

Contagio en la volatilidad entre los mercados de capital y de divisas en México y Brasil (2000-2020)

Jorge López Villa - Universidad Autónoma Metropolitana, México
Miriam Sosa Castro¹ - Universidad Autónoma Metropolitana, México

Resumen

Se analiza el contagio en volatilidad entre los mercados cambiarios y de valores en México y Brasil de enero/2000 a noviembre/2020. La metodología incluye modelos GARCH univariados: GARCH, APARCH, EGARCH y TARCH para el análisis de la volatilidad de las series y modelos multivariados GARCH: DCC y ADCC, para medir los co-movimientos de la volatilidad condicional del mercado de capitales y cambiario, permitiendo determinar la existencia de contagio. Se observa que, en el mercado brasileño, la correlación es más fuerte y estable que en el mercado mexicano, confirmando, al menos un periodo de contagio en cada economía. Las recomendaciones que se desprenden es que, durante periodos de inestabilidad se deben realizar estrategias de cobertura cambiaria o, mantener las posiciones hasta que haya recuperación en los mercados. Las limitaciones es que únicamente se incluyen dos economías latinoamericanas, por lo que, no se analiza el efecto regional. La originalidad radica en la propuesta empírica, el estudio de economías emergentes, que han sido escasamente analizadas, así como, en el aporte de información crucial para las estrategias de diversificación y cobertura de riesgos.

Clasificación JEL: D53, C58, F31.

Palabras clave: Volatilidad cambiaria, volatilidad mercado de capitales, contagio en volatilidades, México, Brasil, DCC-GARCH.

Volatility Contagion between Stock Market and Exchange Rate in Mexico and Brazil (2000-2020)

Abstract

This paper analyzes volatility contagion between exchange and stock market in Mexico and Brazil during the period January/2000- November/2020. The methodology includes univariate GARCH models under t-Student distribution: GARCH, APARCH, EGARCH and TARCH to examine the conditional volatility in each series and multivariate GARCH: DCC and ADCC to investigate volatility co-movements between exchange rate and stock market. A contagion effect is confirmed, at least during one period, for each economy. Findings suggest that, investors should apply exchange rate hedges during uncertainty periods or hold positions until the markets recover. Among the limitations, only two markets are covered, excluding the regional analysis. Originality relies on the empirical proposal, the emergent economies, scarcely analyzed, which are investigated and the value of the results in terms of diversification and hedging strategies.

JEL Classification: D53, C58, F31.

Keywords: Foreign Exchange Volatility, Stock Market Volatility, Volatility Contagion, Mexico, Brazil, DCC-GARCH.

¹ Autor de correspondencia. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa, Departamento de Economía. Dirección: Av. San Rafael Atlixco 186, Leyes de Reforma 1ra Secc, Iztapalapa, 09340 Ciudad de México, CDMX; Email: msosac87@hotmail.com; Teléfono: (55)5804 4771

*Sin fuente de financiamiento para el desarrollo de la investigación



1. Introducción

Durante las últimas tres décadas la aparición de recurrentes crisis financieras² ha generado una creciente discusión e interés, en la academia, autoridades monetarias y en los círculos profesionales, por la relación que existe entre el tipo de cambio y el mercado de valores.

Desde que se instauró el régimen de libre flotación, el sistema financiero y económico a nivel internacional sufrió importantes reestructuraciones, incrementando las entradas y salidas de capital, intensificando el proceso de integración financiera y motivando a los gestores de riesgos a implementar nuevas estrategias de diversificación (Ndako, 2013, Tsai, 2012). Dichas transformaciones permitieron incrementar las oportunidades de financiamiento, al mismo tiempo que, generaron vínculos entre mercados y mecanismos de transmisión de desequilibrios a través de los mismos.

Dado lo anterior, el análisis de los co-movimientos entre los mercados de valores y los tipos de cambio ha recibido cada vez más atención, en especial, sobre aquellas investigaciones que aportan información sobre la naturaleza de dicha relación: intensidad, signo y frecuencia en la variación.

En la literatura se reconoce que las variaciones en los tipos de cambio generan efectos en los mercados de valores (Mbulawa, 2015; Sichoongwe, 2016; Mroua y Trabelsi, 2020). Diversos episodios de crisis, tales como la crisis subprime y de la deuda soberana, han impactado la dinámica del tipo de cambio, al mismo tiempo que han generado efectos en otros espacios financieros: pérdidas en países emergentes (Zolfaghari y Sahabi, 2017), contagio entre mercados de valores de países emergentes y desarrollados (Hemche, et al, 2016), disrupción del crédito (Bernanke, 2018) y quiebras bancarias (Adu-Gyamfi, 2016).

La teoría económica sugiere que las variaciones en el tipo de cambio impactan los precios de las acciones a partir de sus efectos en los flujos de efectivo, inversión y rentabilidad de las empresas. Dicha relación puede ser fundamentada a partir de los conceptos de riqueza, demanda de dinero, tasas de interés, etc. (Wang et al, 2017).

Desde el enfoque económico tradicional, las ganancias corporativas se ven impactadas por fluctuaciones de la moneda (Ki-ho, 2003), sobre todo, en las economías emergentes que son fuertemente dependientes de las importaciones de bienes de capital y de productos con alto valor agregado, por lo que, el encarecimiento de la moneda extranjera influye en los costos de producción, incrementando los precios de los bienes y disminuyendo la competitividad de los mismos a nivel internacional. Así, el valor económico y la competitividad de una compañía pueden tener efectos en la cotización de sus acciones. En resumidas palabras, la devaluación de la moneda beneficiará a las empresas exportadoras (Aggarwal, 1981), incrementando los ingresos de dichas empresas y el precio de sus acciones (Bekaert y Wu, 2000).

Por otro lado, la teoría del equilibrio de cartera enuncia que los tipos de cambio son determinados por el mercado, es decir, cambios en los precios de los activos podrían tener impactos

² Cabe destacar que muchas de esas crisis han sido caracterizadas por presentar problemas: a) en la cuenta financiera de la balanza de pagos, b) en el mercado cambiario y en el sistema bancario, correspondiendo a la definición de crisis trillizas (Nudelsman, 2016).

en el precio relativo de la moneda. Con base en ello, existiría una relación negativa entre el mercado de valores y el cambiario, ya que una disminución en el precio de las cotizaciones produce un impacto negativo en la riqueza de los países, lo cual genera una menor demanda de dinero y tasas de interés. De manera paralela, la disminución en el precio de los activos locales da como resultado menor demanda de activos y de moneda local por parte de inversionistas internacionales, por lo que se producen salidas de capital y depreciación de la moneda.

De modo contrario, cuando el precio de los activos incrementa, inversionistas extranjeros se encuentran ávidos de invertir en los instrumentos de, beneficiándose así de los efectos de diversificación internacional y generando entradas de capital y apreciación en la moneda.

Por lo anterior, parece existir una estrecha relación entre ambos mercados financieros, por lo que, el mayor entendimiento del vínculo entre ambos es clave para realizar un acertado análisis sobre: administración de portafolios, asignación de activos y gestión de riesgos, permitiendo el desarrollo de mejores estrategias de cobertura y de diversificación de portafolios. Así, el objetivo del presente trabajo es analizar los co-movimientos (correlación dinámica) entre la volatilidad del tipo de cambio (ML/USD) y el índice bursátil de los dos mercados de valores más grandes de América Latina: la Bolsa de Sao Paolo (Bovespa) y la Bolsa Mexicana de Valores (BMV).

La comparación de la relación entre los mercados cambiarios y de valores de las economías brasileña y mexicana subyace en, además del tamaño y representación en América Latina de dichos mercados (ambos pertenecientes al G-20), en que ambos guardan una estrecha relación con el mercado estadounidense, dadas las asociaciones que tienen con la Bolsa Mercantil de Chicago (CME), tanto Bovespa Holdings y Bolsa de Mercados y Futuros (BM&F) (conocido como B3)³, como el Mercado Mexicano de Derivados (MexDer); así como, la BMV y S&P DJI⁴.

En adición a lo previamente dicho, ambas economías comparten ciertas características: rasgos históricos de colonialismo, son países de ingreso medio, que tienen composición regional heterogénea, gran cantidad de recursos naturales y fuerte presencia del sector servicios y manufacturero en su economía (Maya y Vega, 2015); así como, atributos contemporáneos que las hacen ser catalogadas, no solo como emergentes, sino como economías emergentes y líderes en crecimiento (EAGLE's) (BBVA Research, 2014). Así, se considera de especial interés analizar y comparar la relación que existe entre los mercados de valores y de divisas de ambas economías, aportando valiosa información para el diseño de estrategias de diversificación internacional y toma de decisiones de inversión en ambos mercados.

Para ello, se propone una metodología integral que incorpora el análisis de volatilidad de las series a partir de varias extensiones de modelos GARCH univariados (bajo la distribución t-Student) y, una vez comprobada la existencia de volatilidad condicional en las series, un análisis de correlación condicional dinámica simétrico (DCC) y asimétrico (ADCC), igualmente asumiendo el supuesto distribucional t-Student, estos dos últimos con el objetivo de analizar la relación que hay entre la volatilidad del mercado cambiario y de capitales para cada economía. Una vez obtenidas las correlaciones dinámicas entre ambos mercados, se realiza un análisis de quiebre estructural en las series, con el propósito de indagar en qué momentos hubo modificaciones en dicha relación

³ Véase: "CME Group Strategic Partnership with B3". Disponible en: <https://www.cmegroup.com/international/partnership-resources/bmfbovespa-resources.html#>

⁴ Véase: "A Global Partnership S&P/BMV Indices" Disponible en: <https://www.spglobal.com/spdji/en/documents/additional-material/brochure-spdji-bmv.pdf>

dinámica. El período de estudio abarca desde enero del año 2000 hasta noviembre del año 2020, empleando datos de cierre diario para el tipo de cambio (ML/USD) y para los índices bursátiles (IBOVESPA e IPC). Dicho periodo incorpora episodios de crisis y relativa, estabilidad permitiendo examinar la dinámica de la relación a través del tiempo.

Tomando como base la definición de Forbes y Rigobon (2001) sobre contagio financiero, el cual es señalado como una situación en la que se da un incremento abrupto de la correlación entre dos variables/mercados a partir de un desequilibrio, la hipótesis que se desprende de la presente investigación es que, existe contagio en la volatilidad entre los mercados cambiario y accionario para las economías brasileña y mexicana, asociado a periodos de crisis y desequilibrios financieros ocurridos durante el periodo de estudio.

La contribución y originalidad de este trabajo subyacen en términos empíricos, el uso de una metodología innovadora e integral, y en relación con objeto de estudio, economías emergentes de gran importancia económica en la región. Los resultados de la presente aportan información clave para la toma de decisiones económicas y financieras, permitiendo ampliar el entendimiento y la información referente a los mercados en cuestión.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: la segunda sección presenta la revisión de la literatura, la sección tres describe la metodología y datos, la cuarta sección analiza los resultados obtenidos y en la última sección se presentan las conclusiones y recomendaciones.

2. Revisión de la literatura

La relevancia del tipo de cambio dentro del entorno macroeconómico y financiero incentiva el estudio de su relación y efectos sobre otras variables que pueden ser afectadas por su comportamiento. Como resultado, diversos autores (Fengua, Jihong, Chuangxia y Xiaohua, 2018; Bostan, Toderascu y Firtescu, 2018; Achouak, Ousama and Mourad, 2018; De Mendonça, Tiberto, 2017) han dedicado esfuerzos al análisis de los movimientos del tipo de cambio y su influencia en el precio del petróleo, la competitividad internacional, el crecimiento económico y la inflación.

Respecto a otras variables asociadas al ámbito financiero, tales como el desarrollo financiero de los países (Ehigiamusoe y Lean, 2019) y el valor de los activos de las empresas que tienen préstamos en moneda extranjera (Nagahisarchoghaei, et al, 2018), los efectos de la paridad cambiaria han sido negativos. De la misma forma que, con el mercado accionario, (Mikhaylov, 2018; Bermundez, Bermundez y Saucedo, 2018) debido a que las ganancias de los inversionistas se ven reducidas cuando existe una depreciación de la moneda local. Así mismo, estos hallazgos han impulsado propuestas en la administración del riesgo cambiario, con la finalidad de mitigar los movimientos inesperados una vez que se conoce su relación.

Dentro de los trabajos que examinan la relación del tipo de cambio y la bolsa de valores en países emergentes, se encuentra aquel desarrollado por Mroua y Trabelsi (2020), quienes estudian la relación del tipo de cambio y los índices del mercado de valores en los países BRIC mediante un modelo ARDL, en el cual, se evidencia un efecto de corto y largo plazo del tipo de cambio sobre la volatilidad de los índices del mercado de valores en todos los países. De forma parecida, Sui y Sun (2016), estudian el mismo conjunto de países teniendo como variables adicionales el diferencial de la tasa de interés entre países y los rendimientos del índice S&P 500. Sus conclusiones refieren a que

los choques en el índice S&P 500 tienen una fuerte incidencia en el tipo de cambio y la bolsa de valores, también, estos últimos tienen un efecto *spillover* durante la crisis financiera global entre 2007 y 2009.

En particular, dentro de las metodologías para la cuantificación de la relación entre la volatilidad del mercado cambiario y de valores, trabajos como los desarrollados por Zolfaghari y Hoseinzade (2020), Withanage y Perera (2020), Muhammad, Bhatti y Raheman (2020) y Yeap *et al.* (2020) utilizan modelos de la familia ARCH para medir la relación que existe entre el mercado de valores y el tipo de cambio.

Yeap *et al.* (2020) analizan la estructura de dependencia y el riesgo de portafolio del tipo de cambio en Malasia, mediante una metodología que incluye modelos GARCH Bayesianos y Teoría de Valores Extremos (EVT) mediante cópulas, sus resultados apuntan a que existe una relación de dependencia asimétrica y con colas pesadas. Muhammad, Bhatti y Raheman (2020) estudian la estructura de correlación condicional dinámica y transmisión de la volatilidad entre los mercados cambiario y de valores en Paquistán, empleando modelos GARCH multivariados (BEKK y DCC). El análisis revela que existe una relación de largo plazo entre ambos mercados, la naturaleza de dicha correlación es asimétrica, cuya dirección es del tipo de cambio a la bolsa.

Zolfaghari y Hoseinzade (2020) investigan el impacto del tipo de cambio en la incertidumbre del tipo de cambio en Irán, mediante el modelo GARCH de cambio de régimen markoviano. Los resultados apuntan a que hay un comportamiento no lineal, en media y en la varianza condicional y el tipo de cambio impacta al mercado de capitales, de manera diferenciada en cada régimen. Withanage y Perera (2020) analizan la transmisión de volatilidad entre los rendimientos del mercado bursátil y el tipo de cambio en Sri Lanka, para ello utilizan modelos BEKK-GARCH, la evidencia empírica sustenta la existencia de un efecto derrame del tipo de cambio a los rendimientos del índice bursátil.

El presente trabajo de investigación tiene por objetivo abonar a la literatura ya existente, ampliando la información sobre el contagio de la volatilidad entre la bolsa de valores y el tipo de cambio en economías emergentes. Cabe señalar que, estudios sobre los mercados de Brasil y México son escasos y que la información derivada del análisis es de suma importancia para los administradores de riesgos, inversionistas y autoridades financieras.

3. Metodología

El presente tiene por objetivo analizar la relación dinámica de la volatilidad de los rendimientos del tipo de cambio (ML/USD) y de los principales índices bursátiles de México (IPC) y Brasil (IBOVESPA) durante el periodo 2000-2020. Así, en un primer momento se analizan las características generales de las series, asegurando que cumplan las condiciones necesarias, para emplear modelos univariados GARCH y extensiones de los mismos bajo la distribución t-Student, y con ellos revelar cuál describe mejor la dinámica de la volatilidad del mercado accionario y del tipo de cambio. Una vez que se encuentra el mejor modelo para la estimación de dicha volatilidad, se emplean modelos GARCH multivariados asumiendo una distribución t-Student para analizar la relación dinámica de la volatilidad de dichos mercados en cada economía. Finalmente, se analizan los cambios estructurales para cada país, por medio de pruebas de quiebre estructural múltiple. A continuación, se describe la metodología empleada.

3.1 Prueba de raíz unitaria

Previo a la construcción de los modelos GARCH, se requiere determinar el orden de integración de las variables bajo estudio. Para ello, este trabajo utiliza la prueba Aumentada de Dickey-Fuller que se basa en el cálculo de tres regresiones para establecer la estacionariedad de una serie bajo un nivel de confiabilidad especificado.

Primera regresión (sin constante)

$$x_t = \delta x_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Segunda regresión (con constante)

$$x_t = \beta_1 + \delta x_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Tercera regresión (con constante y tendencia)

$$x_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta x_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Donde δ, β_1, β_2 son constantes y u_t es la perturbación en cada ecuación.

En este sentido, la condición de estacionariedad de la variable x_t se cumple cuando el coeficiente δ es significativo en las tres regresiones bajo la siguiente prueba de hipótesis

H_0 : $\delta=0$ la serie tiene raíz unitaria

H_a : $\delta \neq 0$ la serie no tiene raíz unitaria

La relevancia de esta prueba radica en que la presencia de raíz unitaria significa que un choque sobre el término de perturbación (u_t) tendrá efectos permanentes, es decir, si las variables son no estacionarias (tienen raíz unitaria) tendrán una memoria infinita frente a choques temporales (Morán, 2014).

3.2 Modelos GARCH

GARCH

Los modelos de la familia autorregresiva condicional heteroscedastica (ARCH) introducidos por Engle (1982) y en primera instancia generalizados (GARCH) por Bollerslev (1986), describen que la varianza condicional está en función de los cuadrados de las perturbaciones y de las varianzas condicionales de períodos anteriores.

La relevancia de estos modelos es que son capaces de capturar los principales hechos estilizados que caracterizan a las series financieras (Francq y Zakoian, 2010, p. 19). Acorde con lo anterior y conforme a lo expuesto por Bollerslev (1986, p. 308), el proceso GARCH (p,q) se describe como:

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (5)$$

Donde ε_t representa un proceso estocástico en tiempo discreto, ψ_{t-1} es un conjunto de información a través del tiempo t y h_t es la volatilidad condicional bajo las singularidades de $p \geq 0, q > 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, q$ y $\beta_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, p$. Si $p = 0$ se tiene el proceso ARCH (q) en regresión. La condición $\alpha + \beta < 1$ representa un proceso GARCH estacionario en el cual la persistencia en la volatilidad se interpreta bajo los resultados de los coeficientes α y β . En la situación donde $\beta > \alpha$ se traduce en que frente a los choques con efectos de largo plazo la volatilidad no disminuye rápidamente.

TARCH

El modelo GARCH no contiene algún elemento diferenciador entre las innovaciones positivas y negativas, asume que ambas influyen de la misma forma en la volatilidad actual, lo cual es contradictorio con estudios relacionados al precio de las acciones en los que se muestra que una caída incrementa la volatilidad más fuerte que un alza en la misma magnitud (Francq y Zakoian, 2010, p. 245). Por ello, es importante incorporar a los modelos asimétricos.

De acuerdo con lo sugerido por Rabemananjara y Zakoian (1993, p. 33 y 34) el modelo TARCH (Threshold GARCH) expuesto en la ecuación 6 sustituye al componente cuadrático de la ecuación 5 por una función lineal que permite diferentes reacciones en los signos de la volatilidad.

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i^+ \varepsilon_{t-i}^+ - \alpha_i^- \varepsilon_{t-i}^- + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i} \quad (6)$$

Donde $\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0)$, $\varepsilon_t^- = \min(\varepsilon_t, 0)$ y $\alpha_0, \alpha_i^+, \alpha_i^-$ y β_i son números reales. Las limitaciones de no negatividad anteriormente señaladas sobre los coeficientes α y β permiten que σ_t sea la desviación estándar condicional del proceso de ε_t . Así, por ejemplo, si $\alpha_i^- > \alpha_i^+$ entonces los rendimientos negativos de las innovaciones incrementan en mayor medida la volatilidad a diferencia de las positivas. En este estudio se emplea la variante sugerida por Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) conocido como GJR - GARCH que corresponde al cuadrado de las variables involucradas en la ecuación 7 y donde el término γ almacena la información asimétrica.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 I_{(\varepsilon_{t-i} > 0)} + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_i^2 \quad (7)$$

En este caso, si $\alpha + \frac{\gamma}{2} + \beta < 1$ la volatilidad tiene una reversión a la media y fluctúa alrededor de la raíz cuadrada de la varianza condicional, así mismo, dicha condición asegura la estacionaridad (Nugroho *et al*, 2019, p.2).

EGARCH

De manera semejante, el modelo GARCH exponencial (EGARCH) presentado por Nelson (1991) incorpora el factor asimétrico en la volatilidad de la serie por medio de los coeficientes θ y γ como se muestra en la ecuación 8 al considerar la magnitud y signo de Z_t . Este término especifica que las innovaciones positivas y negativas no generan la misma volatilidad (Rabemananjara y Zakoian, 1993, p. 33).

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^q \alpha_k [\theta Z_{t-k} + \gamma (|Z_{t-k}| - \left(\frac{2}{\pi}\right)^{\frac{1}{2}})] \quad (8)$$

En el cual α_0 , α_k , β_j , θ y γ son número reales. La principal ventaja de este modelo es que se mantiene el criterio de no negatividad a través de la especificación del logaritmo natural en la varianza. La propiedad asimétrica del modelo EGARCH que caracteriza a distintas series financieras, radica en que si $Z_t < 0$ (lo que implica $\varepsilon_t < 0$), la variable $\ln \sigma^2$ será mayor a la media α_0 y más pequeña si $\varepsilon_t > 0$ (Francq y Zakoian, 2010, p. 247).

APARCH

El modelo APARCH (Asymmetric Power ARCH) descrito por Ding, Granger y Engle (1993) es un modelo que también modifica a la volatilidad en función del signo y la magnitud del retorno de las innovaciones. Su estructura se describe en la ecuación 9.

$$\sigma_t^\delta = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \zeta_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (9)$$

Donde $\alpha_0 > 0$, $\delta > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_i \geq 0$ y $|\delta| \leq 1$. Así mismo, δ refleja el efecto de apalancamiento⁵. La elección de $\zeta_i > 0$ asegura que las innovaciones negativas tienen mayor impacto sobre la volatilidad actual que las positivas de la misma magnitud, esta particularidad en la restricción sobre ζ es una forma natural de capturar las propiedades asimétricas de las series financieras (Francq y Zakoian, 2010, p. 256).

Otra singularidad de este modelo es que, de acuerdo con Ding (2011, p. 7), incluye al resto modelos GARCH anteriormente descritos cuando se cambian los parámetros tal como se expone enseguida.

- Cuando $\delta = 2$, $\zeta_i = 0 (i = 1, \dots, q)$ en el modelo APARCH, se obtiene un modelo GARCH.
- Cuando $\delta = 1$ en el modelo APARCH, se obtiene un modelo TARARCH.
- Cuando $\delta = 2$ en el modelo APARCH, se obtiene un modelo GJR - GARCH.

⁵ Definido por Francq y Zakoian (2010, p. 246) como "cuando cae el precio de una acción, aumenta la relación deuda-capital social de la empresa. Esto conlleva un aumento del riesgo y, por tanto, de la volatilidad de la acción. Cuando el precio sube, la volatilidad también aumenta, pero en una menor cantidad.

3.3 Modelos de correlación condicional

DCC

El modelo de Correlación Condicional Dinámica (DCC, por sus siglas en inglés) planteado por Engle (2002) consiste en la parametrización directa de correlaciones condicionales utilizando los residuos estandarizados (ε_{it}) de la volatilidad estimada por algún modelo GARCH univariado. Se asume que los residuos estandarizados ε_{it} siguen una distribución multivariada t-Student con v grados de libertad, proporcionando la información disponible en el tiempo $t-1$. La distribución t-Student es usada para capturar la no normalidad, reflejada en la existencia de colas pesadas comúnmente presentes en series económicas y financieras.

Dentro de las bondades que existe utilizar esta especificación sobre el resto de otros modelos GARCH multivariados, está el del número de parámetros a estimar dentro del proceso de correlación en vista de que es independiente al número de series correlacionadas (Engle, 2002, p. 3)

De acuerdo con Engle (2002, p. 10) y Piero (2013, p. 283), la ecuación que describe a este proceso está dado por:

$$H_t = \sqrt{D_t} R_t \sqrt{D_t} \quad (10)$$

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1} + bQ_{t-1} \quad (11)$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (12)$$

En la cual dentro de la ecuación 10, para la determinación de la matriz de covarianza condicional (H_t), D_t representa a la matriz de varianzas condicionales formada por los elementos diagonales de la estimación de un modelo GARCH univariado $diag(h_{1t}, \dots, h_{Nt})$. Luego, $R_t = [\rho_{ij,t}]$ es la matriz de correlación condicional compuesta por la matriz de cuasi - correlaciones $Q_t = [q_{ij,t}]$ y $Q_t^* = diag(q_{11,t}, \dots, q_{NN,t})$. Finalmente, a y b son escalares y $\bar{Q} = E[\varepsilon_t \varepsilon'_t]$.

ADCC

El modelo DCC Asímetrico (ADCC) fue presentada por Cappiello, Engle y Sheppard (2003) como resultado de que el DCC anteriormente descrito, no contempla parámetros que describan efectos asímtricos. Ello implica que no responde a diferencia de los efectos entre un choque positivo o negativo. Dentro de la especificación ADCC, la distinción se realiza dentro de la matriz Q_t que ahora se define según la ecuación 13

$$Q_t = (\bar{Q} - A'\bar{Q}A - B'\bar{Q}B - G'\bar{N}G) + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'Q_{t-1}B + G'n_{t-1}n'_{t-1}G \quad (13)$$

En consonancia con Cappiello, et al (2003), A , B y G son parámetros de matrices diagonales de dimensión $n \times n$, $n_t = I[\varepsilon_t < 0] \circ \varepsilon_t$ (\circ corresponde el producto Hadamard) y $\bar{N} = E[n_t, n'_t]$ correspondiente a los elementos del término asimétrico que captura los choques negativos.

3.4 Quiebre estructural

La prueba de quiebre estructural propuesta por Zivot y Andrews (1992), además de determinar la existencia de raíz unitaria, permite conocer endógenamente el punto más significativo de un quiebre, es decir, el momento en que una serie de tiempo manifestó un cambio inesperado o un cambio de régimen por medio de la creación de variables *dummies* en cada observación (Delbianco, 2014).

Con esta prueba es posible visualizar si el cambio ocurrió en la media, la tendencia o en ambos elementos de la variable bajo la hipótesis nula de que existe raíz sin cambios estructurales contra la alternativa donde se establece que hay un proceso estacionario con un quiebre (Waheed, Alam, et al; citado en Alarco, 2017). En este sentido, siguiendo a Zivot y Andrews (1992, p. 254), las tres ecuaciones que toman en cuenta el cambio estructural son:

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (14)$$

$$y_t = \mu + \gamma DT_t(\lambda) + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (15)$$

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (16)$$

Donde DU y DT son *dummies* de intercepto que muestran, por un lado, el cambio único en el nivel y por otro, el cambio de la pendiente en la función de tendencia. Acorde con lo anterior, el valor de DU y DT es cero o uno según la siguiente expresión.

$$DU_t(\lambda) \begin{cases} 1 & \text{si } t > T\lambda \\ 0 & \text{si lo contrario ocurre} \end{cases} \quad \text{y} \quad DT_t(\lambda) \begin{cases} t - T\lambda & \text{si } t > T\lambda \\ 0 & \text{si lo contrario ocurre} \end{cases}$$

Con ello entonces, el objetivo es estimar el quiebre que dé la alternativa de estacionariedad. Más aún, λ se elige para minimizar el estadístico t a una cola, probando que $\alpha^i = 1$ para $i = A, B, C$ puesto que pequeños valores del estadístico rechazan la hipótesis nula. Entonces, se busca que

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\widehat{\lambda}_{inf}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha^i}, \quad i = A, B, C \quad \text{y} \quad \lambda \in (0,1) \quad (17)$$

La importancia de identificar los quiebres estructurales de las series radica en la posibilidad de clasificar subperiodos para mejorar la exactitud de la estimación.

4. Resultados

Análisis de datos

Las observaciones seleccionadas para este estudio respecto a las bolsas de valores y el tipo de cambio se exponen en el cuadro 1, vale decir que los datos corresponden al periodo de enero del año 2000 a noviembre del 2020 tienen frecuencia diaria y se obtuvieron de la plataforma Investing (mx.investing.com).

Cuadro 1. Principal índice bursátil y tipo de cambio de Brasil y México

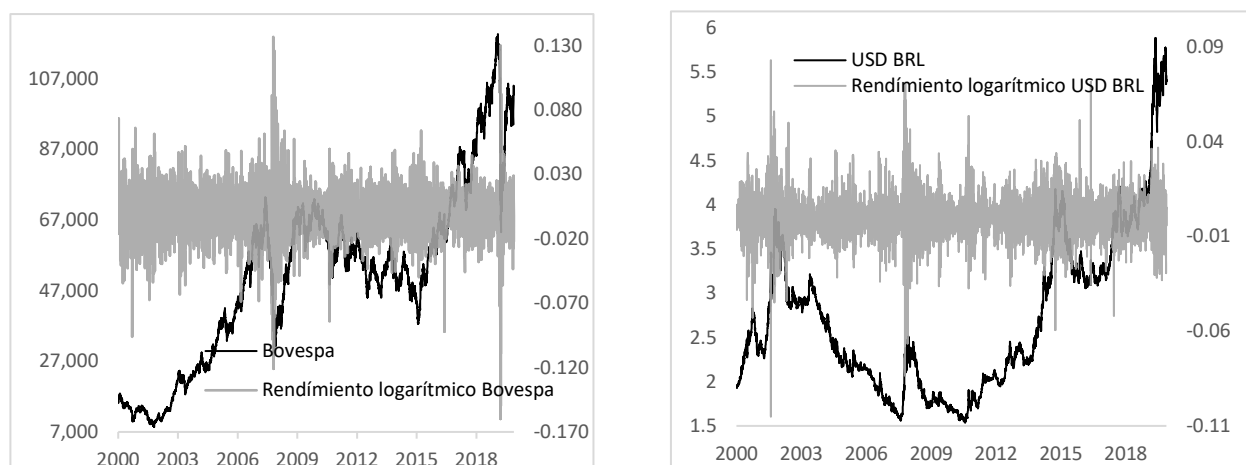
País	Índice bursátil	Tipo de cambio
Brasil	Índice Bovespa (Bovespa). Bolsa de Valores de São Paulo	Real brasileño – dólar (BRL/USD)
México	Índice de Precios y Cotizaciones (IPC). Bolsa Mexicana de Valores	Peso mexicano – dólar (MXN/USD)

Fuente: elaboración propia

El comportamiento en los índices bursátiles y en el tipo de cambio de Brasil y México está marcado principalmente por movimientos abruptos como consecuencia de las crisis globales presentadas a lo largo del periodo. Conforme a las gráficas 1 y 2, la primera inestabilidad ocurre en 2002 en donde la contracción de la actividad económica en Estados Unidos y el evento terrorista ocurrido en septiembre del mismo año, tuvo como consecuencia la afectación de las economías latinoamericanas vía el comercio internacional (Ocampo, 2002).

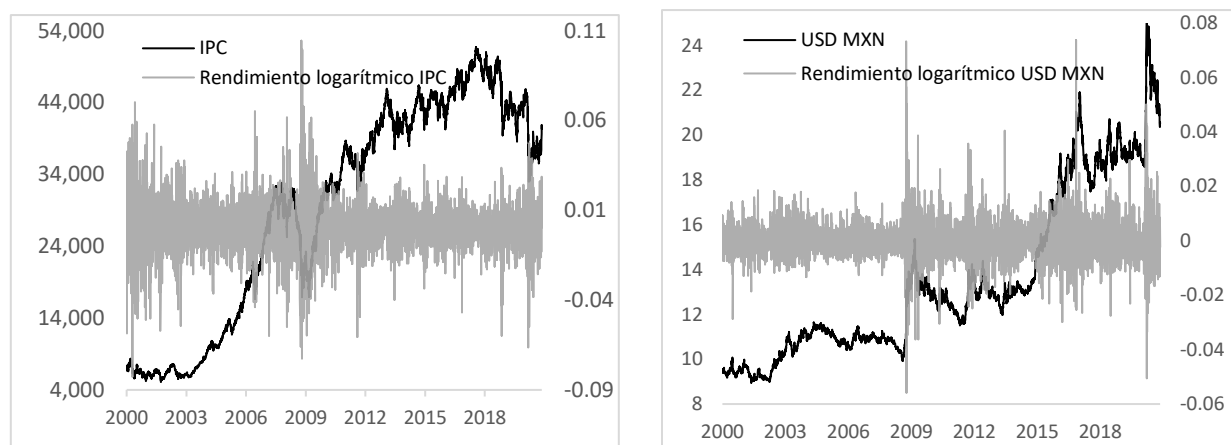
Posteriormente, se observa el efecto de la crisis financiera *subprime* en 2008 que surgió como un colapso de la burbuja inmobiliaria en los Estados Unidos. El impacto de este evento se reflejó en una expedita caída de los índices bursátiles y una depreciación de la moneda local en relación al dólar estadounidense. Más aún, los acontecimientos relacionados a la política interna de cada país y la incertidumbre de los inversionistas se reflejan en la evolución del precio del dólar y del mercado accionario. Por último, se encuentra el cambio más profundo del periodo en los rendimientos logarítmicos de cada variable a finales del 2019 como consecuencia de la crisis económica derivada de la enfermedad del nuevo coronavirus.

Cabe señalar que, en todos esos periodos de incertidumbre (crisis *dotcom*, *subprime*, de la deuda soberana y COVID) se observa una caída en los índices bursátiles y depreciaciones en ambas monedas, el real brasileño y el peso mexicano. Así, se observa un comportamiento contrario, aparente correlación negativa, lo cual es consistente con la teoría y con los resultados esperados en este estudio.



Gráfica 1. Índice bursátil y tipo de cambio de Brasil en niveles y rendimiento logarítmico

Fuente: elaboración propia



Gráfica 2. Índice bursátil y tipo de cambio de México en niveles y rendimiento logarítmico

Fuente: elaboración propia

Estadísticos descriptivos

Respecto a los índices bursátiles, el Cuadro 2 describe los principales estadísticos descriptivos de las series bajo estudio. Destaca que, el IPC presenta valores promedio más bajos y menor desviación estándar en relación con el IBOVESPA, es decir, la bolsa mexicana tuvo mayor estabilidad durante el periodo de estudio. En segundo lugar, las series en niveles y en rendimientos son asimétricas, la mayoría de ellas reflejan un sesgo positivo, lo cual indica que la mayor parte del tiempo los valores de los índices estuvieron por encima del valor promedio. Igualmente, los índices ilustrados en niveles se presentan platocúrticas mientras que, las series en rendimientos son, leptocúrticas. Lo anterior es evidencia de que los datos no siguen una distribución normal, tal como se expresa en la prueba de Jarque - Bera.

En cuanto al tipo de cambio, el real brasileño muestra mayor estabilidad en comparación con el peso mexicano. Respecto al sesgo, las variables en niveles muestran una depreciación de ambas

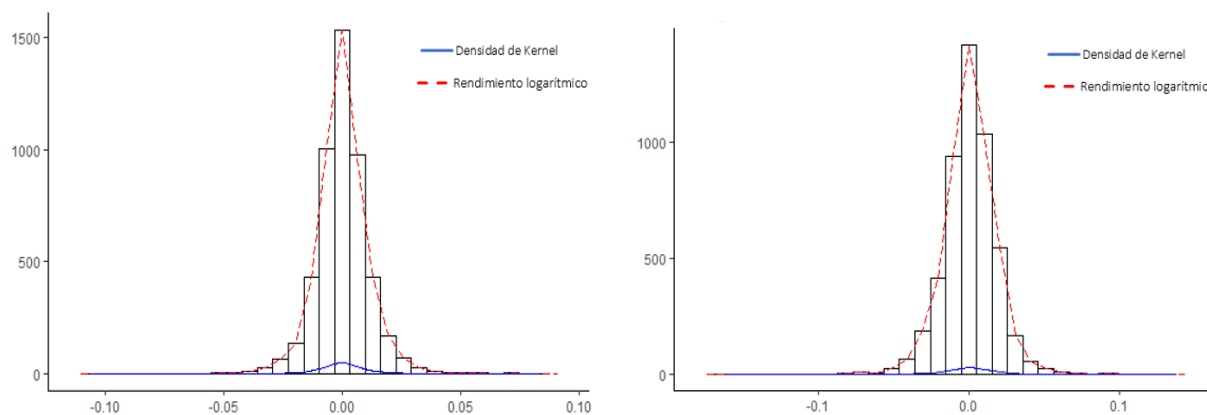
monedas frente al dólar estadounidense a lo largo del periodo, dado que la misma se describe con signo positivo. Sobre los rendimientos, presentan un exceso de curtosis, en particular se manifiestan leptocúrticas. Finalmente, la evidencia de la prueba de Jarque – Bera refleja que ninguna de las series sigue una distribución normal.

En las gráficas 3 y 4, se contrasta la distribución empírica de las variables (línea punteada) con una distribución normal, confirmando que existe un exceso de curtosis (colas pesadas y distribución puntiaguda) y, por tanto, un insuficiente ajuste de la distribución normal. Por lo que, se propone utilizar una distribución t – Student en la modelación univariada y multivariada para capturar la no normalidad de las variables.

Cuadro 2. Estadísticos descriptivos de los índices bursátiles y tipos de cambio

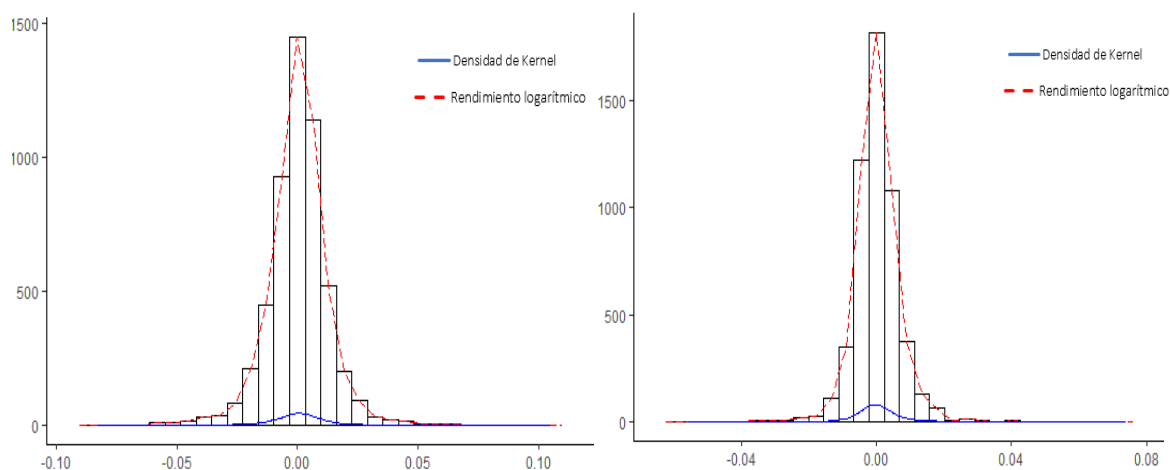
	<i>Bovespa</i>	$\Delta \ln \text{Bov}$	<i>BRL</i>	$\Delta \ln \text{BRL}$	<i>IPC</i>	$\Delta \ln \text{IPC}$	<i>MXN</i>	$\Delta \ln \text{MXN}$
<i>Media</i>	51320.84	0.00	2.7	0.00	29194.07	0.00	13.56	0.00
<i>Desviación estándar</i>	25150.61	0.02	0.89	0.01	15135.32	0.01	3.69	0.01
<i>Sesgo</i>	0.2	-0.39	1.05	0.09	-0.35	-0.04	0.88	0.83
<i>Curtosis</i>	-0.36	7.05	0.94	6.3	-1.38	5.3	-0.37	12.04
<i>Jarque – Bera</i>	58.555 (0.000)***	10346 (0.000)***	1096.4 (0.000)***	8166.8 (0.000)***	523.79 (0.000)***	6147 (0.000)***	709.92 (0.000)***	32337 (0.000)***
<i>Mínimo</i>	8370.88	-0.16	1.54	-0.11	5081.92	-0.08	8.94	-0.06
<i>Máximo</i>	119527.6	0.14	5.89	0.08	51713.38	0.1	25.12	0.07

Fuente: elaboración propia
 Δ =operdor de primera diferencia
 ***significativo al 5%



Gráfica 3. Histograma de los rendimientos logarítmicos del tipo de cambio y el índice bursátil de Brasil

Fuente: elaboración propia



Gráfica 4. Histograma de los rendimientos logarítmicos del tipo de cambio y el índice bursátil de México

Fuente: elaboración propia

Una vez que se analiza la distribución de las series y la no normalidad, los resultados de la prueba Aumentada de Dickey – Fuller, registrados en el Cuadro 3 para la detección de raíz unitaria, describen a las variables en niveles como no estacionarias mientras que, en primeras diferencias logarítmicas, como estacionarias. Con ello, se resalta la idoneidad de las diferencias logarítmicas para avanzar con la elaboración de los modelos GARCH.

Cuadro 3. Prueba de raíz unitaria

Variable	Dickey - Fuller Aumentada ^{1/}
<i>Bovespa</i>	-2.9727 (0.1664)
$\Delta \ln Bov$	-15.431 (0.01)***
<i>BRL</i>	-0.53272 (0.9804)
$\Delta \ln BRL$	-15.539 (0.01)***
<i>IPC</i>	-1.6119 (0.7427)
$\Delta \ln IPC$	-16.828 (0.01)***
<i>MXN</i>	-3.0672 (0.1264)
$\Delta \ln MXN$	-16.733 (0.01)***

*** significativo al 5%; Δ = operador de primera diferencia

Fuente: Elaboración propia

^{1/} Hipótesis nula: No estacionario

Seguido de ello, se prueba la existencia de efectos ARCH en las mismas, para ello se estima la prueba ARCH-LM, los resultados se presentan en el Cuadro 4. Las variables reportan la presencia de este efecto y este hallazgo justifica el uso de los modelos DCC y ADCC. A continuación, se presentan los resultados de los diversos modelos, los cuales fueron estimados a través del software Oxmetrics 7.

Cuadro 4. Detección de efecto ARCH

Variable	Prueba ARCH-LM ^{1/}
$\Delta \ln Bov$	1407 (0.000)***
$\Delta \ln IPC$	876.06 (0.000)***
$\Delta \ln BRL$	932.1 (0.000)***
$\Delta \ln MXN$	1271.8 (0.000)***

Fuente: elaboración propia

^{1/} La prueba estadística ARCH-LM es el multiplicador de Lagrange usado para la detección del efecto ARCH. Bajo la hipótesis nula de no heteroscedasticidad, dicho termino se distribuye como $\lambda^2(k)$. ***significativo al 5%

Elección del modelo GARCH

Los Cuadros 5 y 6 presentan los valores de los criterios de Información de Schwarz (SIC), de Akaike (AIC) y de Hannan – Quinn (H – Q) y el valor de log verosimilitud (log likelihood) de los modelos GARCH multivariados bajo la distribución t-Student, para la elección de la mejor especificación de las aproximaciones DCC y ADCC. Adicional a los criterios antes mencionados, se elige aquel modelo en el que los parámetros son estadísticamente significativos y positivos.

Cuadro 5. Elección del mejor modelo DCC – GARCH (p, q)

Especificación	Criterio de información ^{1/}	$\Delta \ln Bov - \Delta \ln BRL$	$\Delta \ln IPC - \Delta \ln MXN$
DCC – GARCH (1,1)	SIC	-12.252679	-13.893221
	AIC	-12.268516	-13.908231
	H – Q	-12.262962	-13.902984
	Log likelihood	30235.490	36514.154
DCC – TARCH (1,1)	SIC	-12.266212	-13.909331
	AIC	-12.284688	-13.926843
	H – Q	-12.278208	-13.92072
	Log likelihood	30277.33	36565
DCC – APARCH (1,1)	SIC	-12.268258	-13.907914
	AIC	-12.289375	-13.927928
	H – Q	-12.281968	-13.920931
	Log likelihood	30290.874	36569.848
DCC – EGARCH (1,1)	SIC	-12.227899*	-13.822661*
	AIC	-12.249016*	-13.842675*
	H – Q	-12.241609*	-13.835677*
	Log likelihood	30191.45	36346.099

Fuente: elaboración propia

^{1/} SC = Criterio de Información de Schwarz

AIC = Criterio de Información de Akaike; H - Q = Criterio de información de Hannan-Quinn; Valor mínimo del criterio de información marcado por (*)

Cuadro 6. Elección del mejor modelo ADCC - GARCH (p, q)

Especificación	Criterio de información ^{1/}	$\Delta \ln \text{Bov} - \Delta \ln \text{BRL}$	$\Delta \ln \text{IPC} - \Delta \ln \text{MXN}$
ADCC - GARCH (1,1)	SIC	-12.250957	-13.891590
	AIC	-12.268113	-13.907851
	H - Q	-12.262096	-13.902166
	Log likelihood	30235.498	36514.155
ADCC - TARCH (1,1)	SIC	-12.264581	-13.9077
	AIC	-12.284377	-13.926463
	H - Q	-12.277434	-13.919903
	Log likelihood	30277.563	36565.003
ADCC - APARCH (1,1)	SIC	-12.266534	-13.906283
	AIC	-12.288971	-13.927548
	H - Q	-12.281101	-13.920113
	Log likelihood	30290.879	36569.849
ADCC - EGARCH (1,1)	SIC	-12.230849*	-13.82533*
	AIC	-12.253285*	-13.846595*
	H - Q	-12.245415*	-13.83916*
	Log likelihood	30202.967	36357.388

Fuente: elaboración propia

^{1/} SC = Criterio de Información de Schwarz

AIC = Criterio de Información de Akaike; H - Q = Criterio de información de Hannan-Quinn; Valor mínimo del criterio de información marcado por (*)

Con base en los criterios de información de Schwarz, Hannan-Quinn y Akaike, así como los resultados de los parámetros de la especificación, se elige el modelo DCC - TARCH (1,1) como aquel que mejor captura la dinámica de la relación entre el tipo de cambio y la bolsa de valores de Brasil y México. Los resultados se presentan en el cuadro 7. Así, se observa que los términos α y β del modelo TARCH son estadísticamente significativos, satisfaciendo la condición sobre la suma de los términos α , β , y $\frac{\gamma}{2}$ los cuales son menores y cercanos a la unidad. Lo anterior, se traduce en la presencia de un proceso de reversión a la media en la volatilidad de las variables donde los choques solo son transitorios. Igualmente, el coeficiente positivo asociado a la asimetría de las bolsas de valores (γ) indica que los rendimientos negativos incrementan su volatilidad más que los positivos del mismo tamaño; efecto apalancamiento o *leverage*.

Por otra parte, los resultados de la correlación condicional variante en el tiempo expuestos en el panel B del Cuadro 7 señalan a esta con un signo negativo. Este valor es consistente con lo documentado dentro de la teoría financiera, la cual señala que una salida (entrada) neta de capitales proveniente del mercado de valores provoca una depreciación (apreciación) en la paridad cambiaria. Cabe señalar que, la correlación entre el mercado accionario y cambiario es más fuerte para la economía brasileña que para la mexicana, -0.4995 y -0.2978, respectivamente. Los grados de libertad confirman la presencia de colas pesadas.

Cuadro 7. Resultados de la estimación DCC – TARCH (p,q)

Panel A: GARCH multivariados

DCC – TARCH (1, 1)				
Parámetro	$\Delta \ln Bov$	$\Delta \ln BRL$	$\Delta \ln IPC$	$\Delta \ln MXN$
$C(m)$	0.0003 (0.0786)	0.0001 (0.3395)	0.0002 (0.0284)***	0.0000 (0.3905)
$C(v)$	0.0863 (0.0000)***	0.0232 (0.0011)***	0.0190 (0.0003)***	0.4835 (0.0016)***
α_1	0.0168 (0.0170)***	0.1820 (0.0000)***	0.0219 (0.0014)***	0.1284 (0.0000)***
β_1	0.8988 (0.0000)***	0.8601 (0.0000)***	0.9107 (0.0000)***	0.8977 (0.0000)***
γ_1	0.10514 (0.0000)***	-0.1141 (0.0000)***	0.1094 (0.0000)***	-0.0705 (0.0001)***
$\alpha + \beta + \frac{1}{2} \gamma$	0.96826	0.98517	0.98744	0.9909
Panel B: correlación condicional dinámica simétrica^{1/}				
$\rho_{2,1}$	-0.4995 (0.0000)***		-0.2978 (0.0000)***	
α	0.0293 (0.0000)***		0.0119 (0.0003)***	
β	0.9434 (0.0000)***		0.9836 (0.0000)***	
df	10.7444 (0.0000)***		8.36315 (0.0000)***	

Fuente: elaboración propia

^{1/} $\rho_{2,1}$: correlación entre el tipo de cambio y el índice bursátil.

***significativo al 5%

Estos hallazgos son consistentes con los resultados de Tabak (2006), Kumar (2013), Ho y Huang (2015) y Mikhaylov (2018) para en el caso de Brasil y con los de Walid, Chaker, Masood, y Fry (2011), Hajilee, Al Nasser (2014) y Bermudez, Bermudez y Saucedo (2018) respecto a México, en los cuales, se hace evidente y significativa la relación entre la volatilidad del mercado de valores y cambiario.

Una vez que se ha elegido el mejor modelo para describir la evolución de los co-movimiento de la volatilidad cambiaria y bursátil en Brasil y México, se aplican las pruebas de Hosking para la correlación serial de los residuos y de McLeod – Li para la heteroscedasticidad condicional autorregresiva con el objeto de confirmar que, después de la modelación, los residuales se encuentran libres de correlación serial y de efecto ARCH.

Los resultados de las pruebas Hosking y McLeod – Li se presentan en el Cuadro 8 y señalan que, una vez estimado el modelo DCC – TARCH (1,1) no existe la presencia de efectos ARCH en los residuales al cuadrado con 20 y 50 rezagos con una probabilidad del 95% para Brasil y 99% para México.

Cuadro 8. Prueba de Hosking^{1/} y Mcleod – Li^{2/} sobre el cuadrado de los residuos estandarizados hasta el rezago k .

Prueba	Rezago	$\Delta \ln Bov - \Delta \ln BRL$	$\Delta \ln IPC - \Delta \ln MXN$
<i>Hosking</i>	20	84.3690 (0.2912)	105.585 (0.0205)***
	50	198.729 (0.4720)	253.973 (0.0227)***
<i>Mcleod – Li</i>	20	84.4038 (0.2903)	105.588 (0.0204)***
	50	198.788 (0.4708)	239.702 (0.0229)***

Fuente: elaboración propia

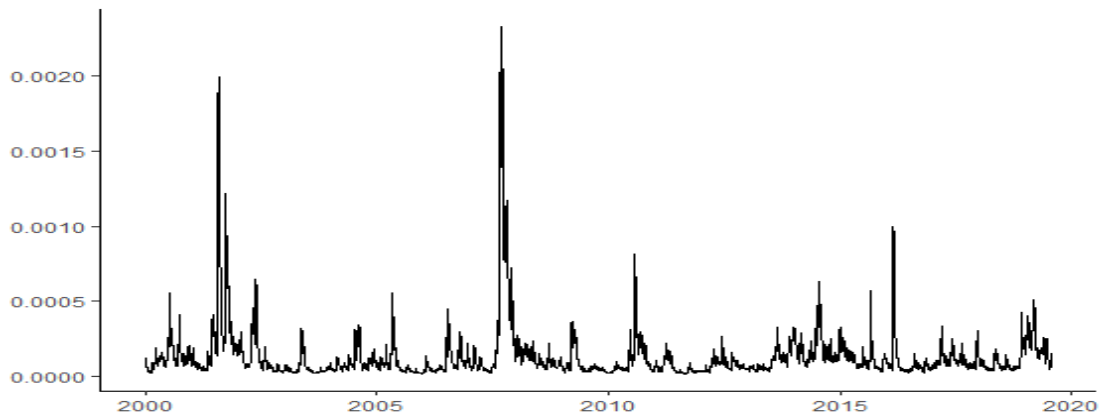
^{1/} Hipótesis nula: Los residuos no presentan correlación serial^{2/} Hipótesis nula: No hay heteroscedasticidad condicional autorregresiva

***significativo al 5%

Análisis gráfico

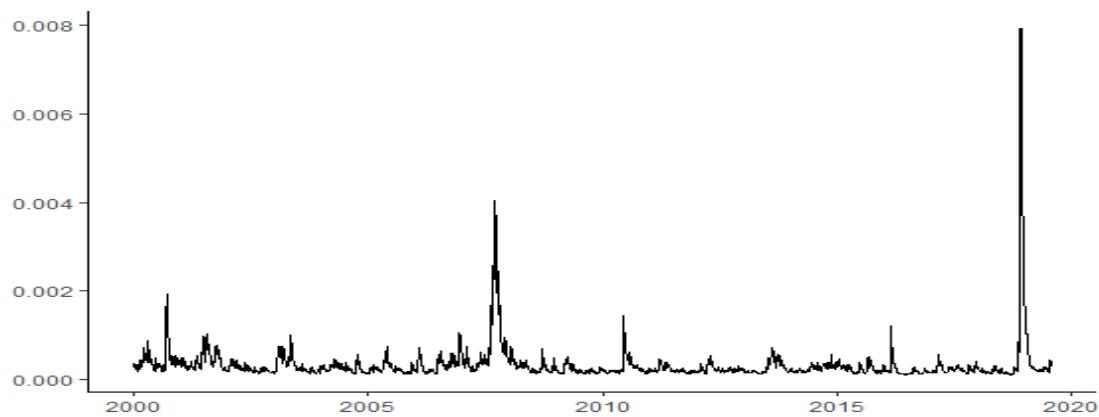
Para complementar el análisis, se examina gráficamente el comportamiento de la volatilidad de cada serie y de los modelos DCC. Así, en las gráficas 5 y 6 se observan las volatilidades estimadas del tipo de cambio BRL/USD y del índice Bovespa de Brasil; así como, la correlación cambiante en el tiempo de estas. La varianza condicional del tipo de cambio es mayor que la del índice bursátil, particularmente, en momentos específicos como finales del 2001 y 2007 en el que la volatilidad presenta sus niveles más elevados. Cabe igualmente señalar, que la crisis más reciente, derivada de la pandemia por el coronavirus, provocó un incremento histórico dentro del periodo de estudio.

El análisis gráfico de la correlación condicional dinámica, presentado en la gráfica 7 muestra que, en todo el periodo la relación entre la volatilidad del mercado cambiario y el mercado bursátil en Brasil es de carácter negativo, con momentos de interés como el ocurrido en 2017 en el mercado brasileño cuando la correlación negativa fue de -0.9, muy cercana a la unidad. Esta medida de asociación entre las volatilidades de las variables no mantiene muchos cambios en la tendencia. Así, se observa durante todo el periodo de análisis, la existencia de un fenómeno de interdependencia media entre la volatilidad del mercado cambiario y de la bolsa de valores (correlación de 0.5 en promedio), con un solo episodio de contagio en el año 2017, momento en el que la correlación experimentó un incremento abrupto.



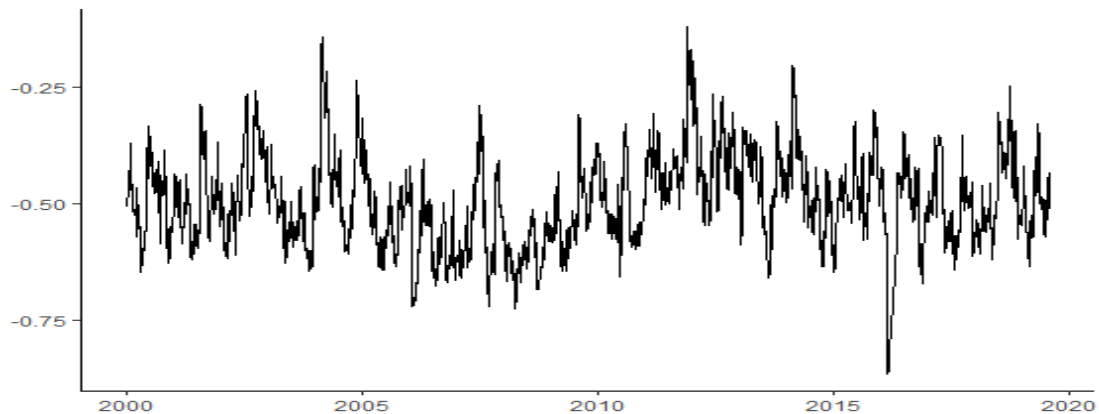
Gráfica 5. Volatilidad del tipo de cambio BRL/USD (2000 - 2020)

Fuente: elaboración propia



Gráfica 6. Volatilidad del índice Bovespa (2000 - 2020)

Fuente: elaboración propia

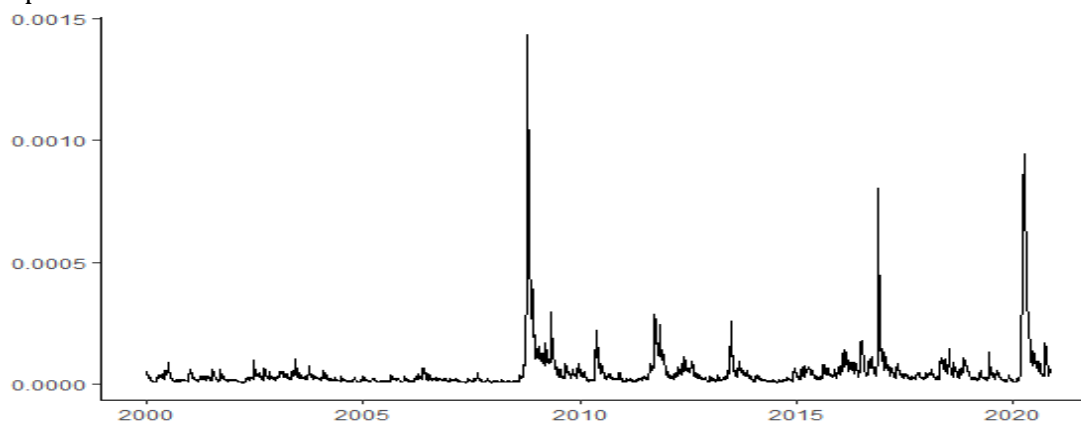


Gráfica 7. Correlación Condicional Dinámica entre tipo de cambio BRL/USD y el índice Bovespa (2000 - 2020)

Fuente: elaboración propia

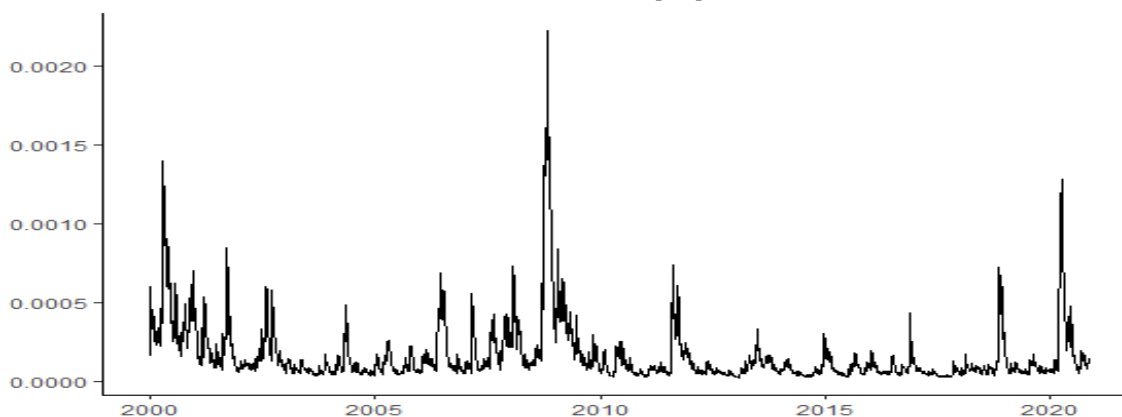
Por otra parte, las gráficas 8 y 9 presenta las volatilidades estimadas para el tipo de cambio MXN/USD y el IPC. Contrario a la situación descrita anteriormente sobre Brasil, los resultados describen que la Bolsa de Valores de México es más volátil que el tipo de cambio para el periodo de

estudio. Ambas volatilidades comparten escenarios de crisis mundial, en los cuales la varianza condicional presenta intervalos más altos, tales como la crisis *subprime* a finales del 2008 y la crisis por la pandemia en 2020.



Gráfica 8. Volatilidad del tipo de cambio MXN/USD (2000 - 2020)

Fuente: elaboración propia



Gráfica 9. Volatilidad del IPC (2000 - 2020)

Fuente: elaboración propia



Gráfica 10. Correlación Condicional Dinámica entre tipo de cambio MXN/USD y el IPC (2000 - 2020)

Fuente: elaboración propia

La correlación condicional dinámica entre la volatilidad del tipo de cambio MXN/USD y el IPC no tiene una evolución estable como la de Brasil, sino que presenta, aparentemente, cambios estructurales: de 2007 a 2012, en 2016 y en 2020, cuando se observa un incremento en la correlación negativa. Así, se puede confirmar que, durante tiempos de crisis (2007-2012, 2016-2017 y 2020), existe un fenómeno de contagio en la volatilidad entre el mercado cambiario y bursátil para la economía mexicana.

Una vez estimada la correlación dinámica, se aplica la prueba de quiebre estructural para analizar en qué momentos la dinámica entre la volatilidad del mercado de valores y cambiario se modificó.

Análisis de quiebre estructural una ruptura

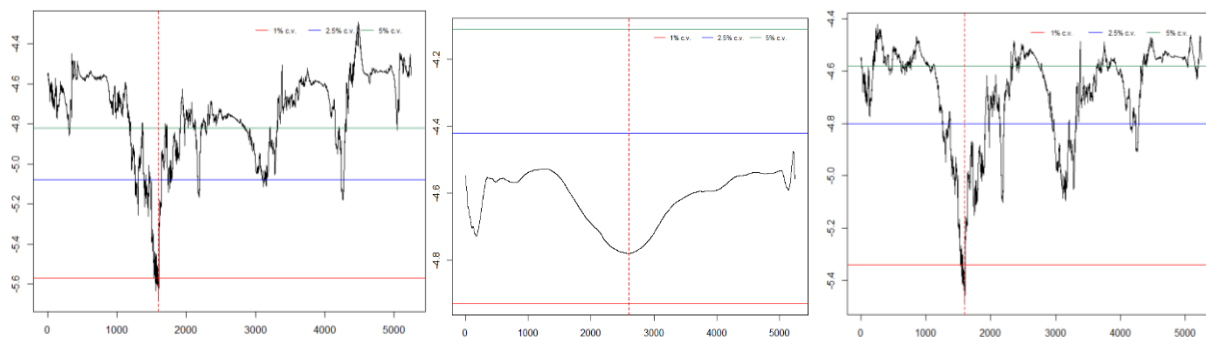
El Cuadro 9 muestra los resultados de la prueba de Zivot y Andrews, los cuales indican que la correlación condicional dinámica entre la volatilidad del tipo de cambio y del índice accionario de Brasil y México son estacionarias con un punto de quiebre en la media, tendencia y mixto. Los quiebres en las correlaciones coinciden en el 2010 y en los años de 2007 y 2006, momentos donde se ubican los periodos posteriores y previos a la crisis *subprime* y la Gran Recesión.

Cuadro 9. Prueba de Zivot – Andrews para las Correlaciones Condicionales Dinámicas entre el tipo de cambio y el índice accionario

País	Estadístico t	Año de quiebre
Quiebre en media		
Brasil	-9.3353***	2010
México	-5.488***	2006
Quiebre en tendencia		
Brasil	-8.7238***	2007
México	-4.7795***	2010
Quiebre en media y en tendencia		
Brasil	-9.3921***	2010
México	-5.6814***	2010

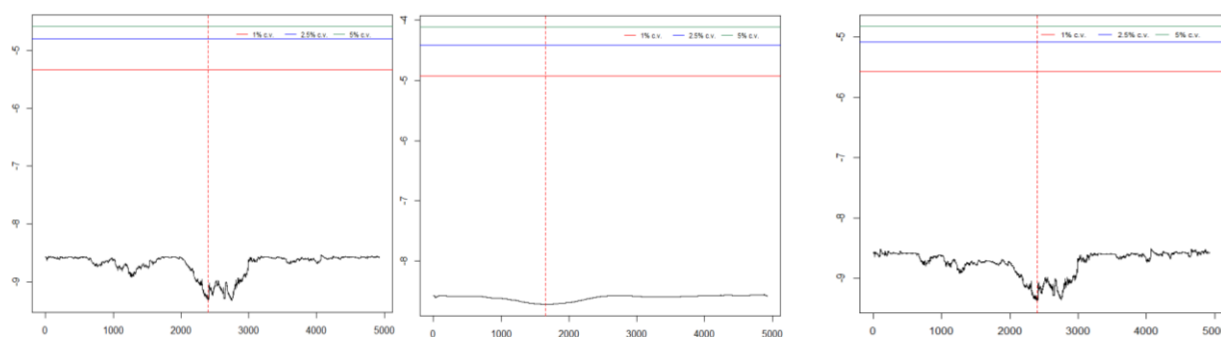
Fuente: elaboración propia
 ***significativo al 5%

La grafica 11 y 12 expone de manera ilustrativa los resultados de esta prueba y se identifica la presencia del quiebre en la media, la tendencia y mixto, respectivamente, sobre las correlaciones condicionales dinámicas estimadas, puesto que los valores se sitúan por debajo del valor crítico al 5% de nivel de significancia marcado en la línea verde.



Gráfica 11. Quiebre estructural en media, tendencia y ambas sobre las correlaciones condicionales dinámicas de México

Fuente: elaboración propia



Gráfica 12. Quiebre estructural en media, tendencia y ambas sobre las correlaciones condicionales dinámicas de Brasil

Fuente: elaboración propia

Los resultados del quiebre estructural en la media para el modelo empleado en México señalan que en el año 2006 ocurrió un cambio, el cual pudo deberse a la ya observada incertidumbre mundial por la desaceleración de la economía de Estados Unidos que tan solo creció 2.5% en el segundo trimestre del 2006, como resultado del enfriamiento del mercado inmobiliario (Centro de Estudios de las Finanzas Públicas (CEFP), 2006). Dicho escenario motivó a que hubiera modificaciones en las tasas de interés de referencia a nivel internacional, lo cual también contribuyó a las afectaciones en otras variables monetarias.

Para la tendencia y la media y tendencia, el quiebre se ubica en el año 2010, año posterior a la recuperación de la crisis *subprime* iniciada en septiembre 2008 en la que también se vio afectado Brasil. Lo anterior se podría explicar a partir de las decisiones de política monetaria. Contreras (2014) señala que, el Banco de México tuvo una posición pasiva, manteniendo tasas de interés bajas (4.5%) de enero de 2010 a marzo del 2013 con el propósito de promover la actividad económica en la fase de recuperación poscrisis. Sin embargo, aparentemente, esta decisión también afectó el flujo de inversión extranjera de cartera y la oferta de dólares, impactando ambos mercados.

Por su parte, a finales del año 2010 hubo elecciones generales en Brasil, resultando electa la presidenta Dilma Rousseff. Dicho acontecimiento generó incertidumbre en el mercado de divisas, por

lo cual, el Banco Central Brasileño intervino constantemente en los mercados cambiarios para comprar dólares con el objetivo de acumular reservas para moderar la volatilidad del tipo de cambio (BBVA Research, 2010). Una vez elegida la nueva presidenta, hubo cambios importantes de política monetaria (aumentos en la tasa básica del BCB del 10.75 al 12.5%, contracción del crédito, entre algunas otras medidas) que podrían explicar el cambio estructural observado (Barbosa-Filho, 2020).

El cuadro 10 muestra la correlación promedio calculada antes y después de los puntos de quiebre identificados. En primera instancia, confirmando lo previamente analizado, la correlación promedio entre el mercado cambiario y accionario de Brasil es superior al de México. Se observa que, para la economía brasileña, la correlación entre el mercado de capitales y el tipo de cambio disminuye después del quiebre en media y en media y tendencia, es decir, a partir de agosto del año 2010. En cuanto al quiebre detectado en tendencia, derivado del estallido de la crisis *subprime*, se observa que, a partir de dicho choque, se eleva la correlación entre ambos mercados.

Para el caso de la economía mexicana, la correlación promedio es igualmente negativa. Se muestra que después de los quiebres detectados, se intensifica la correlación entre ambas variables.

Cuadro 10. Prueba de Zivot – Andrews sobre las correlaciones condicionales dinámicas

Variable	Fecha de quiebre estructural					
	En media		En tendencia		En media y tendencia	
DCC-TARCH Brasil	31-08-2010		14-08-2007		31-08-2010	
	Correlación promedio					
	Antes del quiebre	Después del quiebre	Antes del quiebre	Después del quiebre	Antes del quiebre	Después del quiebre
	-0.52062	-0.47126	-0.49402	-0.49593	-0.52062	-0.47126
	Fecha de quiebre estructural					
DCC-TARCH México	26-04-2006		05-05-2010		05-05-2010	
	Correlación promedio					
	Antes del quiebre	Después del quiebre	Antes del quiebre	Después del quiebre	Antes del quiebre	Después del quiebre
	-0.21169	-0.35865	-0.21169	-0.35598	-0.21169	-0.35598

Fuente: elaboración propia

5. Conclusiones

El objetivo de la presente investigación es analizar el contagio en volatilidad que existe entre los mercados cambiarios y de valores en las dos bolsas más grandes de América Latina: BOVESPA y BMV, durante un periodo de casi dos décadas: enero/2000 a noviembre/2020. Para lograr dicho objetivo se emplean modelos GARCH univariados: GARCH, APARCH, EGARCH y TARCH para el análisis de la volatilidad condicional de las series por separado y modelos multivariados GARCH: DCC y ADCC, para medir los co-movimientos de la volatilidad condicional del mercado de capitales y cambiario. Una vez que se estima la correlación condicional dinámica, se analiza el quiebre estructural, para examinar los cambios en el comportamiento de la relación a través del tiempo.

Los resultados revelan que el mejor modelo para describir los co-movimientos en la volatilidad de las series es el modelo DCC-TARCH, al ser dicha estimación aquella que cumple con los menores valores en los criterios de decisión y en la que los parámetros son estadísticamente significativos, positivos y cumplen con las condiciones. Los resultados del modelo univariado TARCH apuntan a que existe persistencia en la volatilidad y que dicha volatilidad responde a un proceso estacionario, es decir, que la varianza no crece de manera indefinida. Igualmente, se confirma asimetría en la volatilidad, es decir que los choques negativos tienen mayor impacto en la volatilidad que los choques positivos.

Los resultados del modelo de correlación condicional dinámica asientan a que la relación entre la volatilidad cambiaria y bursátil es negativa, de acuerdo a lo esperado por la teoría y en línea con la evidencia presentada en otras investigaciones. Los resultados para Brasil muestran una relación más estable entre ambas volatilidades, en promedio de un nivel de 0.5, lo cual indica que hay un fenómeno de interdependencia en las series, casi para todo el periodo y un episodio de contagio en el año 2017. En cuanto a la evidencia para México, la evidencia señala que hay tres periodos de contagio entre las volatilidades asociados a los períodos de crisis, es decir, que se incrementa la correlación entre las volatilidades de manera abrupta y, una vez pasado el choque, disminuye dicha correlación.

Los resultados expuestos en este estudio otorgan información sustancial a los inversionistas, por un lado, en el sentido de la administración del riesgo en vista de que la volatilidad del tipo de cambio y del índice accionario en Brasil y México están negativamente correlacionados. Esta particularidad también es de especial interés para los gestores de cartera, particularmente, por el objetivo de realizar operaciones que cubran los cambios inesperados en las variables.

Por otro lado, la presente investigación proporciona información significativa a las autoridades monetarias de los países en cuestión con el fin de diseñar políticas orientadas a disminuir los efectos de los choques externos, considerando que, dentro del periodo analizado las variables bajo estudio cambiaron el grado de dependencia luego de estos eventos. Igualmente, contribuye en la toma de decisiones de las autoridades reguladoras al mostrar la dinámica y estructura entre estos dos mercados.

Como líneas futuras de investigación se podrían investigar los efectos de la volatilidad cambiaria en otros mercados, incluyendo criptomonedas, derivados, productos estructurados, por mencionar a algunos de ellos. Igualmente, se podría comparar el contagio en la volatilidad entre bolsa y mercado de divisas para países desarrollados y en desarrollo. En términos empíricos se podrían incluir otras metodologías como los modelos BEKK o la teoría de valores extremos por medio de cópula.

Referencias

- [1] Achouak B., Ousama B. S. y Mourad Z. (2018). Exchange Rate Volatility and Economic Growth, *Journal of Economic Integration*, 33 (2), pp. 1302 – 1336. <https://www.jstor.org/stable/26431809>
- [2] Adu-Gyamfi, M. (2016). The bankruptcy of lehman brothers: causes, effects and lessons learnt. *Journal of insurance and financial Management*, 1(4). <https://journal-of-insurance-and-financial-management.com/index.php/JIFM/article/view/36/pdf>
- [3] Aggarwal, R. (1981). International differences in capital structure norms: An empirical study of large European companies. *Management International Review*, 75-88. <https://www.jstor.org/stable/40227578>
- [4] Alarco, G. (2017). Tratados de libre comercio, crecimiento y producto potencial en Chile, México y Perú. *Economía UNAM*, 14 (42), pp. 24 – 46. <http://revistas.unam.mx/index.php/ecu/article/view/61736/54361>
- [5] BBVA Research. (2014). Situación EAGLEs. Retrieved 2018 from Situación EAGLEs: https://www.bbvaresearch.com/wpcontent/uploads/2014/06/1403_Situacion_EAGLES_Anual.pdf
- [6] Bekaert, G., y Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *The review of financial studies*, 13(1), 1-42. <https://doi.org/10.1093/rfs/13.1.1>
- [7] Bermudez, N., Bermudez, E. y Saucedo, E. (2018). The relationship between oil prices, the stock market and the exchange rate: evidence from Mexico. *The North American Journal of Economics and Finance*, 45, pp. 266-275. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.03.006>
- [8] Bernanke, B. S. (2018). The real effects of disrupted credit: Evidence from the Global Financial Crisis. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2018(2), 251-342. <https://doi.org/10.1353/eca.2018.0012>
- [9] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31 (3), pp. 307 – 327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- [10] Bostan, I., Toderascu, C. y Firtescu, B. N. (2018). Exchange rate effects on international commercial trade competitiveness. *Journal of Risk and Financial Management*, 11 (2), pp. 1 – 11. <https://doi.org/10.3390/jrfm11020019>
- [11] Cappiello, L., Engle, R. y Sheppard, K. (2003). *Asymmetry dynamics in the correlations of global equity and bond returns*, European Central Bank (Working paper No. 204). <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbl005>
- [12] Centro de Estudios de las Finanzas Públicas (2006). Comentarios al Informe sobre la Política Monetaria del Banco de México, al primer semestre de 2006. CEFP/048/2006. *Cámara de Diputados LX Legislatura*. Disponible en: <https://www.cefp.gob.mx/intr/edocumentos/pdf/cefp/cefp0482006.pdf>
- [13] Contreras, S. H. (2014). México 2010-2014: mala política monetaria en la post-crisis. *Economía Informa*, 389, 77-84. <http://www.economia.unam.mx/assets/pdfs/econinfo/389/06pesquisacontreras.pdf>
- [14] De Mendonça, H. y Tiberto, B. (2017). Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries. *International Review of Economics & Finance*, 50, pp. 196 – 244. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.03.027>
- [15] Delbianco, F. (2014). *Aplicaciones empíricas de quiebres estructurales* (Tesis doctoral). Universidad Nacional del Sur, Argentina. <http://repositoriodigital.uns.edu.ar/handle/123456789/518>
- [16] Ding, D. (2011). *Modeling of market volatility with APARCH model* (Tesis de pregrado). Uppsala University, Suecia, <https://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:417608/FULLTEXT01.pdf>
- [17] Ding, Z., Granger, C. W., y Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance*, 1(1), 83-106. [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(93\)90006-D](https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-D)

-
- [18] Ehigiamusoe, K. y Lean, H. (2019). Influence of real exchange rate on the finance-growth nexus in the West African Region. *Economies*, 7 (1), pp. 1 - 21. <https://doi.org/10.3390/economies7010023>
- [19] Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation – a simple class of multivariate GARCH models. *Forthcoming Journal of Business and Economic Statistics*, pp. 1 - 34. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>
- [20] Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- [21] Fenghua W., Jihong X., Chuangxia, H. y Xiaohua X. (2018) Interaction between oil and US dollar exchange rate: nonlinear causality, time-varying influence and structural breaks in volatility, *Applied Economics*, 50 (3), pp. 319 – 334. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1321838>
- [22] Forbes, K., y Rigobon, R. (2001). Measuring contagion: conceptual and empirical issues. In *International financial contagion* (pp. 43-66). Springer, Boston, MA.
- [23] Francq, C., y Zakoian, J. M. (2010). Inconsistency of the MLE and inference based on weighted LS for LARCH models. *Journal of Econometrics*, 159(1), 151-165. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.05.003>
- [24] Francq, C. y Zakoian, JM (2010). *GARCH models: structure, statistical inference and financial applications*. Reino Unido: John Wiley & Sons.
- [25] https://books.google.com.mx/books?id=FW6MDwAAQBAJ&printsec=frontcover&hl=es&source=gbs_ge_summary_r&cad=0
- [26] 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), 1779-1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- [27] Hajilee, M., y Al Nasser, O. (2014). Exchange rate volatility and stock market development in emerging economies. *Journal of Post Keynesian Economics*, 37 (1), pp. 163-180. <https://doi.org/10.2753/PKE0160-3477370110>
- [28] Hemche, O., Jawadi, F., Maliki, S. B., y Cheffou, A. I. (2016). On the study of contagion in the context of the subprime crisis: A dynamic conditional correlation-multivariate GARCH approach. *Economic Modelling*, 52, 292-299. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.09.004>
- [29] Ho, L. C., y Huang, C. H. (2015). The nonlinear relationships between stock indexes and exchange rates. *Japan and the World Economy*, 33, pp. 20 - 27. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2015.02.002>
- [30] Ki-ho, K. (2003), Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model, *Review of Financial Economics* Vol. 12, pp. 301– 313. [https://doi.org/10.1016/S1058-3300\(03\)00026-0](https://doi.org/10.1016/S1058-3300(03)00026-0)
- [31] Kumar, M. (2013). Returns and volatility spillover between stock prices and exchange rates: empirical evidence from IBSA countries. *International Journal of Emerging Markets*, 8 (2), pp. 108 – 128. <https://doi.org/10.1108/17468801311306984>
- [32] Maya, J. C. G., & Vega, J. L. L. (2015). La relación política y económica Brasil-México: encuentros, desencuentros y el nuevo papel de China en la región. *Miríada: Investigación en Ciencias Sociales*, 7(11), 65-90. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/5365947.pdf>
- [33] Mbulawa, S. (2015). Stock market performance, interest rate and exchange rate interactions in zimbabwe: A cointegration approach. *International Journal of Economics, Finance and Management*. https://www.ejournalofbusiness.org/archive/vol4no2/vol4no2_5.pdf
- [34] Mikhaylov, A. (2018). Volatility spillover effect between stock and exchange rate in oil exporting countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8 (3), pp. 321 – 326. <http://www.zbw.eu/econis-archiv/bitstream/11159/2130/1/1028136102.pdf>

- [35] Morán, D. (2014). Determinantes de la inflación en Ecuador Un análisis econométrico utilizando modelos VAR. *Economía y sociedad*, 18(31), pp. 53-70. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/5371175.pdf>
- [36] Mroua, M., y Trabelsi, L. (2020). Causality and dynamic relationships between exchange rate and stock market indices in BRICS countries. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 25 (50), pp. 395 – 412. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-04-2019-0054>
- [37] Muhammad, S., Bhatti, G. A., y Raheman, A. (2020) Modelling Stock Prices and Exchange Rates during Turbulent Periods: New Insights from Multivariate GARCH Parameterizations. *NUML International Journal of Business & Management* ISSN 2410-5392 (Print), ISSN 2521-473X (Online) Vol. 15, No: 2. Dec 2020. https://www.researchgate.net/profile/Sagheer-Muhammad/publication/348266689_Modelling_Stock_Prices_and_Exchange_Rates_during_Turbulent_Periods_New_Insights_from_Multivariate_GARCH_Parameterizations/links/5ff5a03245851553a022bae7/Modelling-Stock-Prices-and-Exchange-Rates-during-Turbulent-Periods-New-Insights-from-Multivariate-GARCH-Parameterizations.pdf
- [38] Nagahisarchoghaei, M., Nagahi, M., y Soleimani, N. (2018). Impact of exchange rate movements on Indian firm performance. *International Journal of Finance and Accounting*, 7(4), pp.108 – 121. https://d1wqtxts1xzle7.cloudfront.net/57179954/Impact_of_Exchange_Rate_Movements_on_Ind-with-cover-page-v2.pdf
- [39] Ndako, U. B. (2013). Dynamics of stock prices and exchange rates relationship: evidence from five sub-Saharan African financial markets. *Journal of African Business*, 14(1), 47-57. <https://doi.org/10.1080/15228916.2013.765322>
- [40] Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370. <https://doi.org/10.2307/2938260>
- [41] Nudelsman, S. (2016). ¿Es posible mejorar la reestructuración de las deudas soberanas?. *Problemas del desarrollo*, 47(184), 163-185. <https://doi.org/10.1016/j.rpd.2016.01.008>
- [42] Nugroho, D. B., Kurniawati, D., Panjaitan, L. P., Kholil, Z., Susanto, B., & Sasongko, L. R. (2019). Empirical performance of GARCH, GARCH-M, GJR-GARCH and log-GARCH models for returns volatility. *In Journal of Physics: Conference Series* (Vol. 1307, No. 1, p. 012003). IOP Publishing. doi:10.1088/1742-6596/1307/1/012003
- [43] Ocampo, J. A., y CEPAL, N. (2002). Globalización y desarrollo. <http://hdl.handle.net/11362/2724>
- [44] Piero, A. (2013). Dynamic Conditional Correlation: On Properties and Estimation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31 (3), pp. 282-299. <https://doi.org/10.1080/07350015.2013.771027>
- [45] Rabemananjara, R. y Zakoian, J. (1993). Threshold ARCH models and asymmetries in volatility, *Journal of applied econometrics*, 8, pp. 31 – 49. <https://doi.org/10.1002/jae.3950080104>
- [46] Sichoongwe, K. (2016). Effects of exchange rate volatility on the stock market: The Zambian experience. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(4), pp. 114 – 119. <https://core.ac.uk/download/pdf/234647415.pdf>
- [47] Sui, L., y Sun, L. (2016). Spillover effects between exchange rates and stock prices: Evidence from BRICS around the recent global financial crisis. *Research in International Business and Finance*, 36, pp. 459 – 471. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.10.011>
- [48] Tabak, B. (2006). The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: evidence for Brazil. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 9 (8), 1377-1396. <https://doi.org/10.1142/S0219024906003974>
- [49] Tsai, I. C. (2012). The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(3), 609-621. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2012.04.005>

-
- [50] Walid, C., Chaker, A., Masood, O., y Fry, J. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach. *Emerging Markets Review*, 12 (3), pp. 272-292. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2011.04.003>
- [51] Wang, Y. C., Huang, R., Nieh, C. C., Ou, H. K., y Chi, M. (2017, May). Integration between real estate market and stock market: Evidence from Taiwan. In *2017 International Conference on Applied System Innovation (ICASI)* (pp. 1611-1614). IEEE.
- [52] Withanage, Y. D., y Perera, H. A. P. K. (2020). Volatility transmission between stock returns and exchange rates: Evidence from a Frontier Market through a BEKK-GARCH Approach. *Indian Journal of Applied Business and Economic Research*, 1(1), 49-62. https://www.researchgate.net/profile/Yeshan-Withanage/publication/345670769_Volatility_Transmission_between_Stock_Returns_and_Exchange_Rates_Evidence_from_a_Frontier_Market_through_a_BEKK-GARCH_Approach/links/5faac609299bf18c5b634bc1/Volatility-Transmission-between-Stock-Returns-and-Exchange-Rates-Evidence-from-a-Frontier-Market-through-a-BEKK-GARCH-Approach.pdf
- [53] Yeap, X. W., Lean, H. H., Sampid, M. G., y Hasim, H. M. (2020). The dependence structure and portfolio risk of Malaysia's foreign exchange rates: the Bayesian GARCH-EVT-copula model. *International Journal of Emerging Markets*. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-02-2020-0169>
- [54] Zivot, E. y Andrews, D. (1992). Further evidence on the Great Crash, the Oil - Price Shock, and the Unit - Root Hypothesis. *Journal of Business y Economic Statistics*, 10 (3), pp. 251 - 270. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>
- [55] Zolfaghari, M., y Hoseinzade, S. (2020). Impact of exchange rate on uncertainty in stock market: Evidence from Markov regime-switching GARCH family models. *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1802806. <https://doi.org/10.1080/23322039.2020.1802806>
- [56] Zolfaghari, M., y Sahabi, B. (2017). Impact of foreign exchange rate on oil companies risk in stock market: A Markov-switching approach. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 317, 274-289. <https://doi.org/10.1016/j.cam.2016.10.012>