mientras que, el resto de los países de la muestra mantienen un acuerdo de libre flotación (Chile y México). En el primero, el tipo de cambio se determina en gran medida por el mercado, sin una trayectoria comprobable o predecible para el tipo de cambio. La intervención en el mercado cambiario puede ser directa o indirecta, y dicha intervención sirve para moderar el tipo de cambio y evitar fluctuaciones indebidas. En el segundo, el tipo de cambio se clasifica como de libre flotación si las intervenciones cambiarias^[2] ocurren excepcionalmente y tiene como objetivo abordar las condiciones desordenadas del mercado, y si las autoridades han proporcionado información o datos que confirman que la intervención se ha limitado a un máximo de tres casos en los seis meses anteriores, cada uno de los cuales dura no más de tres días hábiles (FMI, 2018).

Un tipo de cambio nominal flexible se constituye, al menos desde un punto de vista teórico, como un requerimiento para el buen funcionamiento de un régimen de MI. Su racionalidad se basa en el dilema de política económica denominado la “triada incompatible”; ya que, en un contexto de libre movilidad de capitales y una política monetaria independiente no puede ser combinada con un tipo de cambio fijo (Obstfeld et al., 2005). Sin embargo, se ha establecido que uno de los costos del régimen de MI es precisamente una mayor volatilidad de los tipos de cambio como resultado de la adopción de un régimen de tipo de cambio flotante (Cavoli, 2009).

2.2 La gran recesión de 2008

La teoría neoliberal alentó la liberalización en el comercio y en los flujos de capital. Sin embargo, la liberalización de los flujos de crédito, a menudo, no fue acompañada de una supervisión prudencial^[3], ni de una adecuada regulación, conduciendo a crisis financieras desde mediados de 1990 hasta la crisis de 2008 (Hsu, 2013). De esta manera, el quiebre de las políticas de consenso de Washington, dejó al descubierto la laguna existente en la teoría del paradigma neoliberal.

Durante el inicio de la CFG de 2008, los mercados bursátiles mundiales cayeron y los bancos globales experimentaron fallas a gran escala. Como es ampliamente conocido, la crisis comenzó en los Estados Unidos con la sobrevaloración de los activos hipotecarios de alto riesgo. Se otorgaron hipotecas muy volátiles a

personas que carecían de ingresos suficientes. A medida que estas personas no contaban con la solvencia para enfrentar sus obligaciones, comenzaban a perder sus hogares; dando pie al surgimiento de nuevos activos sintéticos con garantía hipotecaria basados en estos préstamos de alto riesgo.

Estos activos se encontraban ampliamente distribuidos en todo el sistema financiero americano. A medida que los precios de las casas en los Estados Unidos comenzaron a caer, los activos hipotecarios se derrumbaron y amenazaron con derribar a las instituciones financieras más poderosas del orbe. El estrés generado dio lugar a una mayor volatilidad en el tipo de cambio de los mercados emergentes (Coudert et al., 2011).

En América Latina se implementaron diversas estrategias para absorber parte de los choques iniciales a través de la flexibilidad de sus tipos de cambio; todos ellos experimentaron, a su vez, una apreciación de sus monedas desde el segundo trimestre del 2009, cuando los mercados de capitales internacionales comenzaron a normalizarse (Cohen, 2012). Sin embargo, esta flexibilidad cambiaria, que es una característica inherente del régimen de MI; no resultó ser una panacea, ya que generó una significativa inestabilidad en el tipo de cambio nominal (Frenkel y Rapetti, 2010).

Se ha prestado mucha atención al impacto que ha generado el régimen de MI en varios indicadores del desarrollo económico. Sin embargo, existen pocos estudios que hayan investigado el efecto conjunto del esquema de MI y el impacto derivado de la crisis financiera global del 2008 sobre la volatilidad del tipo de cambio. En particular Rose (2014) centra su investigación en la CFG y su periodo posterior (2007-2012). Por su parte Edwards (2006) encuentra que el fenómeno del incremento de volatilidad con un régimen de MI se debe principalmente a la adopción de un tipo de cambio flotante. Es decir, la adopción del régimen de MI, per se no incrementa el grado de volatilidad en el tipo de cambio, sino que es el régimen cambiario que se adopta el que estimula la volatilidad. Rose (2007), encuentra que el régimen de MI tiende a disminuir la volatilidad del tipo de cambio respecto de aquellos países que no implementan las metas de inflación. Berganza y Broto (2012), establecen que aun cuando la adopción del régimen de MI podría llevar a una mayor inestabilidad del tipo de cambio, las intervenciones esterilizadas en el mercado cambiario en países con MI parecen ser más efectivas en la contención de la volatilidad del tipo de cambio si se les compara con aquellos países que no implementaron el régimen de MI.

3. MATERIALES Y MÉTODOS

La volatilidad es la medida de riesgo más común en finanzas y se refiere al riesgo asociado con los movimientos alternados a la alza, así como a la baja del valor de una tasa de cambio. Se ha demostrado que la varianza no condicional es menos eficiente que la varianza condicional, ya que esta última considera la acumulación de volatilidad. El término condicional se refiere al hecho de que el modelo se encuentra sujeto al conocimiento de la volatilidad del periodo previo (Brooks, 2015).

Resulta ilustrativo realizar una explicación sobre los hechos estilizados más relevantes que experimentan las series de tiempo del tipo de cambio. Es bien sabido que la mayoría de las series financieras, presentan algunos patrones sintomáticos, que son esenciales para una correcta especificación, estimación y pronóstico de los modelos apropiados.

Varios investigadores han identificado estas regularidades empíricas, al grado de convertirse en hechos estilizados. Se puede listar entre los más comunes: 1) colas pesadas; 2) acumulación de volatilidad; 3) efecto apalancamiento (asimetría en los impactos); y 4) co-movimientos en la volatilidad (Mandelbrot, 1963).

Basado en el conocimiento sobre la existencia de la acumulación de volatilidad, Engle (1982) propone su modelo de Heteroscedasticidad Condicional Autorregresiva (ARCH). Este fue el primero de los modelos que permitió el pronóstico de la volatilidad condicional. La idea fundamental es que no asume una varianza constante (Engle 1982, Brooks 2015). El modelo ARCH es estimado tomando los errores cuadráticos y permitiendo que el error dependa de los “q” rezagos. El modelo ARCH(q) se encuentra determinado como:

$$\sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 * u^2_{t-1} + \alpha_2 * u^2_{t-2} + \dots + \alpha_q * u^2_{t-q} \quad [1]$$

En este esquema la varianza no condicional se representa por:

$$\sigma^2_t = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_0 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_q}$$

Mientras que la varianza condicional se determina por:

$$\sigma^2_t = Var(u_t | \Omega_{t-1}) = E(u_t - E(u_t) | \Omega_{t-1})^2$$

Donde Ω representa el conjunto de información. De esta manera si considere el modelo AR(1):

$$y_t = \mu + u_t$$

$$u_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 * u^2_{t-1}} \quad [2]$$

Donde $v_t \sim iid N(0,1)$, v_t es independiente de u_t , $\alpha_0 > 0$ y $0 < \alpha_1 < 1$. La curtosis de la distribución no condicional es igual a $\frac{E(u_t^4)}{E(u_t^2)^2} = 3(1 - \alpha_1^2)/(1 - 3\alpha_1^2)$. Y si esta es igual a 3 se considera una distribución normal; mientras que, si α_1 se aproxima a $1/\sqrt{3}$, entonces la curtosis excederá a 3 y la distribución será leptocurtica.

Bollerslev (1986) y Taylor (1986) se encargaron de extender el modelo ARCH para permitir una estructura de rezagos que incorpora el término de varianza condicional cuadrática como una variable explicativa. Esto permite que la varianza condicional siga un proceso ARMA. Cabe señalar que los modelos GARCH son usualmente más parsimoniosos^[4]. El modelo GARCH (q,p) se representa como:

$$\sigma^2_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u^2_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma^2_{t-i} \quad [3]$$

La principal restricción de este modelo es que todas las variables explicativas en un modelo GARCH (q,p), y por lo tanto de un modelo ARCH(q), deben ser positivas $\alpha_i \geq 0$, $\beta_i \geq 0$, (restricción de no negatividad), además se debe cumplir la condición $\alpha_i + \beta_i < 1$.

3.1 Efecto asimétrico y prueba de sesgo en signo y magnitud

Una de las mayores limitaciones del modelo GARCH (q,p) es la suposición de que los impactos, tanto de los choques positivos como de los negativos, de la media condicional sobre la varianza condicional son de igual magnitud. Black (1976) fue el primero en notar que los cambios en los rendimientos de las acciones a menudo muestran una tendencia a estar negativamente correlacionados con los cambios en la volatilidad de los rendimientos, es decir, la volatilidad tiende a aumentar en respuesta a las malas noticias y a caer como resultado de las buenas noticias. Este fenómeno es denominado efecto apalancamiento.

Para identificar la presencia de un efecto asimétrico Engle y Ng (1993) propusieron una prueba diagnóstico, se trata de una estructura que permite descubrir la relación empírica entre los choques (noticias buenas y malas) y la volatilidad. La denominada prueba de sesgo, en signo y magnitud, sirve para determinar

si se requiere de un modelo asimétrico para modelar la volatilidad o si el modelo simétrico GARCH es el adecuado. En la práctica, la prueba de Engle-Ng, usualmente es aplicada a los residuos cuadráticos estandarizados de un modelo GARCH de la tasa de crecimiento porcentual de la variable estimada. La prueba se explica de la siguiente manera:

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + v_t \quad [4]$$

Donde \hat{u}_t^2 , residuos estandarizados elevados al cuadrado, ϕ_0 es el coeficiente de intersección, v_t es un término de error independiente e idénticamente distribuido, ϕ_1 representa el posible sesgo respecto al signo, S_{t-1}^- que se construye como una variable *dummy* que toma el valor de 1 cuando \hat{u}_{t-1} es negativo y cero en otro caso y que además sirve para capturar tres efectos diferentes.

El sesgo en signo: Si $S_{t-1}^- = \hat{u}_{t-1} < 0$

2) El sesgo en magnitud debido a choques negativos: $S_{t-1}^- = \hat{u}_{t-1} * (\hat{u}_{t-1} < 0)$

3) El sesgo en magnitud debido a choques positivos: $S_{t-1}^+ = \hat{u}_{t-1} * (\hat{u}_{t-1} > 0)$

Incorporando los tres diferentes efectos Engle y Ng (1993) derivaron una única ecuación que se representa como:

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + \phi_2 S_{t-1}^- * \hat{u}_{t-1} + \phi_3 S_{t-1}^+ * \hat{u}_{t-1} + v_t \quad [5]$$

En esta ecuación, la significancia estadística de ϕ_1 indica la presencia de un sesgo en el signo, donde choques positivos y negativos presentan un impacto diferenciado sobre la volatilidad futura. Y por otro lado, la significancia de ϕ_2 y ϕ_3 sugieren la presencia de un sesgo de magnitud, donde no solamente el signo, sino la magnitud del choque, son importantes. Para su comprobación se realiza una prueba de hipótesis conjunta calculada como $N * R^2$ (N es el tamaño de la muestra y R^2 el coeficiente de determinación), que sigue una distribución asintótica χ^2 con tres grados de libertad bajo la hipótesis nula de que no existen efectos asimétricos.

Existen formulaciones asimétricas que han ganado popularidad debido a su efectividad para capturar el efecto asimétrico de la volatilidad. Una de las más conocidas es el modelo GJR-GARCH, nombrados así en honor de Glosten, Jagannathan y Runkle (1993). Se trata de una extensión de los modelos GARCH, con la adición de un término que captura la posible asimetría. El modelo GJR-GARCH(q,p) tiene la siguiente representación:

$$h_t = w + \alpha u_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1}^2 * I_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad [6]$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{si } \varepsilon_{t-1} \geq 0 \end{cases}$$

En el modelo, el efecto de las buenas noticias muestra su impacto en el coeficiente α , mientras que las malas noticias muestran su impacto a través de $\alpha + \gamma$. Además, si $\gamma = 0$ el impacto de las noticias es asimétrico, y si $\gamma > 0$ es estadísticamente significativo esto sugiere que existe un efecto apalancamiento. El modelo incluso es aceptable cuando $\gamma < 0$, siempre y cuando $\alpha + \gamma \geq 0$ (Brooks, 2015).

3.2 Las metas de inflación, la crisis financiera global y su efecto en la volatilidad cambiaria

En el presente estudio, se busca analizar el impacto de las innovaciones asimétricas sobre la volatilidad condicional del tipo de cambio. Los choques en la forma de noticias negativas traería como consecuencia un mayor impacto sobre la varianza condicional de del tipo de cambio si se le compara con sus contrapartes positivas. Adicionalmente, se busca identificar el efecto que ha generado la adopción del régimen de MI, así como las variaciones generadas en la volatilidad cambiaria como resultado de la CFG de 2008.

Con base en los trabajos de Edwards (2006), Rose (2007) y Berganza y Broto (2012), se especifica un modelo de volatilidad condicional asimétrico del tipo de cambio para cada una de las economías estudiadas. La estructura del modelo econométrico se describe como:

$$\Delta \ln E_t = \theta_i + \sum_{i=1}^m \eta_i \Delta \ln E_{t-i} + \varepsilon_t \quad [7]$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \delta DMI + \varphi D2008 \quad [8]$$

Donde E_t es el tipo de cambio; ε_t es el termino de perturbación estocástica. Siguiendo el desarrollo de Edwards (2006), se incorpora la variable dummy DMI en la ecuación de la varianza condicional para capturar el efecto que ha tenido el régimen de MI, en el incremento o atenuación de la variabilidad del tipo de cambio. Adicionalmente, se agrega otra variable dummy D2008, que estima el efecto provocado por la crisis de 2008. El impacto de estas variables puede ser evaluado a través del signo de sus coeficientes. Un coeficiente positivo significa que el incremento de la volatilidad del tipo de cambio se encuentra asociado con la adopción del régimen de MI; mientras que, un coeficiente negativo implicaría que la política de MI ayuda a reducir la volatilidad del tipo de cambio (Mishkin y Sabastano 2001; Gali y Monacelli, 2005). De igual forma se interpretan los signos en la variable que captura el efecto de la CFG de 2008.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Se consideró una muestra de 5 países emergentes de la región latinoamericana. Estos países son Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. La muestra de datos corresponde a las observaciones diarias del tipo de cambio de estas naciones (real brasileño, peso chileno, peso colombiano, peso mexicano y sol peruano), los datos fueron obtenidos del banco central de cada país. El periodo de muestra para el estudio abarca enero de 1995 a mayo de 2019, para Brasil, Chile, Colombia y México (más de seis mil observaciones); mientras que, para el caso de Perú el periodo corresponde a enero de 1997 a mayo de 2019 (5574 observaciones). La selección del periodo obedeció a la disponibilidad de los datos. El tipo de cambio utilizado es la moneda local por unidad de dólar estadounidense.

El estudio comienza con un análisis sobre las estadística descriptivas de las series de tiempo para la tasa de cambio porcentual del tipo de cambio $\Delta \ln E_t = \ln\left(\frac{E_t}{E_{t-1}}\right) \cdot 100$. Las variables de los cinco países exhiben el fenómeno de colas pesadas, es decir, cuando la distribución de la tasa de cambio porcentual del tipo de cambio es comparada con la distribución normal, se observa el fenómeno, en términos de un exceso de curtosis (leptocurtosis). La tasa de cambio porcentual de la moneda mexicana es la más apuntalada.

En cuanto al segundo hecho estilizado, es evidente que las variables presentan una marcada acumulación de volatilidad en diferentes fechas; sin embargo, todas ellas coinciden en que el mayor incremento de su volatilidad se presentó en el año 2008. Este fenómeno muestra que cuando la volatilidad es alta, es probable que permanezca alta; y viceversa (Figura 1); además, parece que posterior a la CFG de 2008, la volatilidad se ha incrementado respecto a su periodo previo. Otra regularidad empírica que no es perceptible a simple vista es que, las buenas y malas noticias presentan impactos diferenciados sobre la volatilidad del tipo de cambio, es decir, existe un efecto asimétrico. Finalmente, se puede observar que la tasa de cambio porcentual de las cinco monedas parece acompañarse, es decir, presentan un co-movimiento, esto quiere decir que los mercados cambiarios exhiben fluctuaciones paralelas que parecen acompañarse.

En la tabla 1, se puede ver claramente como antes de la CFG de 2008, los movimientos en la variable son muy similares; y, después de la crisis, sus trayectorias son aún más parecidas. Destacan dos comportamientos, la desviación estándar se incrementó en el periodo post-crisis en todas las economías; mientras que, la curtosis se redujo considerablemente, en la mayoría de los países analizados.

TABLA 1.
Estadísticas Descriptivas

Moneda/USD	Muestra 1/01/1995 a 5/16/2019 (Periodo de Estudio Completo)					Muestra I 1/01/1995 a 12/31/2007 (Periodo pre-crisis)					Muestra II 1/01/2008 a 5/16/2019 (Periodo post-crisis)				
	Media	D. Est.	Sesgo	Curtosis	JB	Media	D. Est.	Sesgo	Curtosis	JB	Media	D. Est.	Sesgo	Curtosis	JB
Real Brasileño	0,025	0,965	0,460	18,163	61136	0,021	0,910	0,876	25,000	68799	0,029	1,025	0,120	12,898	12125
Peso Chileno	0,009	0,563	0,378	8,410	7559	0,006	0,464	0,180	6,269	1460	0,011	0,656	0,429	7,903	2933
Peso Colombiano	0,016	0,524	0,102	15,545	58455	0,018	0,388	0,781	19,578	54854	0,012	0,644	-0,067	11,573	12757
Peso Mexicano	0,021	0,808	0,405	61,235	86608	0,022	0,845	0,142	88,062	985874	0,019	0,864	0,805	13,780	14148
Sol Peruano	0,004	0,260	-0,150	21,422	78825	0,004	0,221	0,603	37,701	138350	0,004	0,293	-0,462	14,270	15020

Elaboración propia

Las estadísticas también muestran que la prueba de normalidad Jarque-Bera comprueba que no existe normalidad en su distribución. Por tanto, se deberá identificar una función de distribución condicional adecuada, que puede ser la distribución t-student, o la distribución de errores generalizados, cada una con sus respectivas variaciones (grados de libertad y parámetros fijos).

TABLA 2.
Pruebas de estacionariedad para los tipos de cambio

Variable	Condicionantes	Real Brasileño/USD		Peso Chileno/USD		Peso Colombiano/USD		Peso Mexicano/USD		Sol Peruano/USD	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
E_t	Sin Intercepto	1.24	1.23	0.76	0.75	1.55	1.54	1.48	1.55	0.90	0.94
	Intercepto	-0.78	-0.78	-1.57	-1.58	-1.16	-1.17	-0.85	-0.94	-1.64	-1.67
	Intercepto y Tendencia	-1.38	-1.40	-1.76	-1.78	-1.44	-1.45	-2.67	-2.69	-1.82	-1.85
$\log\left(\frac{E_t}{E_{t-1}}\right) \cdot 100$	Sin Intercepto	-79.47***	-79.93***	-67.53***	-67.53***	-63.89***	-81.26***	-24.61***	-80.97***	-63.65***	-63.47***
	Intercepto	-79.51***	-79.91***	-67.54***	-67.54***	-63.96***	-81.31***	-24.72***	-81.07***	-63.66***	-63.47***
	Intercepto y Tendencia	-79.51***	-79.89***	-67.53***	-67.54***	-63.97***	-81.34***	-24.73***	-81.07***	-63.67***	-63.47***

Elaboración propia.

Nota: Los niveles de significancia son: * 10%, ** 5%, *** 1%. Los estadísticos tau de la prueba ADF y PP son: -3.12, -3.41 y -3.95 para su respectivo nivel de significancia. ADF significa prueba Dickey-Fuller Aumentada y PP significa Prueba Phillips Perron, representa el tipo de cambio.

Las condiciones de estacionariedad de los tipos de cambio son verificadas mediante pruebas de hipótesis (tabla 2); para ello, se utilizaron dos especificaciones: 1) la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y la prueba Phillips-Perron (PP). Ambas pruebas se realizaron a nivel y en primeras diferencias.

Los resultados confirman la existencia de una raíz unitaria con la variable a nivel, para todas las divisas. Y por el contrario, cuando la prueba de raíz unitaria es aplicada sobre la tasa de cambio porcentual del tipo de cambio, se observa que todas las monedas presentan estacionariedad a un nivel de significancia del 1%. Adicionalmente, se aplicaron pruebas de raíz unitaria con cambio estructural y se identificó que la mayoría de los países presentaron su principal quiebre en el año 2008.

Los tipos de cambio de las economías latinoamericanas han experimentado varios choques a lo largo del periodo de estudio. Las gráficas de la figura 1 muestran que todas las divisas se han depreciado respecto al tipo de cambio de los Estados Unidos de América, si se compara el precio inicial contra el precio final. Otro efecto perceptible es la acumulación de volatilidad; en las gráficas de cada país se vislumbra que, a partir de mediados de la década de los noventa y hasta el 2008, un periodo inmerso en la época de la gran moderación^[5], la volatilidad de las diferentes divisas experimentó un periodo de estabilidad, mientras que, en los años posteriores a la CFG de 2008, se observa una mayor presencia de inestabilidad.

Las gráficas también muestran un claro efecto de acompañamiento (co-movimientos), esto es muestra de que los tipos de cambio han evolucionado con una tendencia muy similar, especialmente después de la crisis. Finalmente, las series de tiempo también presentan un evidente efecto asimétrico; lo anterior se fundamenta en que cuando se ha presentado una mayor depreciación de la moneda, también se identifica una mayor acumulación de volatilidad. Esto muestra que los impactos positivos y negativos, entendidos como apreciaciones y depreciaciones de la moneda, presentan un efecto diferenciado en la volatilidad del tipo de cambio.

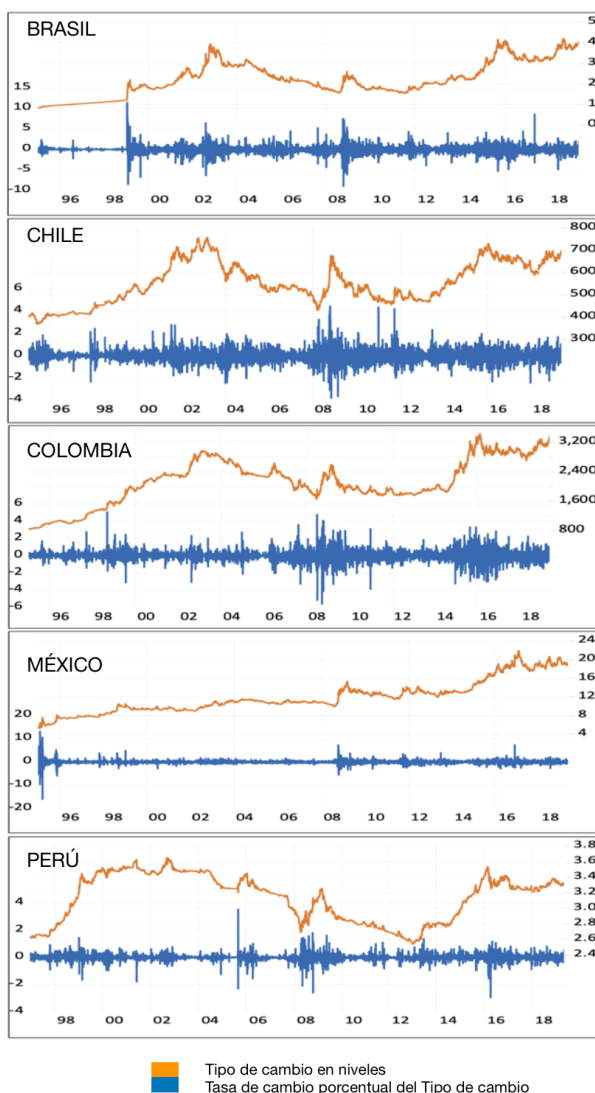


FIGURA 1.
Gráficas de los tipos de cambio en niveles y en tasas de crecimiento
Elaboración Propia

4.1 Modelos GARCH para la volatilidad cambiaria

Una vez identificados los principales hechos estilizados, se comprobó formalmente la existencia de un efecto GARCH, mediante la prueba de McLeod y Li (1983). Para ello se utilizó una muestra de residuos de tamaño N , bajo la hipótesis nula de que no existen errores GARCH; mientras que, el estadístico de prueba $N \cdot R^2$ converge a una distribución χ^2 . Si $N \cdot R^2$ es suficientemente grande utilizando los niveles de significancia correspondientes, rechazar la hipótesis nula sería muestra de la existencia de un efecto GARCH. Por otra parte, si $N \cdot R^2$ es suficientemente bajo, es posible concluir que no existe un efecto GARCH. En la tabla 3, se proporciona la evidencia

TABLA 3.
Prueba para determinar la existencia de efectos GARCH

<i>País</i>	<i>Especificación de McLeod y Li (1983)</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>
Brasil	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.001 + 1.009\varepsilon_{t-1}^2 - 0.043\varepsilon_{t-2}^2 + 0.068\varepsilon_{t-3}^2 - 0.037\varepsilon_{t-4}^2 - 0.050\varepsilon_{t-5}^2 + 0.066\varepsilon_{t-6}^2 - 0.013\varepsilon_{t-7}^2$ <i>t.stat</i> = (1.303) (80.174) (-2.444) (3.847) (-2.097) (-2.829) (3.704) (-1.106)	212176,0	0,000
Chile	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.108 + 0.069\varepsilon_{t-1}^2 + 0.195\varepsilon_{t-2}^2 + 0.090\varepsilon_{t-3}^2 + 0.046\varepsilon_{t-4}^2 + 0.133\varepsilon_{t-5}^2 + 0.007\varepsilon_{t-6}^2 + 0.114\varepsilon_{t-7}^2$ <i>t.stat</i> = (9.045) (5.471) (15.288) (7.023) (3.586) (10.366) (0.589) (8.955)	171,087	0,000
Colombia	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.115 + 0.156\varepsilon_{t-1}^2 + 0.009\varepsilon_{t-2}^2 + 0.039\varepsilon_{t-3}^2 + 0.014\varepsilon_{t-4}^2 + 0.141\varepsilon_{t-5}^2 + 0.089\varepsilon_{t-6}^2 + 0.128\varepsilon_{t-7}^2$ <i>t.stat</i> = (9.085)(14.844) (0.861) (3.798) (1.357) (13.455) (8.407) (12.264)	156,232	0,000
México	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.282 + 0.385\varepsilon_{t-1}^2 - 0.073\varepsilon_{t-2}^2 + 0.143\varepsilon_{t-3}^2 + 0.111\varepsilon_{t-4}^2 - 0.074\varepsilon_{t-5}^2 + 0.001\varepsilon_{t-6}^2 + 0.060\varepsilon_{t-7}^2$ <i>t.stat</i> = (4.778)(30.223) (-5.449) (10.627) (8.222) (-5.468) (0.099) (4.762)	215,599	0,000
Perú	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.036 + 0.243\varepsilon_{t-1}^2 + 0.034\varepsilon_{t-2}^2 + 0.061\varepsilon_{t-3}^2 + 0.046\varepsilon_{t-4}^2 - 0.009\varepsilon_{t-5}^2 + 0.049\varepsilon_{t-6}^2 + 0.035\varepsilon_{t-7}^2$ <i>t.stat</i> = (8.567)(18.161) (2.514) (4.429) (3.398) (-0.657) (3.615) (2.664)	78,642	0,000

Elaboración propia.

Los valores en paréntesis representan los valores estadísticos de la t de student

Estos resultados comprueban que en la mayoría de los rezagos se identifica una clara existencia de volatilidad condicional. Con base en ello, se busca estimar un modelo óptimo, tanto en media como en varianza, y que además, incluya el efecto individual que ha tenido; por un lado, la implementación del régimen de MI y por el otro, las repercusiones de la CFG de 2008 en la región latinoamericana. En la tabla 4, se muestra la estimación de los modelos desarrollados mediante el método de Cuasi Máxima Verosimilitud.

TABLA 4.
Resultados de las regresiones ARMA-GARCH simétricos

$$\Delta \ln E_t = \ln \left(\frac{E_t}{E_{t-1}} \right) * 100$$

	Modelo Brasil	Modelo Chile	Modelo Colombia	Modelo México	Modelo Perú
ECUACIÓN PARA LA MEDIA CONDICIONAL					
C	0.024 (9.016)***	0.002 (0.547)*	0.006 (2.205)**	-0.010 (-1.762)**	-0.004 (-3.034)***
AR(1)	--	--	--	0.045 (3.434)***	--
AR(2)	--	--	--	-0.031 (-2.391)**	--
MA(1)	--	0.147 (11.395)***	--	--	0.153 (10.984)***
ECUACIÓN PARA LA VARIANZA CONDICIONAL					
C	0.0003 (5.480)***	0.0007 (3.417)***	0.0007 (6.108)***	0.0073 (4.659)***	0.0009 (3.743)***
u^2_{t-1}	0.144 (16.481)***	0.103 (11.797)***	0.084 (23.035)***	0.126 (11.979)***	0.203 (13.141)***
h_{t-1}	0.832 (102.405)***	0.882 (97.737)***	0.898 (238.101)***	0.845 (78.956)***	0.777 (68.770)***
DMI	0.016 (7.678)***	0.005 (4.670)***	-0.00002 (-0.184)	0.002 (1.455)	-0.0008 (-3.215)***
D2008	0.005 (1.779)*	0.002 (1.645)*	0.002 (7.471)***	0.006 (2.965)***	0.0007 (3.788)***
ESTADÍSTICOS DE DIAGNÓSTICO					
$\alpha_1 + \beta_1$	0.976	0.985	0.982	0.971	0.98
AIC	1.823	1.311	0.898	1.645	-0.668
BIC	1.830	1.320	0.903	1.655	-0.658
HQ	1.825	1.314	0.900	1.648	-0.664
D.W.	1.994	2.000	1.705	2.152	1.978
Obs	6358	6081	8912	6126	5573

Elaboración propia

Los niveles de significancia son: *10%, **15% y ***1%

Los resultados muestran que la media condicional de Brasil y Colombia se comporta como un proceso ruido blanco; mientras que para Chile, México y Perú se encontró una estructura con componentes autorregresivos y de medias móviles, resultando todos ellos estadísticamente significativos, además de cumplirse las condiciones de estabilidad.

h_{t-1} En la ecuación de la varianza condicional se pudo identificar claramente que los coeficientes cumplen con las condiciones de no negatividad en u^2_{t-1} y u^2_{t-1} ($\alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0$, respectivamente) y con la condición de estabilidad $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. También se aprecia como la implementación del régimen de MI, capturado mediante la variable dummy (DMI), ha significado un aumento de la volatilidad para Brasil y Chile; mientras que, para Perú ha disminuido. En lo que respecta al impacto sufrido tras la CFG de 2008, los resultados son claros, pues se observa un incremento de la volatilidad en todas las economías, siendo México y Brasil los países en donde más se ha incrementado.

Una de las principales restricciones que imponen los modelos GARCH es que suponen una respuesta simétrica de la volatilidad ante choques positivos y negativos. Esto surge como consecuencia de que, la varianza condicional es una función de las magnitudes de los residuos rezagados y no de su signo, pues al elevar al cuadrado estos errores, el signo se pierde. Ante esta pesada restricción, se han propuesto modelos que permiten capturar el efecto asimétrico presente en las variables que exhiben un marcado apuntalamiento (leptocurtosis) en su distribución. Por tal motivo, se estima la prueba de sesgo en signo y magnitud desarrollada por Engle y Ng (1993), cuyos resultados se presentan en la tabla 5.

TABLA 5.
Prueba de sesgo en signo y magnitud

País	Especificación de Engle y Ng (1993)
Brasil	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 1.595 - 0.466S_{t-1}^- + 0.145 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 - 0.056S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ t. stat = (6.056) (-1.192) (0.498) (-0.268)
Chile	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.726 + 0.118 S_{t-1}^- - 0.114 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.541 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ t. stat = (8.004) (0.900) (-1.158) (6.390)
Colombia	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.042 + 0.095 S_{t-1}^- - 0.408 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.661 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ t. stat = (1.638) (3.148) (-10.649) (16.912)
México	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.990 + 0.016S_{t-1}^- + 0.187S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.222S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ t. stat = (14.693) (0.171) (2.352) (3.665)
Perú	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.873 - 0.042S_{t-1}^- - 0.249S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.163S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ t. stat = (10.109)(-0.340) (-2.783) (1.909)

Elaboración propia.

Nota: Los valores en paréntesis representan los valores estadísticos de la t de student.

Los resultados muestran que el coeficiente de intersección, que representa los choques positivos, es estadísticamente significativo en la mayoría de las economías estudiadas, esto indica que los impactos de signo positivo tienen una mayor influencia que aquellos con signo negativo; respecto a la magnitud, Chile, Colombia, y México exhiben un mayor impacto por parte de los coeficiente positivos respecto a los negativos, siendo todos ellos estadísticamente significativos. Lo anterior presenta una clara tendencia a que los impactos positivos (depreciaciones) estimulan la presencia de volatilidad. Partiendo de estos hallazgos, se estima un modelo GJR-GARCH, que permite capturar la asimetría en los impactos.

4.2 El efecto asimétrico en el cambio porcentual de las divisas

Si los eventos positivos o negativos presentan un mayor efecto sobre la volatilidad estos serán medidos por el coeficiente de la ecuación (6). Los resultados del modelo híbrido, que incluyen la media y la varianza condicional, y que consideran innovaciones t-student, se muestran en la tabla 6.

TABLA 6.
Resultados de las regresiones ARMA-GJR-GARCH

$$\Delta \ln E_t = \ln \left(\frac{E_t}{E_{t-1}} \right) * 100$$

	Modelo Brasil	Modelo Chile	Modelo Colombia	Modelo México	Modelo Perú
ECUACIÓN PARA LA MEDIA CONDICIONAL					
C	0.027 (10.054)***	0.004 (0.956)	0.007 (2.431)**	-0.001 (-0.263)	-0.003 (-2.396)**
AR(1)	--	--	--	0.053 (3.991)***	--
AR(2)	--	--	--	-0.026 (-2.021)**	--
MA(1)	--	0.149 (11.509)***	--	--	0.153 (11.047)***
ECUACIÓN PARA LA VARIANZA CONDICIONAL					
C	0.0003 (5.596)***	0.0007 (3.600)***	0.0007 (6.127)***	0.0073 (5.012)***	0.0009 (3.640)***
u^2_{t-1}	0.217 (15.711)***	0.126 (10828)***	0.092 (20.565)***	0.174 (12.273)***	0.333 (11.590)***
$u^2_{t-1} * I_{t-1}$	-0.136 (-9.137)***	-0.042 (-3.193)***	-0.015 (-3.202)***	-0.122 (-7.764)***	-0.102 (-3.493)***
h_{t-1}	0.823 (94.693)***	0.878 (94.446)***	0.897 (236.476)***	0.849 (84.023)***	0.777 (69.149)***
DMI	0.0216 (8.722)***	0.0058 (4.922)***	-0.0000 (-.062)	0.0030 (1.975)**	-0.0007 (-3.058)***
D2008	0.0049 (1.610)*	0.0023 (1.736)**	0.0027 (7.749)***	0.0069 (3.533)***	0.0006 (3.837)***
ESTADÍSTICOS DE DIAGNÓSTICO					
AIC	1.812	1.31	0.898	1.635	-0.670
BIC	1.819	1.320	0.903	1.646	-6.659
HQ	1.814	1.313	0.900	1.639	-0.666
D.W.	1.994	2.000	1.705	2.166	1.979
Obs	6358	6081	8912	6126	5573

Elaboración propia

Nota: Los niveles de significancia son: *10%, **5%, ***1%.

Se puede inferir en la ecuación de la media condicional que tanto los coeficientes de intersección, como los coeficientes de los procesos autorregresivos y de medias móviles presentan una elevada significancia estadística. Sin embargo, la ecuación más importante en esta investigación es la varianza condicional, pues en ella podemos identificar los determinantes que supeditan la evolución de la volatilidad cambiaria. Se identifica una vez más que los coeficientes cumplen con las condiciones de no negatividad y que, si bien es cierto, el coeficiente γ es negativo en todas las ecuaciones; también es cierto que, se cumple la condición $\alpha + \gamma \geq 0$, es decir que el modelo es aceptable. Lo anterior pone de manifiesto que son los choques positivos, es decir las depreciaciones, las que causan un mayor incremento en la volatilidad cambiaria. El impacto es más severo en Perú y Brasil^[6] con un 0.333 y un 0.217 respectivamente, le siguen México, Chile y Colombia con 0.174, 0.126 y 0.092. Si hablamos del impacto que generan los choques negativos ($\alpha + \gamma$), es decir, las apreciaciones cambiarias, podemos identificar que los impactos para Brasil, Chile, Colombia, México y Perú son 0.081, 0.084, 0.077, 0.052 y 0.231 respectivamente, lo que comprueba que para todos los países, una política de apreciación de la moneda genera una menor inestabilidad en las divisas, si se le compara con el efecto que impone una política cambiaria que busque la depreciación.

Respecto al impacto que ha generado la implementación del régimen de MI sobre la volatilidad en las divisas, se advierte que esta ha provocado una mayor inestabilidad en Brasil, Chile y México; mientras que en Colombia el coeficiente es cero y no significativo, y en Perú el coeficiente es negativo y significativo.

Adicionalmente, se infiere que Brasil es la economía en la que más se ha incrementado la volatilidad del tipo de cambio como consecuencia de la implementación del esquema neoliberal de MI.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Berganza y Broto (2012) y Ouyang (2016). Por su parte, el coeficiente que captura el efecto que ha generado la CFG de 2008 en la varianza condicional, muestra que para las cinco economías los resultados son positivos y estadísticamente significativos y que las economías que más han sufrido los efectos de esta crisis son México y Brasil (0.006 y 0.004), seguidos por Chile y Colombia con 0.002; mientras que, Perú solo exhibe un efecto mínimo de 0.0006.

Todas las ecuaciones fueron seleccionadas en función de los criterios de información de Akaike (AIC), de Schwarz (BIC) y de Hannan y Quinn (HQ).

5. CONCLUSIONES

En años recientes ha comenzado a crecer el interés académico de explorar el impacto macroeconómico del régimen de MI y de las crisis financieras que lo han acompañado. La CFG de 2008 comenzó a generar profundas dudas sobre la conducción de la política monetaria y cambiaria. De esta manera, el paradigma de MI, implementado por la corriente de pensamiento neoliberal se ha enfrentado a impactos económicos que han hecho tambalear sus cimientos.

Podría decirse que la principal crítica se refiere a la aparente incapacidad del esquema de MI para responder adecuadamente a los choques de oferta agregada, la inflación de los precios de los activos y las preocupaciones de estabilidad financiera (Walsh, 2009). Esta investigación busca contribuir a la literatura de una manera más específica, se examina el impacto generado por la implementación del régimen de MI y los efectos económicos negativos que le acompañan (CFG de 2008), en la volatilidad del tipo de cambio. El estudio considera una de las regiones del planeta que se ha visto más golpeada por las crisis financieras. Para ello, se buscó ser exhaustivo en el tratamiento de los datos, además de que se utilizó la mayor cantidad de observaciones disponibles (diarios); lo anterior, indudablemente posibilita una mejor interpretación del fenómeno de la volatilidad, que se encuentra implícita en los tipos de cambio, ya que permite identificar aspectos que no serían visibles en datos trimestrales o mensuales.

El documento presenta una serie de hipótesis sobre el impacto esperado del régimen de MI y del efecto generado por la CFG de 2008 en la volatilidad del tipo de cambio (utilizado la moneda local por unidad de dólar estadounidense). Sobre la base de una muestra de las principales divisas latinoamericanas (real brasileño, peso chileno, peso colombiano, peso mexicano y sol peruano), durante el periodo 1995 a 2019, se encuentran los siguientes resultados: 1) Se comprueba, para todas las economías analizadas, que existe un mayor impacto, estadísticamente significativo, de los choques positivos (depreciaciones cambiarias) sobre la varianza condicional, si se comparan con los impactos negativos (apreciaciones cambiarias) de igual magnitud; 2) La implementación del régimen de MI parece haber incrementado la volatilidad de los tipos de cambio en Brasil, Chile y México; mientras que, en Perú parece haberla atenuado; 3) Los datos estadísticos soportan la hipótesis de que la CFG del 2008 ha estimulado la generación de un periodo de mayor volatilidad en todas las economías de la región, siendo México y Brasil las economías que han experimentado un mayor aumento de inestabilidad en sus divisas.

AGRADECIMIENTOS

Esta investigación se realizó con el apoyo del Cuerpo Académico en Economía Financiera de la Universidad Autónoma del Estado de México, Centro Universitario UAEM Valle de México.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arestis, P., y Sawyer, M. (2013). Moving from Inflation Targeting to Prices and Incomes Policy. *Panoeconomicus*, 60(1), 1-17. DOI: <https://doi.org/10.2298/PAN1301001A>
- Ball, L., y Sheridan, N. (2005). *Does inflation targeting matter? en Bernanke, B., Woodford, M. (Eds.), The Inflation Targeting Debate*. The University of Chicago Press, Chicago, 249–276.
- Berganza, J.C., y Broto, C. (2012). Flexible inflation targets, forex interventions and exchange rate volatility in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 31, 428–444, Disponible en: <https://www.bde.es/f/webpi/SES/staff/berganzajuancarlos/files/flexibleinflationtargets.pdf>
- Bernanke, B. S. (2004). *The Great Moderation, discurso ante la Eastern Economic Association*, Washington, 20 de Febrero.
- Black, F. (1976). The pricing of commodity contracts, *Journal of Financial Economics*, 3(1/2), 167-179. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90024-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90024-6)
- Böfinger, P. y Wöllmerschaeuser, T. (2001). Managed floating: understanding the New International Monetary Order, Centre for Economic Policy Research (CEPR), *Discussion Paper No. 3064*. Recuperado de: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/48479/1/570611571.pdf>
- Bollerslev, T. (1986). Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31(3), 307-27. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Brooks C. (2015). *Introductory Econometrics for Finance* (3rd ed.). Cambridge Inglaterra: Cambridge University Press.
- Cavoli, T. (2009). Is fear of floating justifies? The East Asia experience, *Journal of Policy Modeling*, 31(1), 1-16. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2008.03.002>
- Cohen, M. (2012). *The Global Economic Crisis in Latin America: Impacts and Responses*, Ed. Taylor and Francis.
- Coudert, V., Couharde, C., y Mignon, V. (2011). Exchange Rate Volatility Across Financial Crises. *Journal of Banking and Finance* 35(11), 3010–3018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.04.003>
- Edwards, S., (2006). *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited*. In: Mishkin, F., Schmidt-Hebbel, K. (Eds.), *Monetary Policy Under Inflation Targeting*. Banco Central de Chile, Santiago, pp. 373–413.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* 50(4), 987-1007. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/1912773>
- Engle, R.F. y Ng, V. N. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility, *Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05127.x>
- Frenkel R., y Rapetti M. (2010). A Concise History of Exchange Rate Regimes in Latin America, *Working Paper* 2010-01, University of Massachusetts, Amherst, MA. Disponible en: <https://pdfs.semanticscholar.org/6daf/e27ca9b28bb85365912c4c4a2a16a5846d71.pdf>
- Gali, J., Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies* 72, 707–734. Disponible en: <http://www.crei.cat/wp-content/uploads/users/pages/roes8739.pdf>
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. y Runkle, D. E. (1993). On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *The Journal of Finance* 48(5). DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Hsu S. (2013). *Financial Crises, 1929 to the Present Books*, Edward Elgar Publishing, No. 14419.
- Fondo Monetario Internacional (2018). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2018*. Washington, DC: IMF. DOI: <http://dx.doi.org/10.5089/9781484396773.081>
- Mandelbrot, B. (1963). The variation of certain speculative prices, *The Journal of Business*, 36(4), 394-419. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/294632>
- McLeod, A. I. y Li, W. K. (1983). Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis* 4(4): 269–273. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1983.tb00373.x>

- Mishkin, F.S., y Savastano, M.A. (2001). Monetary policy strategies for Latin America. *Journal of Development Economics* 66, 415–444. Disponible en: <http://isiarticles.com/bundles/Article/pre/pdf/24731.pdf>
- Mishkin F.S., (2001). Prudential supervision: why is it important and what are the issues? en Mishkin F.S. (ed.), Prudential Supervision. What Works and What Doesn't, *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, No. 7926.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica* 59(2), 347-70. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/2938260>
- Obstfeld, M., Shambaugh, J., y Taylor, A. M. (2005). The Trilemma in History: Tradeoffs among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility, *Review of Economics and Statistics* 3, 423–38. Disponible en: <https://eml.berkeley.edu/~obstfeld/ost12.pdf>
- Ouyang, A. Y., Rajan, R. S. y Li, J. (2016). Exchange rate regimes and real exchange rate volatility: Does inflation targeting help or hurt?, *Japan and the World Economy*, Elsevier, 39, 62-72. DOI: 10.1016/j.japwor.2016.07.002
- Perrotini H. I. (2007). El nuevo paradigma monetario. *Revista Economía UNAM*. (11), 64-82. Disponible en: <http://www.redalyc.org/service/redalyc/downloadPdf/3635/363542892001/6>
- Rose, A. K. (2007). A stable international monetary system Emerges: Inflation targeting is bretton woods, reversed. *Journal of International Money and Finance*, 26(5), 663-681 DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.04.004>
- Rose, A.K. (2014). Surprising similarities: recent monetary regimes of small economies. *J. Int. Money Finance* 49A, 5–27. Disponible en: <https://www.frbsf.org/economic-research/files/Rose-AEPC2013.pdf>
- Stock, J., y Watson, M. (2003). *Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations*. Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City (2003). Disponible en: https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/jh_2.pdf
- Taylor, S. J. (1986). Forecasting the Volatility of Currency Exchange Rates, *International Journal of Forecasting* 3(1), 159-70. DOI: [https://doi.org/10.1016/0169-2070\(87\)90085-9](https://doi.org/10.1016/0169-2070(87)90085-9)
- Walsh, C. (2009). Inflation targeting: what have we learned? *International Finance* 12(2), 195–233. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-2362.2009.01236.x>

NOTAS

- [1] Los países latinoamericanos que han adoptado el régimen de MI son: Brasil, Chile, Colombia, Jamaica, México, Paraguay, Perú, Uruguay.
- [2] Cuando la intervención es completamente esterilizada se entiende como una política instrumentada en dos etapas. En la primera, la intervención del banco central en el mercado cambiario genera una expansión de la base monetaria; la situación resultante muestra una posición mayor de base monetaria, y una tasa de interés menor que la inicial. En la segunda etapa, la intervención esterilizada compensa totalmente el cambio en el portafolio privado que tuvo lugar en el primer paso. El banco central absorbe el incremento de la base monetaria y coloca un monto de pasivos domésticos equivalente al exceso de demanda de activos domésticos, elevando así la tasa de interés a su nivel previo (Böfing y Wollmershäuser, 2001).
- [3] De acuerdo con Mishkin (2001) la supervisión prudencial adopta las siguientes formas básicas: 1) restricciones a la tenencia de activos; 2) separación de la banca y otras industrias de servicios financieros (fianzas, seguros o bienes raíces); 3) restricciones sobre competencia; 4) requerimientos de capital; 5) primas de seguro de depósitos en función del riesgo 6) requisitos de divulgación; 7) examen bancario; y 8) un enfoque de supervisión contra un enfoque regulatorio.
- [4] Un proceso GARCH(1,1) también puede ser representado como un proceso ARCH(∞), volviéndolo más fácil de identificar y de estimar. De esta manera si se define $\sigma^2 = h$
- $$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$
- $$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_0 \beta_1 + \alpha_1 \beta_1 u_{t-2}^2 + \beta_1^2 h_{t-2}$$
- $$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_0 \beta_1 + \alpha_1 \beta_1 u_{t-2}^2 + \beta_1^2 (\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-3}^2 + \beta_1 h_{t-3})$$
- $$h_t = \frac{\alpha_0}{1-\beta_1} + \alpha_1 \sum_{i=0}^{t-1} u_{t-i}^2 \beta_1^i$$
- [5] La gran moderación se refiere a un periodo de dos décadas de excepcional estabilidad de la inflación y las tasas de crecimiento del producto, que duró hasta 2007. Para Bernanke (2004) este periodo es el resultado de tres factores importantes: i) cambios estructurales; ii) mejores políticas macroeconómicas y iii) la buena suerte.

[6] Para ejemplificar este efecto, se considera que: $h_t = w + \alpha u_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1}^2 * I_{t-1} + \beta h_{t-1}$. Si para el caso de Brasil su valor promedio de $h_{t-1} = 0.9216$ y, si suponemos que el valor de $u_{t-1} = 0.5$ (positivo). Esto implica que $h_t = 0.813$ varianza; mientras que, si se presenta un choque de la misma magnitud pero de signo contrario $u_{t-1} = 0.5$ (negativo) $h_t = 0.779$ varianza.

© Universidad de Cuenca 2019
CC BY-NC-SA

INFORMACIÓN ADICIONAL

Código JEL:: C52, F31, E31, G01, D81