Revista de Análisis Económico, Vol. 39, Nº 2, pp. 3-33 (Octubre 2024)

LA INTEGRACION DE LOS MERCADOS BURSATILES DE AMERICA LATINA ANTES Y DURANTE LA PANDEMIA DE LA COVID-19

LATIN AMERICAN STOCK MARKET INTEGRATION BEFORE AND DURING THE COVID-19 PANDEMIC

JAVIER EMMANUEL ANGUIANO PITA*
CONAHCYT-Universidad de Guadalajara

Resumen

Este estudio analiza las dinámicas de los procesos de integración entre los mercados bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Para tal propósito, se emplea un modelo de vectores autorregresivos con parámetros que cambian en el tiempo (TVP-VAR) y se calculan índices asimétricos de conectividad entre mercados. El estudio usa series diarias de rendimientos bursátiles durante el período comprendido entre el 05/01/2017 al 28/02/2023. Los principales hallazgos muestran que: 1) los niveles de integración entre los mercados se incrementaron durante el primer año de la pandemia; 2) los mercados tienden a estar más integrados cuando experimentan pérdidas; 3) los mercados de Brasil y México tienen un papel predominante como transmisores de choques a los otros mercados; y, 4) la incertidumbre respecto de la evolución de la pandemia tuvo efectos diferenciados en los niveles de integración entre mercados. Los hallazgos pueden ser útiles para orientar las decisiones de financiamiento, inversión y regulación de los mercados bursátiles latinoamericanos.

Palabras clave: *Integración de mercados bursátiles, TVP-VAR, índices de conectividad asimétrica, COVID-19, América Latina.*

Clasificación JEL: *G01, G15, F15.*

* Investigador Postdoctoral en el Programa de Doctorado en Estudios Económicos (DEEC), Centro Universitario de Ciencias Económico-Administrativas, Universidad de Guadalajara, Zapopan, México. Tel. 3310096773, E-mail: je.ptt@hotmail.com. https://orcid.org/0000-0002-3902-534X.
Esta investigación fue elaborada como parte del proyecto de investigación postdoctoral (No. CVU 387353) financiado por el Consejo Nacional de Humanidades, Ciencias y Tecnologías (CONAHCYT).

Abstract

This study analyzes the dynamics of integration processes between the stock markets of Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico, and Peru. To this end, a time-varying parameter vector autoregressive (TVP-VAR) model is employed, and asymmetric connectivity indices between markets are calculated. The study uses daily stock return series for the period from January 5, 2017 to February 28, 2023. The main findings show that: 1) integration levels between markets increased during the first year of the pandemic; 2) markets tend to be more integrated when experiencing losses; 3) Brazilian and Mexican markets play a dominant role in transmitting shocks to other markets; and, 4) uncertainty regarding the evolution of the pandemic had differentiated effects on integration levels between markets. The findings may be useful in guiding financing, investment, and regulatory decisions in Latin American stock markets.

Keywords: *Stock market integration, TVP-VAR, asymmetric connectedness, COVID-19, Latin America.*

JEL Classification: *G01, G15, F15.*

1. INTRODUCCION

En las últimas dos décadas el mundo ha experimentado la aparición de diversas epidemias tales como el SARS-COV en 2002, MERS-COV en 2012 y el Ébola en 2014. Sin embargo, ninguna de estas epidemias ha tenido efectos socioeconómicos de una magnitud similar a los ocasionados por la COVID-19 (Altig *et al.*, 2020). La Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró a la COVID-19 como una pandemia el 11 de marzo de 2020. La emergencia sanitaria hizo que muchos gobiernos adoptaran inmediatamente medidas restrictivas para mitigar la propagación del virus y reducir las muertes. Los confinamientos y el cierre de fronteras indujeron una de las mayores crisis económicas de la historia reciente.

La incertidumbre acerca de la severidad de la crisis sanitaria y económica debido a la pandemia ocasionó diversos eventos de contagio e inestabilidad en los mercados financieros. Particularmente, la velocidad del incremento del número de contagios y muertes elevó la aversión al riesgo a niveles sin precedentes, ocasionando grandes pérdidas a los inversionistas en muy poco tiempo (Zhang, Hu y Ji, 2020). Durante marzo de 2020, los interruptores de circuito forzaron cuatro veces la suspensión de la cotización del mercado bursátil de Estados Unidos, dos veces la de Corea del Sur y seis veces la de los mercados de Brasil y Egipto (Lin, Gurrola-Pérez y Speth, 2022). Históricamente, el colapso de los mercados durante el inicio de la pandemia sobrepasó el impacto negativo de la última Crisis Financiera Mundial de 2008-2009.

Los mercados bursátiles de América Latina, al igual que otros mercados emergentes, resultaron severamente afectados durante la primera oleada de contagios de la COVID-19. En especial, los mercados bursátiles latinoamericanos eliminaron todas las ganancias de 2019 durante el primer trimestre de 2020. De manera concreta, el índice S&P Latin America 40 registró un retroceso de -46%, mientras que el S&P 500 de Estados Unidos únicamente retrocedió -20%. En términos individuales, el índice Merval de Argentina retrocedió -41,5%, el BMI de Brasil -36%, el IGPA de Chile -26%, el S&P de Colombia -32% y el IPC de México -39%. Hacia finales de 2020, los mercados financieros a nivel mundial registraron una rápida recuperación. Sin embargo, la aversión al riesgo mundial persistió debido a las distintas oleadas de contagios durante el 2021 y 2022 (Kitchener, 2020).

El objetivo de este artículo es analizar las dinámicas de largo plazo de los niveles de integración entre los mercados bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú antes y durante la pandemia de la COVID-19. El estudio usa series de tiempo diarias para el período comprendido entre el 5 de enero de 2015 al 28 de febrero de 2023. Esta investigación busca contribuir a la literatura empírica en tres aspectos relevantes: 1) se estudian las fluctuaciones de los niveles de integración entre los mercados bursátiles de América Latina; 2) se analiza el comportamiento asimétrico de los niveles de integración según los mercados experimenten pérdidas o ganancias; y, 3) se examinan los efectos de la incertidumbre en el desarrollo de la pandemia en los niveles de integración de los mercados.

La metodología del estudio se sustenta en el análisis descriptivo, la estimación econométrica de un modelo de vectores autorregresivos con parámetros que cambian en el tiempo (TVP-VAR) y el cálculo de índices asimétricos de conectividad. El análisis estadístico permite caracterizar las dinámicas y persistencia de las variables, determinar su orden de integración y calcular sus correlaciones. Particularmente, el enfoque de modelación TVP-VAR propuesto por Antonakakis, Chatziantoniou y Gabauer (2020) se usa aquí para modelar las interdependencias entre los mercados considerando la existencia potencial de cambios estructurales en la media y la varianza de las series. Finalmente, los índices asimétricos de conectividad se usan como variables *proxy* del nivel de integración entre mercados. Los índices en cuestión se calculan siguiendo el enfoque propuesto por Adekoya *et al.* (2022).

Este estudio hace contribuciones a la literatura que estudia los niveles de integración entre los mercados bursátiles de América Latina. Las contribuciones econométricas consisten en la estimación de modelos TVP-VAR y el cálculo de índices asimétricos de conectividad total y direccionales. Los modelos TVP-VAR permiten estimar las relaciones entre los mercados considerando implícitamente los cambios en la media y varianza de las series de tiempo. Esto resulta útil para incorporar en el análisis los posibles cambios estructurales debido a crisis económicas y financieras. Los índices asimétricos de conectividad total permiten hacer inferencias acerca del nivel de integración a nivel regional. Por su parte, los índices de conectividad direccionales permiten inferir el nivel de integración entre pares de mercados. Es oportuno destacar

que los valores de los índices asimétricos de conectividad se utilizan aquí como una medida para aproximar el nivel de integración entre los mercados bursátiles.

La principal contribución analítica consiste en extender la investigación de los efectos de la pandemia de la COVID-19 en la integración de los mercados bursátiles. Los estudios que analizan dichos efectos para los países de América Latina son relativamente escasos y suelen enfocarse en los primeros meses de la pandemia. Entre estos estudios destacan aquellos de Gurrola Ríos, Rodríguez Benavides y López Herrera (2021), Muñoz Henríquez y Gálvez Gamboa (2021), Rodríguez Benavides, Gurrola Ríos y López Herrera (2021) y Marschner, Rabelo Dutra y Ceretta (2022). Este estudio se diferencia de investigaciones previas al emplear una perspectiva de largo plazo para analizar las fluctuaciones en los niveles de integración entre mercados, abarcando los dos primeros años del desarrollo de la pandemia de COVID-19. Los principales hallazgos sugieren que los niveles de integración se incrementaron durante el primer año de la pandemia, y que los mercados han experimentado mayores niveles de integración cuando experimentan pérdidas en comparación a cuando registran ganancias.

Este artículo se organiza en seis secciones incluyendo la presente introducción. La segunda sección presenta la revisión de la literatura respecto del impacto de la pandemia en la integración internacional de los mercados bursátiles. La tercera sección describe la metodología empleada en el análisis empírico enfatizando los métodos de cálculo de los índices asimétricos de conectividad total y direccionales. La cuarta sección describe la base de datos e incluye el análisis de estadística descriptiva de las series estudiadas. La quinta sección presenta los resultados de los cálculos de los índices asimétricos de conectividad. Finalmente, la sexta sección sintetiza los principales hallazgos y discute las conclusiones del estudio.

2. REVISION DE LA LITERATURA

La naturaleza y los efectos de la integración financiera ha sido un tema ampliamente estudiado por los economistas y los gobiernos. Sin embargo, no existe ningún consenso acerca de la definición de la noción de integración financiera ni tampoco de la técnica más adecuada para medir sus avances. En este estudio suponemos que la integración financiera es el proceso donde se genera una mayor vinculación entre mercados, debido a la eliminación de las barreras que limitan o restringen la libertad de los agentes económicos para realizar transacciones financieras internacionales. El proceso de integración permite, a su vez, que las tareas de recopilación y transmisión de la información entre mercados se vuelvan más eficientes (Baele *et al.*, 2004; Eyraud, Singh y Sutton, 2017; Mishra y Mishra, 2020).

En la literatura especializada se ha propuesto que la integración financiera puede tener diversos beneficios y costos para los inversionistas y los países. Entre los principales beneficios destacan: 1) el incremento de las opciones de inversión y

financiamiento; 2) la diversificación internacional del riesgo y el suavizamiento del consumo; 3) la reducción de los costos del capital; y, 4) el fortalecimiento de las políticas macroprudenciales. Por el contrario, entre los efectos no deseados de la integración destacan: 1) la concentración de los flujos de capital; 2) el comportamiento procíclico de los flujos de capitales; 3) la pérdida de estabilidad macroeconómica; y, 4) efectos de contagio de crisis y volatilidad de los flujos de capitales (Agénor, 2003; Baele *et al.*, 2004; Devereux y Yu, 2020).

La literatura que estudia la integración de los mercados financieros a partir de la propagación internacional de crisis es relativamente extensa. Los estudios existentes se pueden clasificar entre aquellos que analizan los canales en los que se transmiten los eventos de crisis internacionales (i.e. Collins y Gavron, 2004; Rigobon, 2002; Trevino, 2020, entre otros), y aquellos que se interesan en medir la intensidad y las dinámicas de la transmisión de eventos entre distintas clases de activos y ubicaciones geográficas (Adekoya *et al.*, 2022; Antonakakis *et al.*, 2020;Bekaert, Harvey y Ng, 2005; Diebold y Yilmaz, 2009; Diebold y Yilmaz, 2012; Forbes y Rigobon, 2002). En general, la literatura empírica no logra establecer ningún consenso acerca de la técnica econométrica más adecuada para estudiar la propagación de crisis financieras. Sin embargo, los hallazgos de dicha literatura coinciden en que la integración de los mercados bursátiles facilita la transmisión internacional de eventos de crisis y el contagio hacia otros tipos de mercados financieros (Seth y Panda, 2018)[1].

El estudio de la transmisión de crisis entre los mercados bursátiles ha cobrado relevancia recientemente debido a los efectos de la Crisis Financiera Mundial de 2008-2009. El estudio de Aloui, Aïsa y Nguyen (2011) estima diversas funciones de cópula y muestran que el nivel de dependencia entre los mercados de los BRIC (Brasil, Rusia, India y China) y de Estados Unidos fue inestable durante la crisis *subprime*. De forma similar, el estudio de Kao *et al.* (2019) utiliza diversas técnicas de cointegración y muestra que el nivel de integración internacional entre los mercados bursátiles se incrementó después del colapso de Lehman Brothers. Además, el mismo estudio muestra que, a diferencia de crisis anteriores, la desregulación de los mercados de economías desarrolladas ocasionó que dichos mercados fueran más afectados por la crisis, en comparación con los de las economías emergentes.

Los estudios que analizan los efectos de la integración entre los mercados bursátiles latinoamericanos y la transmisión de crisis internacionales presentan resultados mixtos. El estudio de Dias, Da Silva y Dionísio (2019) utiliza técnicas de análisis espectral y muestra que los mercados latinoamericanos no exhiben comportamientos de memoria larga. Además, el mismo estudio presenta evidencia de que los mercados no incrementaron sus niveles de integración durante el estadillo de la burbuja de las empresas tecnológicas de Estados Unidos y la crisis *subprime*. Por el contrario,

[1] Para una revisión sistemática respecto de la literatura empírica que estudia el contagio de eventos de crisis entre mercados financieros durante el período 1990-2015 véase el estudio de Seth y Panda (2018).

los estudios de Coronado *et al.* (2016) y Romero-Meza *et al.* (2015) usan técnicas de correlación no lineales y muestran evidencia de incrementos en los niveles de dependencia entre los mercados de Estados Unidos, Brasil, México y Argentina, aunque estos difieren en intensidad y duración.

La literatura económica y financiera que analiza los impactos económicos de las epidemias en la integración de los mercados financieros es menos extensa. Los argumentos teóricos de los estudios existentes suponen que, como en los casos de otras crisis financieras, durante las epidemias los mercados experimentan niveles inusualmente altos de incertidumbre y aversión al riesgo. La incertidumbre, a su vez, define las decisiones de diversificación del riesgo e incrementa temporalmente los niveles de integración entre mercados. Sin embargo, en la medida en que la incertidumbre disminuye los niveles de integración vuelven a sus niveles previos al inicio de las crisis (Ali, Alam y Rizvi, 2020; Bekiros, 2014; Chen *et al.*, 2018; Haroon y Rizvi, 2020; Rughoo y You, 2015; Umar *et al.* 2021; Yarovaya, Matkovsky y Jalan, 2022).

La mayoría de los estudios econométricos muestran que los niveles de conectividad entre los mercados bursátiles se incrementaron durante la pandemia de la COVID-19 (i.e. Adekoya y Oliyide, 2021; Adekoya *et al.*, 2022; Ben Amar *et al.*, 2021; Guo, Li y Li, 2021; Lan *et al.* 2023; Shaik, Varghese y Madhavan, 2023; Youssef, Mokni y Ajmi, 2021). El estudio de Adekoya y Oliyide (2021) usa regresiones por cuantiles y muestra que los incrementos en la conectividad de los mercados se explican debido a la transmisión de riesgos entre diferentes activos y mercados financieros. Los mismos autores plantean que la incertidumbre concerniente a la severidad de la pandemia alteró el ciclo financiero mundial debido al incremento de los flujos de capitales y los movimientos en los precios de los activos.

El estudio de Guo, Li y Li (2021) usa un modelo dinámico de redes para analizar el riesgo de colas y estudiar la dependencia entre los mercados financieros durante la pandemia. Las evidencias de dicho estudio muestran que durante la pandemia se incrementó el número de canales de contagio en el sistema financiero internacional. Además, usando gráficas de redes los autores muestran que el riesgo de contagio se relaciona, principalmente, al desarrollo local de la pandemia. En un contexto similar, el estudio de Ben Amar *et al.*, (2021) utiliza un modelo VAR para calcular índices de conectividad y muestra que, durante la pandemia, el nivel de integración de los mercados bursátiles con los mercados financieros globales disminuyó sustancialmente.

Existen otros estudios que sugieren que los niveles de integración de los mercados financieros difieren según estos experimenten pérdidas o ganancias. El estudio de Youssef, Mokni y Ajmi (2021) utiliza un modelo TVP-VAR para calcular índices de conectividad entre los mercados bursátiles de los países del G-7. Los hallazgos del estudio en cuestión muestran que los mercados experimentaron incrementos de conectividad durante el primer trimestre de 2020 y que dicha conectividad fue mayor cuando los mercados experimentaron rendimientos negativos (i.e. pérdidas). De forma similar, el estudio de Adekoya *et al.* (2022) muestra que los mercados financieros

islámicos han experimentado mayores niveles de conectividad cuando registran pérdidas, excepto durante los primeros meses de la pandemia[2].

El estudio de Shaik, Varghese y Madhvan (2023) analiza la conectividad entre varios mercados bursátiles de diferentes regiones del mundo y los precios de diversos activos financieros durante las fases de propagación del virus del Ébola, MERS y la COVID-19. Los autores estiman un modelo TVP-VAR y presentan evidencia de que los niveles de conectividad entre los mercados financieros durante la pandemia de la COVID-19 fue más alta, en comparación con los niveles observados durante otras epidemias. De forma similar, el estudio de Lean *et al.* (2024) usa técnicas de redes dinámicas y muestra que, durante la pandemia de la COVID-19, los mercados desarrollados han tomado una posición dominante como transmisores de riesgo, mientras que los mercados emergentes han sido receptores de dicho riesgo. Sin embargo, el mismo estudio plantea que los mercados emergentes han cobrado relevancia en la transmisión del riesgo hacia los mercados internacionales en la última década.

La literatura que ha investigado detalladamente los procesos de integración de los mercados bursátiles latinoamericanos es relativamente escasa y presenta resultados mixtos. El estudio de Lucey y Zhang (2007) emplea un modelo DCC-GARCH y concluye que los mercados bursátiles no están integrados a nivel regional ni con el mercado de Estados Unidos. De manera similar, la investigación de Güloğlu, Kaya y Aldemir (2016) sugiere que, aunque los mercados latinoamericanos son interdependientes, no existe evidencia significativa de canales de contagio de eventos de crisis entre ellos. En contraste, el estudio de Cardona, Gutiérrez y Agudelo (2017), utilizando un modelo BEKK-GARCH, muestra que los mercados de Brasil y México han incrementado gradualmente sus niveles de integración con el mercado estadounidense. Esto es similar a lo descrito por Aloui (2011), quien plantea que la integración de los mercados bursátiles latinoamericanos ha sido inestable a lo largo del tiempo, aunque ha tendido a incrementarse desde la crisis *subprime*.

Los estudios que analizan el impacto de la pandemia en los niveles de integración entre los mercados bursátiles latinoamericanos también presentan resultados mixtos. Los estudios de Gurrola *et al.* (2021) y Marschner *et al.* (2022) utilizan índices de conectividad y presentan evidencia que sugiere que los niveles de integración entre los mercados de la región no se incrementaron durante el inicio de la pandemia. De forma similar, el estudio de Muñoz Henríquez y Gálvez Gamboa (2021) usa un modelo DCC-GARCH y muestra la existencia de un efecto de contagio de la crisis entre el mercado de Estados Unidos y los mercados latinoamericanos. Además, el mismo estudio muestra que los mercados de Brasil y México presentan mayores niveles de

[2] La explicación de los autores sugiere que, durante los primeros meses de la pandemia, los mercados financieros islámicos fueron considerados como activos de refugio de otros mercados convencionales. Además, los autores sugieren que los mecanismos de regulación y supervisión basados en los principios de la ley islámica ha ocasionado que los mercados financieros sean más resilientes (Adekoya *et al.* 2022).

integración en comparación con los otros mercados de la región. Estos hallazgos son similares a los reportados por Rodríguez Benavides, Gurrola Ríos y López Herrera (2021) quienes usan un modelo de cópulas bivariadas de Clayton y muestran que los mercados de Brasil y México son altamente dependientes entre sí y con el mercado de Estados Unidos.

Existen otros trabajos que han estudiado el papel de la incertidumbre respecto de la política económica en la integración entre los mercados bursátiles. Ma, Wang y He (2022) estudian la relación entre la incertidumbre y la volatilidad de los rendimientos de los mercados de los países del G-7. Los hallazgos del estudio muestran que los efectos de la incertidumbre son heterogéneos entre los mercados en términos de su magnitud y persistencia. De forma similar, el estudio de Lean *et al.* (2024) muestra que la incertidumbre originada en Estados Unidos tiene una mayor influencia en comparación con la de China en las dinámicas y los niveles de conectividad entre los mercados de los países del ASEAN. Asimismo, el estudio de Hasan *et al.* (2020) evalúa el papel de la incertidumbre en los niveles de conectividad de las volatilidades de trece mercados bursátiles. Los hallazgos de este estudio muestran que la incertidumbre tiene un papel importante en la transmisión de volatilidad entre los mercados en el corto y largo plazo.

La principal limitación de los estudios empíricos estriba en la falta de consenso en los impactos de largo plazo de la pandemia en la integración de los mercados bursátiles latinoamericanos. En este contexto, el estudio que se presenta aquí complementa a la literatura porque contempla una visión de largo plazo de las fluctuaciones en los niveles de integración entre los mercados bursátiles latinoamericanos. En particular, el estudio que se presenta aquí contempla el inicio de la pandemia y las diversas oleadas de contagios subsecuentes. Además, se analiza de manera explícita la relación entre la volatilidad en los mercados bursátiles debido a la aparición de enfermedades infecciosas y los niveles de integración entre mercados.

La pertinencia de usar índices de conectividad para medir la integración se justifica porque permiten estudiar las fluctuaciones en la intensidad de la transmisión de información entre mercados (véase Diebold y Yilmaz, 2014). En este estudio se emplea el enfoque de estimación de índices asimétricos de conectividad de Antonakakis *et al.*, (2020). Este enfoque permite capturar cambios en la estructura subyacente de los datos de una manera más flexible y robusta. En particular, el enfoque en cuestión no usa análisis de ventanas móviles, lo que implica que no es necesario fijar de forma arbitraria el tamaño de las ventanas, ni tampoco se pierden observaciones al calcular índices dinámicos. Además, el enfoque en cuestión se basa en filtros de Kalman multivariados, lo que hace que las estimaciones sean menos sensibles a valores atípicos. Se enfatiza esta última característica porque resulta importante si se considera la complejidad del impacto de la pandemia de la COVID-19 en los procesos de integración económica y financiera.

Finalmente, es importante señalar que la revisión de la literatura evidencia la relevancia de estudiar la integración de los mercados bursátiles de América Latina.

En primer lugar, esta investigación es importante por la falta de estudios referentes al impacto de largo plazo de la pandemia en la integración de los mercados financieros de la región; asimismo, por la falta de consenso acerca de la forma más adecuada para medir los avances de los procesos de integración financiera. Esta investigación también se relaciona con la complejidad de estudiar los procesos de integración financiera entre países emergentes que, por lo general, tienen mercados financieros poco desarrollados e inestables. Estas consideraciones constituyen en sí mismas la motivación y justifican el enfoque metodológico empleado en el análisis empírico.

3. METODOLOGIA DE ANALISIS

En esta investigación se emplea un enfoque de series de tiempo para estudiar las dinámicas de los niveles de integración entre los mercados bursátiles de América Latina. La metodología se sustenta en el análisis descriptivo, la estimación econométrica de modelos TVP-VAR y el cálculo de índices dinámicos de conectividad entre mercados. El análisis descriptivo se usa para definir las propiedades estadísticas de las variables y determinar la existencia de correlaciones. La estimación de los modelos TVP-VAR se emplea para analizar las interdependencias entre las variables considerando un sistema de ecuaciones simultáneas. Finalmente, los índices de conectividad se emplean para estudiar el nivel de integración entre mercados a partir del cálculo de la transmisión de información entre estos.

El análisis descriptivo se usa para estudiar las propiedades estadísticas de las series de rendimientos diarios de los mercados bursátiles. El mismo se sustenta en estimaciones de estadística descriptiva y el cálculo de correlaciones no condicionales. Las estadísticas descriptivas se usan para analizar las dinámicas de las series durante el período estudiado y definir su orden de integración. Las correlaciones no condicionales consideran el cálculo de coeficientes de correlación τ de Kendall y se usan para medir el grado de asociación lineal entre variables[3]. Los valores de las series de rendimientos bursátiles usadas en este estudio se calculan empleando tasas de crecimiento simples.

El análisis econométrico se utiliza para estudiar las dinámicas de los niveles de integración entre los mercados bursátiles de América Latina. El análisis en cuestión se conforma por dos etapas que son complementarias entre sí. En la primera etapa, se estiman tres modelos TVP-VAR siguiendo el enfoque propuesto por Antonakakis *et al.* (2020) que usa como insumo tres tipos de series de rendimientos: 1) series observadas; 2) series de rendimientos positivos; y, 3) series de rendimientos negativos.

---

[3] Se usan los coeficientes de correlación τ de Kendall, ya que al ser un método no paramétrico permite medir la intensidad de las relaciones monotónicas (lineales y no lineales) entre variables que no necesariamente siguen una distribución de probabilidad normal (Bonett y Wright, 2000).

En la segunda etapa se utilizan los resultados de las estimaciones para calcular índices asimétricos de conectividad total y direccional siguiendo la propuesta de Adekoya *et al.* (2022). Los índices de conectividad permiten distinguir las dinámicas en los niveles de integración cuando los mercados experimentan ganancias (i.e., rendimientos positivos) y pérdidas (i.e., rendimientos negativos).

En este estudio se emplea un modelo TVP-VAR (1), cuyo orden de rezagos fue seleccionado usando el criterio de información bayesiano (BIC). El modelo en cuestión puede ser representado por el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{B}_t z_{t-1} + \boldsymbol{u}_t \qquad \boldsymbol{u}_t | \boldsymbol{\Omega}_{t-1} \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}_t) \tag{1}$$

$$vec(\boldsymbol{B}_t) = vec(\boldsymbol{B}_{t-1}) + \boldsymbol{v}_t \qquad \boldsymbol{v}_t | \boldsymbol{\Omega}_{t-1} \sim N(0, \boldsymbol{R}_t) \tag{2}$$

donde $\boldsymbol{\Omega}_{t-1}$ representa toda la información disponible antes del momento t–1. y_t y z_t–1 son vectores de dimensión (N×1) y (Np×1) que contienen N series de rendimientos bursátiles en los momentos t y t–1, respectivamente. B_t es una matriz de coeficientes de dimensión (N×Np) que se supone que cambian en el tiempo. $\boldsymbol{u}_t$ y v_t son dos vectores de términos de error de dimensión (N×1) y (N^2p×1). $\boldsymbol{\Sigma}_t$ y $\boldsymbol{R}_t$ son matrices de varianza-covarianza de dimensión (N×N) y (N^2p×N^2p) que cambian en el tiempo. Finalmente, $vec(\boldsymbol{B}_t)$ es la vectorización de $\boldsymbol{B}_t$ que representa un vector de dimensión (N^2p×1).

Las estimaciones de los parámetros y las varianzas obtenidas mediante el modelo TVP-VAR se usan como insumo para calcular índices asimétricos de conectividad total y direccional. El cálculo de los índices de conectividad se basa en el enfoque propuesto originalmente por Diebold y Yilmaz (2009, 2012, 2014) y adaptado posteriormente por Antonakakis *et al.* (2020) para el caso de índices asimétricos[4]. Los enfoques en cuestión se basan en el cálculo de funciones generalizadas de impulso respuesta (GIRF) y la descomposición de la varianza de los errores de pronóstico (FEVD) propuestos por Koop, Pesaran y Potter (1996) y Pesaran y Shin (1998). Para tal propósito el modelo TVP-VAR se transforma a su representación vectorial de medias móviles (VMA) usando la siguiente expresión:

$$\boldsymbol{y}_t = \sum_{i=1}^{P} \boldsymbol{B}_{i,t} z_{t-i} + \boldsymbol{u}_t = \sum_{j=0}^{\infty} \boldsymbol{B}_{j,t} \boldsymbol{u}_{t-j} \tag{3}$$

donde $\boldsymbol{B}_{i,t} = (\boldsymbol{B}_{1,t}, \boldsymbol{B}_{2,t}, \ldots, \boldsymbol{B}_{N,t})'$ es una matriz de parámetros de dimensión (N×N) que satisface que $\boldsymbol{B}_{i,t} = \sum_{k=1}^{p} \boldsymbol{\Phi}_{i,t} \boldsymbol{B}_{i-k,t}$ si $i \neq 0$, y I_N en otro caso. En este contexto,

---

[4] La metodología desarrollada por Diebold y Yilmaz (2009, 2012, 2014) permite analizar la forma en que se propagan los choques entre activos y mercados financieros. Así, los autores plantean que en la medida en que existe mayor transferencia de información mediante los choques, los mercados se encuentran más "conectados" o integrados entre sí.

las GIRF, $\boldsymbol{\Psi}_{ij,t}(H)$, representan las respuestas de todas las j variables en el modelo TVP-VAR después de un choque a la variable i.

Antonakakis *et al.* (2020) sugieren calcular las diferencias en los valores de los pronósticos H- pasos hacia adelante en dos situaciones hipotéticas: 1) cuando la variable i es afectada por un choque y, 2) cuando la misma variable no es afectada por un choque. La diferencia entre dichos valores puede ser atribuida a la existencia del choque y su valor puede ser calculado usando las siguientes expresiones:

$$GIRF_t\left(H,\delta_{j,t},\Omega_{t-1}\right)=E\left(y_{t+H}\middle|e_j=\delta_{j,t},\Omega_{t-1}\right)-E(y_{t+1}|\Omega_{t-1}) \tag{4}$$

$$\boldsymbol{\Psi}_{j,t}(H)=\frac{\boldsymbol{B}_{H,t}\boldsymbol{\Sigma}_t\boldsymbol{e}_j}{\sqrt{\Sigma_{\mathrm{jj,t}}}}\frac{\boldsymbol{\delta}_{j,t}}{\sqrt{\Sigma_{\mathrm{jj,t}}}} \qquad \delta_{j,t}=\sqrt{\Sigma_{\mathrm{jj,t}}} \tag{5}$$

$$\boldsymbol{\Psi}_{j,t}(H)=\Sigma_{jj,t}^{-\frac{1}{2}}\boldsymbol{B}_{H,t}\boldsymbol{\Sigma}_t\boldsymbol{e}_j \tag{6}$$

donde H es el horizonte de pronóstico y e_j es un vector selector que toma el valor de 1 en la posición $j-ésima$ y cero en los demás casos. Usando las ecuaciones anteriores es posible calcular la FEVD ($\tilde{\phi}_{ij,t}(H)$) , para medir la influencia que tiene la variable j sobre la variable i en términos de su contribución a la varianza del error de pronóstico[5]. El método de cálculo empleado es el siguiente:

$$\tilde{\phi}_{ij,t}(H)=\frac{\sum_{t=1}^{H-1}\Psi_{ij,t}^2}{\sum_{j=1}^{m}\sum_{t=1}^{H-1}\Psi_{ij,t}^2} \tag{7}$$

donde $\sum_{j=1}^{m}\tilde{\phi}_{ij,t}(H)=1$ y $\sum_{jj=1}^{m}\tilde{\phi}_{ij,t}(H)=m$. El denominador de la ecuación (7) mide el efecto acumulado de todos los choques en el sistema y el numerador mide el efecto acumulado de un choque a la variable i. Usando la ecuación anterior es posible calcular diversos índices de conectividad entre mercados. El primero es el índice de conectividad total corregido propuesto por Chatziantoniou y Gabauer (2021), que se puede calcular usando la siguiente ecuación[6]:

---

[5] Siguiendo el enfoque propuesto por Diebold y Yilmaz (2014), las contribuciones a la varianza son normalizadas de tal manera que la suma de las filas sea igual a la unidad. Esto implica que las variables en conjunto explican 100% de la varianza del error de pronóstico de la variable i.

[6] Usando simulaciones de Monte Carlo el estudio de Chatziantoniou y Gabauer (2021) muestra que, por construcción, las varianzas propias siempre son mayores o iguales que todas las varianzas cruzadas obtenidas mediante la descomposición de la varianza del error de pronóstico. Por tanto, los autores

$$C_t(H) = \frac{\sum_{i,j=1,\ i\neq j}^{m} \tilde{\phi}_{ij,t}(H)}{m-1} \times 100 \qquad 0 \leq C_t(H) \leq 1 \tag{8}$$

El índice de conectividad total mide la intensidad con la que el choque en una variable se disemina en las otras variables en el modelo TVP-VAR. El indicador en cuestión se usa aquí para aproximarse a la medición del nivel de integración promedio entre todos los mercados bursátiles analizados. Particularmente, valores del índice cercanos a cero indican que los mercados no están integrados y niveles cercanos a cien implican una integración completa[7].

De forma complementaria, es posible calcular índices direccionales de conectividad para evaluar el papel de cada mercado como transmisor o receptor de choques. Los indicadores en cuestión se pueden calcular usando las siguientes dos ecuaciones:

$$C_{i\rightarrow j,t}(H) = \frac{\sum_{j=1,j\neq i}^{m} \tilde{\phi}_{ji,t}(H)}{\sum_{j=1}^{m} \tilde{\phi}_{ji,t}(H)} \times 100 \tag{9}$$

$$C_{i\leftarrow j,t}(H) = \frac{\sum_{j=1,j\neq i}^{m} \tilde{\phi}_{ij,t}(H)}{\sum_{i=1}^{m} \tilde{\phi}_{ij,t}(H)} \times 100 \tag{10}$$

El indicador descrito por la ecuación (9) mide la intensidad con la que los choques en el mercado *i* se transmiten a los otros *j* mercados en el sistema. De forma análoga, la ecuación (10) mide la intensidad con la que se transmiten los choques en los *j* mercados en el sistema al mercado *i*. Estos indicadores son un paso intermedio para calcular los índices de conectividad total neta usando la siguiente ecuación:

$$C_{i,t} = C_{i\rightarrow j,t}(H) - C_{i\leftarrow j,t}(H) \tag{11}$$

El indicador descrito por la ecuación (11) es útil para determinar el papel de cada mercado como transmisor o receptor neto de los choques a otros mercados. Por ejemplo, si el valor de $C_{i,t}$ es positivo esto implica que el mercado *i* tiene un papel dominante como transmisor neto de choques al mercado *j* (i.e., ejerce una mayor

proponen que es necesario hacer una corrección para descontar los efectos de las varianzas propias y no inflar los valores de los índices de conectividad total.

7 Los índices de conectividad pueden tomar valores en un rango entre [0,100]. En donde un valor de cero implica que no existen comovimientos entre las variables y 100 indica que existen similitudes en sus dinámicas. En la literatura especializada estos índices son usados como variables *proxy* para medir el nivel de integración entre activos o mercados financieros.

influencia en los choques que transmite en comparación con los que recibe). Por el contrario, si el valor de $C_{i,t}$ es negativo esto implica que el mercado *i* es un receptor neto de los choques originados en el mercado *j*.

Finalmente, el indicador de conectividad total descrito por la ecuación (8) puede descomponerse en un índice de conectividad por pares usando la siguiente expresión:

$$C_{ij,t}(H) = 2\left(\frac{\tilde{\phi}_{ij,t}(H) + \tilde{\phi}_{ji,t}(H)}{\tilde{\phi}_{ii,t}(H) + \tilde{\phi}_{ij,t}(H) + \tilde{\phi}_{ji,t}(H) + \tilde{\phi}_{jj,t}(H)}\right) \quad 0 \leq C_{ij,t}(H) \leq 1 \tag{12}$$

De acuerdo con Gabauer (2021), el indicador anterior permite medir de forma aislada la conectividad entre los mercados *i* y *j*. Este indicador refleja las dinámicas particulares de los niveles de integración entre pares de mercados.

En el estudio que se presenta aquí se evalúan las posibles asimetrías en los niveles de integración entre mercados según estos experimenten ganancias o pérdidas. Para tal propósito, se estiman tres modelos TVP-VAR y sus correspondientes índices de conectividad usando como insumos: 1) series de rendimientos observados; 2) series de rendimientos positivos; y, 3) serie de rendimientos negativos. Al comparar los resultados de los tres conjuntos de estimaciones es posible determinar la relevancia de los niveles de integración (asimetrías) según el estado en el que se encuentren los mercados. Este análisis resulta pertinente toda vez que sus resultados pueden ser útiles para el diseño de estrategias de diversificación de los portafolios de los inversionistas.

Diversos estudios muestran que la incertidumbre ocasionada por diversos eventos económicos y sociales afecta la forma en que se relacionan los mercados financieros (i.e. Baker, Bloom, y Davis, 2016; Su, Fang y Yin, 2019; Altig *et al.*, 2020; Baker *et al.*, 2020; Chatziantoniou y Gabauer, 2021; Szczygielski, *et al.*, 2021, Umar, Mokni y Escribano, 2022, entre otros). Los estudios en cuestión muestran que la incertidumbre puede incrementar el nivel de conectividad entre los mercados y generar canales de contagio entre estos. Sin embargo, no existe ningún consenso acerca de los efectos de largo plazo de la incertidumbre debido a la pandemia en los niveles de integración entre los mercados financieros. En este estudio evaluamos los efectos de la incertidumbre en los niveles de integración entre mercados estimando la siguiente regresión lineal:

$$H_t = \theta_0 + \theta_1 EMV_t + \varepsilon_t \tag{13}$$

donde H_t representa los índices de conectividad total y netos calculados usando las ecuaciones (8) y (11). EMV_{t-1} se refiere al índice de volatilidad en los mercados bursátiles debido a la aparición de enfermedades infecciosas propuesto por Baker *et al.* (2020). Las regresiones se estiman considerando tres escenarios temporales. El primer escenario contempla todas las observaciones en la muestra. El segundo escenario contempla las observaciones para el período previo al inicio de la pandemia durante el 2015 y 2019. Finalmente, el tercer escenario contempla las observaciones

para el período 2020 al 2021, que corresponde con el primer año de desarrollo de la pandemia debido a la COVID-19. Así, las estimaciones de la ecuación (13) permiten hacer inferencias respecto del papel de la pandemia en los niveles de integración entre los mercados bursátiles latinoamericanos.

Finalmente, es importante reconocer que la metodología empleada en esta investigación tiene algunas limitaciones. Las mismas se enlistan a continuación: 1) el modelo TVP-VAR supone que las relaciones entre las variables son estrictamente lineales y que los datos siguen una distribución normal; 2) los cálculos de los índices de conectividad son específicos para el conjunto de países y el período de análisis; 3) los cálculos se realizan únicamente considerando las series de rendimientos de los mercados; 4) los índices de conectividad son una aproximación al nivel de integración real entre los mercados bursátiles. Estas limitaciones constituyen precisamente las líneas de investigación a futuro del estudio que se presenta aquí.

4. BASE DE DATOS Y ESTADISTICA DESCRIPTIVA

La base de datos usada en este estudio se integra por series diarias de rendimientos bursátiles y de un índice de incertidumbre en los mercados financieros debido a enfermedades infecciosas. Las series de rendimientos bursátiles consideran a los mercados de Argentina (S&P MERVAL), Brasil (BM&F BOVESPA), Chile (S&P IGPA), Colombia (MSCI COLCAP), México (S&P IPC) y Perú (S&P LIMA GENERAL). El índice de incertidumbre es aquel propuesto por Baker *et al.* (2020)[8]. La muestra abarca el período comprendido entre el 5 de enero de 2015 y el 28 de febrero de 2023. Las series de rendimientos bursátiles fueron calculadas mediante tasas de crecimiento simples. La descripción de las series y las fuentes de datos se presentan en la Tabla 1.

La Figura 1 muestra gráficamente las series de rendimientos bursátiles diarios de los mercados de América Latina. Las gráficas muestran que las series experimentaron clústeres e incrementos de volatilidad después de la declaración de la OMS del inicio de la pandemia debido a la COVID-19 el 11 de marzo de 2020. El 12 de marzo de 2020 la serie de Brasil registró la mayor contracción de los rendimientos (-14,7796%), seguida por la de Perú (-10,4249%), Argentina (-9,7636%), Colombia (-9,3518%), Chile (-6,1397%) y México (-5,2790%). La contracción de los rendimientos bursátiles sugiere una rápida respuesta de los mercados ante la incertidumbre de la duración y profundidad de la crisis epidemiológica debido a la COVID-19.

---

[8] El índice propuesto por Baker *et al.* (2020) mide los efectos de la incertidumbre debido a enfermedades infecciosas usando palabras clave acerca de temas económicos, financieros y sanitarios en aproximadamente 3.000 periódicos de Estados Unidos.

TABLA 1

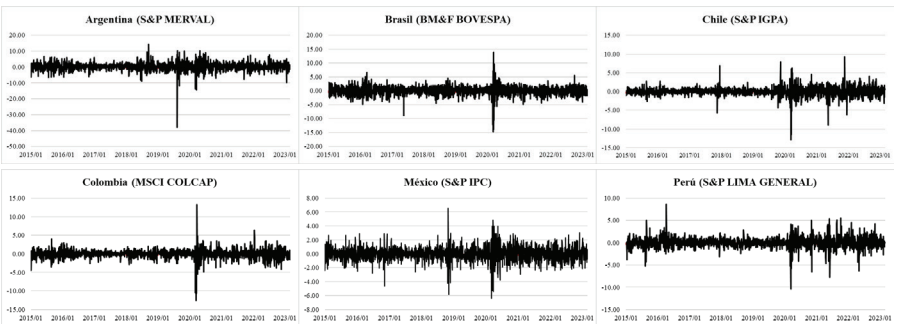
DESCRIPCIÓN DE LAS SERIES Y FUENTES DE DATOS

Índice	Descrpición	País	Acrónimo	Fuente
S&P MERVAL	Mercado de Valores de Buenos Aires	Argentina	MERVAL	Investing.com
BM&F BOVESPA	Bolsa de Valores de São Paulo	Brasil	BOVESPA	Investing.com
S&P IGPA	Índice General de Precios y Acciones	Chile	IGPA	Investing.com
MSCI COLCAP	Bolsa de Valores de Colombia	Colombia	BVC	Investing.com
S&P IPC	Índice de Precios y Cotizaciones	México	IPC	Investing.com
S&P LIMA GENERAL	Bolsa de Valores de Lima	Perú	PERU	Investing.com
EMV	Índice Infectious Disease Equity Market Volatility Tracker	–	EMV	Baker, Bloom, Davis y Kost (2020)

Fuente: Elaboración propia. Notas: Las series de índices bursátiles representativos de cada país fueron seleccionados de acuerdo con la disponibilidad de datos. Las series de rendimientos se calculan usando los precios de cierre de cada mercado empleando tasas de crecimiento simples. Los valores faltantes en las series de precios bursátiles fueron calculados usando el método de interpolación lineal de tal forma que todas las series de rendimientos contienen 2.033 observaciones.

FIGURA 1

SERIES DE RENDIMIENTOS BURSATILES DIARIOS
DE LOS MERCADOS DE AMERICA LATINA



Fuente: Elaboración propia con datos de Investing.com. Las series de rendimientos diarios fueron calculadas empleando tasas de crecimiento simples y se expresan en términos porcentuales. El período de análisis comprende entre el 5 de enero de 2015 y el 28 de febrero de 2023.

La Tabla 2 muestra las estimaciones de la estadística descriptiva de las series de rendimientos bursátiles durante el período analizado. Las estimaciones muestran que durante el período de análisis todas las series de rendimientos experimentaron rendimientos promedio positivos excepto en el caso de Colombia. Además, las estimaciones respecto de la varianza sugieren que la serie de Argentina registró la mayor volatilidad (6,0393)

TABLA 2

ESTADISTICA DESCRIPTIVA DE LAS SERIES
DE RENDIMIENTOS BURSATILES DIARIOS

Estadístico	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Promedio	0,1965	0,0507	0,0271	-0,0039	0,0160	0,0258
Varianza	6,0393	2,5268	1,3541	1,4005	0,9914	1,2827
Sesgo	-1,8843***	-0,7244***	-0,8763***	-0,4821***	-0,2534***	-0,4224***
Curtosis	31,0255***	13,4953***	19,2105***	26,9453***	4,1889***	9,8280***
JB	82741,8670***	15605,1748***	31521,2104***	61581,2683***	1508,1522***	8242,3824***
ERS	-3,1094***	-5,7440***	-7,8180***	-2,4834**	-3,4768***	-17,6501***
Q(20)	14,7993*	57,3475***	32,3406***	102,6039***	25,1192***	40,7876***
$Q^2(20)$	43,3508*	2372,3756***	546,8611***	1099,7722***	841,8290***	273,9345***
Observaciones	2033	2033	2033	2033	2033	2033
Correlaciones no condicionales (τ de Kendall)						
	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Argentina	1,0000					
Brasil	0,3232***	1,0000				
Chile	0,2042***	0,2605***	1,0000			
Colombia	0,1946***	0,2361***	0,2208***	1,0000		
México	0,2254***	0,3006***	0,2903***	0,2282***	1,0000	
Perú	0,2344***	0,2724***	0,2209***	0,2325***	0,2703***	1,0000

Fuente: Elaboración propia con datos de Investing.com.

Notas: Las estimaciones de la estadística descriptiva se calculan usando series de rendimientos diarios expresados en términos porcentuales. Las pruebas de sesgo corresponden a aquellas de D'Agostino (1970). Las pruebas de curtosis corresponden a aquellas de Anscombe y Glynn (1983). Las pruebas de normalidad (JB) corresponden a aquellas de Jarque y Bera (1980). Las pruebas de raíces unitarias (ERS) corresponden a las propuestas por Elliot, Rothenberg y Stock (1996), que consideran la inclusión de un intercepto y una tendencia determinística como regresores exógenos. Las pruebas de Ljung-Box usadas para evaluar la existencia de autocorrelación y heterocedasticidad condicional en los primeros veinte rezagos de las series de rendimientos $Q(20)$ y de rendimientos al cuadrado $Q^2(20)$ corresponden a las propuestas por Fisher y Gallagher (2012). El número de asteriscos (*, ** y ***) denotan la significancia estadística a niveles de confianza del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

y la de México ha sido la más estable (0,9914). La misma tabla muestra que todas las series exhiben un sesgo a la izquierda y que se distribuyen de forma leptocúrtica. Estos hallazgos sustentan los resultados de las pruebas de normalidad de Jarque y Bera (1980) que sugieren que las series no siguen una distribución de probabilidad normal.

La Tabla 2 también muestra las estimaciones de las pruebas de raíces unitarias y de autocorrelación. Las estimaciones de las pruebas de raíces unitarias (ERS) sugieren que las series de rendimientos son estacionarias, lo que implica que son adecuadas para la modelación econométrica. Las pruebas de autocorrelación de Ljung-Box ($Q(20)$ y $Q^2(20)$) muestran evidencia de que las series presentan autocorrelación y exhiben efectos de heterocedasticidad condicional. Los coeficientes de correlación τ de Kendall muestran que las correlaciones entre las series son positivas y estadísticamente significativas. Estos hallazgos sustentan el uso de modelos TVP-VAR en donde los coeficientes y las varianzas-covarianzas cambian en el tiempo.

Los principales hallazgos de esta sección se sintetizan de la siguiente manera: 1) las series de rendimientos bursátiles experimentaron incrementos de volatilidad durante el inicio de la pandemia; 2) las series de rendimientos son en promedio positivas excepto en el caso de Colombia; 3) la serie de Argentina ha sido la más volátil y la de México la más estable; 4) las series de rendimientos son adecuadas para modelarse econométricamente; 5) las series no se distribuyen normalmente, presentan autocorrelación serial y efectos de heterocedasticidad condicional; y, 6) existen correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre todas las series de rendimientos bursátiles.

5. ANALISIS ECONOMETRICO

En esta sección se muestran e interpretan los resultados del análisis econométrico que considera el cálculo de índices de conectividad. Los resultados de las estimaciones se presentan mediante tablas y gráficas. Las tablas se usan para mostrar los valores promedio de los índices de conectividad y las gráficas para evaluar su comportamiento en el tiempo. Las estimaciones de los índices consideran tres diferentes modelos. El modelo simétrico considera los valores de las series observadas. Los modelos asimétricos se estiman de forma independiente considerando las series de rendimiento positivos y negativos, respectivamente[9]. Para facilitar el análisis, las tablas se dividen en paneles que permiten distinguir cada modelo.

La Tabla 3 muestra las estimaciones de los valores promedio de los índices de conectividad y se agrupa en tres paneles que distinguen a cada modelo. Los elementos de la diagonal principal de cada panel representan la relevancia de las innovaciones

[9] Las series de rendimientos positivos y negativos se definen de la siguiente manera: $R_t^+ = \max(R_t, 0)$ y $R_t^- = \min(R_t, 0)$, de tal forma que $R_t = R_t^+ + R_t^-$, en donde R_t denota las series de rendimientos bursátiles observadas por cada país en el tiempo t.

propias para explicar la varianza del error de pronóstico (GFEVD) de cada variable. Los elementos fuera de la diagonal principal corresponden a los índices de conectividad direccional descritos en la sección referentes a la metodología empleada en este estudio. La suma de las filas corresponde a los índices de conectividad direccional de recepción de choques a otros. La suma de las columnas corresponde a los índices direccionales de transmisión de choques a otros. Finalmente, el índice que se muestra en la esquina inferior derecha corresponde al índice de conectividad promedio de todas las series en el sistema.

El Panel A de la Tabla 3 muestra las estimaciones del modelo simétrico. El panel muestra que más del 50% de la GFEVD de las series es explicada por las innovaciones propias. Particularmente, la serie de Argentina resultó ser relativamente más independiente que las otras, ya que 59,35% de su GFEVD es explicado por sus propias innovaciones. Los índices direccionales sugieren que el mercado de Brasil es el principal transmisor neto de choques a otros (8,60%) y el de Colombia es el principal receptor neto de choques de otros (-4,57%). Finalmente, el índice de conectividad total corregido (52,21%) sugiere que la transmisión internacional de choques es una fuente relevante para explicar las fluctuaciones de los mercados bursátiles domésticos.

El Panel B de la misma Tabla 3 muestra las estimaciones del modelo que considera series de rendimientos positivos. Los elementos de la diagonal principal de este panel muestran que más del 60% de la GFEVD de las series es explicada por las innovaciones propias. El mercado de Argentina resultó ser de nueva cuenta relativamente más independiente que los otros, ya que 72,40% de su GFEVD es explicada por sus propias innovaciones. Los índices direccionales sugieren que el mercado de Brasil es el principal transmisor neto de choques a otros (5,13%) y el de Colombia es el principal receptor neto de choques de otros (-5,46%). El índice de conectividad total corregido de este panel (40,78%) resultó ser menor al del Panel A (52,21%).

El Panel C de la misma Tabla 3 muestra las estimaciones del modelo que considera series de rendimientos negativos. Los elementos de la diagonal principal de este panel muestran que más de 50% de la GEFVD de las series es explicada por sus propias innovaciones. La serie de Perú resultó ser más independiente que las otras, ya que 59,00% de su GFEVD es explicada por sus propias innovaciones. Los índices direccionales sugieren que el mercado de Brasil es el principal transmisor neto de choques a otros (5,94%) y el de Chile el principal receptor neto de choques de otros (-3,93%). El índice de conectividad total de este panel (51,82%) resultó ser mayor que el del Panel B (40,78%). Este hallazgo implica que los mercados bursátiles estudiados se encuentran más integrados cuando experimentan rendimientos negativos (i.e., pérdidas).

La Figura 2 muestra el comportamiento en el tiempo de los índices de conectividad total estimados por los modelos simétrico y asimétricos. La figura muestra que los valores de los índices estimados por los tres modelos han tenido fluctuaciones con diferentes intensidades. Las estimaciones del modelo simétrico muestran que dichos valores han oscilado en torno a 25,60% y 72,30%. Las estimaciones del modelo que usa series de rendimientos positivos muestran que los mismos índices han fluctuado

TABLA 3

INDICES DE CONECTIVIDAD PROMEDIO
DE LAS SERIES DE RENDIMIENTOS BURSATILES

Panel (A): Índices de conectividad promedio de las series observadas de rendimientos bursátiles							
R_t	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Recepción de otros
Argentina	59,35	13,88	6,33	5,87	7,34	7,23	40,65
Brasil	12,19	51,22	8,05	7,97	11,44	9,13	48,78
Chile	6,65	9,99	57,17	7,86	10,62	7,71	42,83
Colombia	6,36	9,93	8,21	58,54	8,80	8,16	41,46
México	7,26	12,51	9,20	7,50	55,02	8,52	44,98
Perú	7,50	11,06	7,34	7,69	8,74	57,66	42,34
Contribución a otros	39,97	57,38	39,13	36,88	46,94	40,74	261,04
Incluyendo propia	99,31	108,60	96,30	95,43	101,96	98,40	cICT
Contribución neta	-0,69	8,60	-3,70	-4,57	1,96	-1,60	**52,21**
Panel (B): Índices de conectividad promedio de las series de rendimientos bursátiles positivos							
R_t^+	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Recepción de otros
Argentina	72,40	10,22	4,36	3,12	4,72	5,19	27,60
Brasil	9,63	63,49	5,29	4,70	9,96	6,93	36,51
Chile	4,16	6,22	64,67	6,26	9,77	8,92	35,33
Colombia	3,78	6,38	7,17	70,01	6,77	5,89	29,99
México	4,87	10,18	8,67	5,60	61,89	8,80	38,11
Perú	5,44	8,64	8,53	4,86	8,89	63,64	36,36
Contribución a otros	27,88	41,64	34,02	24,54	40,11	35,72	203,91
Incluyendo propia	100,28	105,13	98,69	94,54	101,99	99,37	cICT
Contribución neta	0,28	5,13	-1,31	-5,46	1,99	-0,63	**40,78**
Panel (C): Índices de conectividad promedio de las series de rendimientos bursátiles negativos							
R_t^-	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Recepción de otros
Argentina	58,79	12,75	6,57	7,39	7,67	6,84	41,21
Brasil	11,78	52,12	7,97	9,33	10,70	8,10	47,88
Chile	7,29	9,40	59,00	9,25	8,57	6,49	41,00
Colombia	8,00	10,44	8,78	54,02	9,42	9,34	45,98
México	7,99	11,76	7,35	8,97	56,98	6,96	43,02
Perú	7,65	9,47	6,40	9,29	7,18	60,00	40,00
Contribución a otros	42,71	53,82	37,07	44,22	43,55	37,73	259,10
Incluyendo propia	101,50	105,94	96,07	98,24	100,53	97,73	cICT
Contribución neta	1,50	5,94	-3,93	-1,76	0,53	-2,27	**51,82**

Fuente: Elaboración propia con datos de Investing.com.

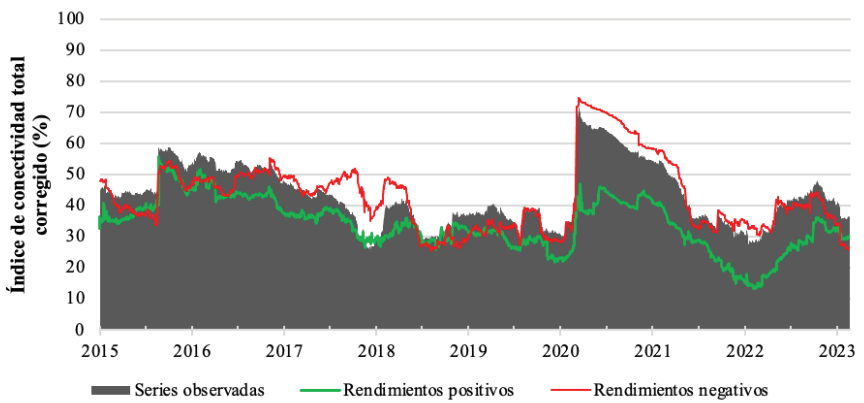
Notas: Los resultados se basan en la estimación de modelos TVP-VAR (1) usando una distribución de probabilidad *a priori* de los parámetros de tipo Minnesota. El número de rezagos óptimo fue seleccionado usando el criterio de información bayesiano (BIC). El cálculo de la GFEVD emplea un horizonte de pronóstico de $H = 20$ observaciones hacia adelante. Las estimaciones consideran las series de rendimientos bursátiles diarios durante el período comprendido entre el 5/1/2015 y el 28/2/2023.

entre 13,28% y 55,76%. Finalmente, las estimaciones del modelo que usa series de rendimientos negativos muestran que los valores de los índices han oscilado alrededor de 25,43% y 74,75%.

La misma Figura 2 muestra que los valores de los índices de conectividad han sido más altos cuando los mercados experimentan pérdidas (i.e. rendimientos negativos) que cuando registran ganancias (i.e. rendimientos positivos). En particular, la figura muestra que, durante el primer año de la pandemia, los valores de los índices de conectividad de las series de rendimientos negativos han sido hasta 35% más altos en comparación con los de las series de rendimientos positivos. Es oportuno destacar que los niveles de integración regional de los mercados disminuyeron gradualmente hasta alcanzar sus niveles previos a la pandemia durante el segundo semestre de 2021. Estos hallazgos sugieren que durante la pandemia los mercados fueron más susceptibles a las malas noticias y las oportunidades de diversificación regional disminuyeron[10].

FIGURA 2

INDICES DE CONECTIVIDAD TOTAL DE LOS MERCADOS BURSATILES DE AMERICA LATINA



Fuente: Elaboración propia con datos de Investing.com.

Notas: Los resultados se basan en la estimación de modelos TVP-VAR (1) usando una distribución de probabilidad *a priori* de los parámetros de tipo Minnesota. El número de rezagos óptimo fue seleccionado usando el criterio de información bayesiano (BIC). El cálculo de la GFEVD emplea un horizonte de pronóstico de $H=20$ observaciones hacia adelante. Las estimaciones consideran las series de rendimientos bursátiles diarios durante el período comprendido entre el 5/1/2015 y el 28/2/2023. El área gris representa las estimaciones del modelo que usa series observadas. Las líneas verde y roja representan las estimaciones de los modelos que usan series de rendimientos positivos y negativos, respectivamente.

[10] Los hallazgos son consistentes con los argumentos teóricos de Dahlquist, Farago y Tédongap (2017), quienes sugieren que los inversionistas tienden a exhibir una sobrerreacción (*overshooting*) y preocuparse más por las pérdidas que por las ganancias.

La Figura 3 muestra las estimaciones de los índices de conectividad netos. La figura muestra la existencia de asimetrías en los índices de conectividad, siendo mayores los valores de aquellos que consideran las series de rendimientos negativos. En particular, la figura muestra que el mercado de Brasil ha sido un transmisor neto de choques a los otros mercados durante la mayor parte del período analizado. Los mercados de Chile y Colombia resultaron ser receptores netos de choques hasta el periodo previo al inicio de la pandemia. Sin embargo, durante la pandemia el mercado de Colombia resultó ser un transmisor neto de choques negativos y receptor neto de choques positivos de los otros mercados de América Latina.

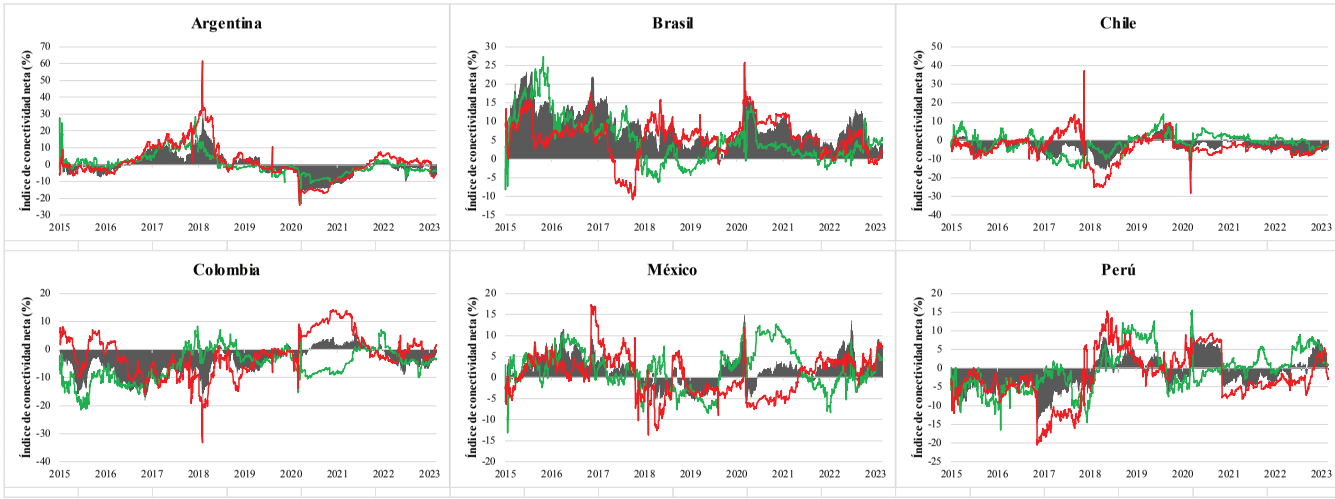
La misma Figura 3 muestra que el rol de los mercados de México y Perú en la transmisión de choques a los otros mercados ha fluctuado en el tiempo. La figura muestra que el mercado de México fue transmisor neto de choques hasta el 2018 y fue receptor neto de choques de los otros mercados entre el 2018 y 2019. Sin embargo, durante el inicio de la pandemia, entre el 2020 y 2021, el mismo mercado se caracterizó como transmisor neto de choques positivos y receptor neto de choques negativos. El mercado de Perú resultó ser receptor neto de choques de los otros mercados hasta el 2018. Desde finales del 2020, el mismo mercado se caracterizó por ser transmisor neto de choques positivos y receptor neto de choques negativos. Los cambios en los roles de los mercados como transmisores y receptores de choques se pueden explicar por cambios en las condiciones económicas internas de cada país[11].

La Figura 4 muestra las estimaciones de los índices de conectividad total por pares de mercados. El área de color gris se refiere a los índices de conectividad calculados usando las series observadas. Las líneas verdes se asocian con los índices calculados usando las series de rendimientos positivos y las de color rojo a los índices que usan series de rendimientos negativos. La figura muestra que los niveles de conectividad entre pares de mercado han fluctuado en el tiempo y que estos se incrementaron sustancialmente durante el primer año de la pandemia. Sin embargo, en todos los casos los valores de los índices de conectividad comenzaron a regresar a sus niveles previos a la pandemia a partir de mayo del 2021. Asimismo, la figura muestra que los mercados analizados tienden a experimentar mayores niveles de conectividad cuando registran pérdidas (i.e., rendimientos negativos).

[11] Los cambios en las condiciones económicas internas de cada país potencialmente pueden modificar la confianza de los inversionistas. Por ejemplo, durante el inicio de la pandemia es probable que las decisiones de inversión se guiaran por las políticas económicas empleadas por los países de América Latina para afrontar la crisis económica y sanitaria.

FIGURA 3

INDICES DE CONECTIVIDAD NETOS DE LAS SERIES DE RENDIMIENTOS BURSATILES

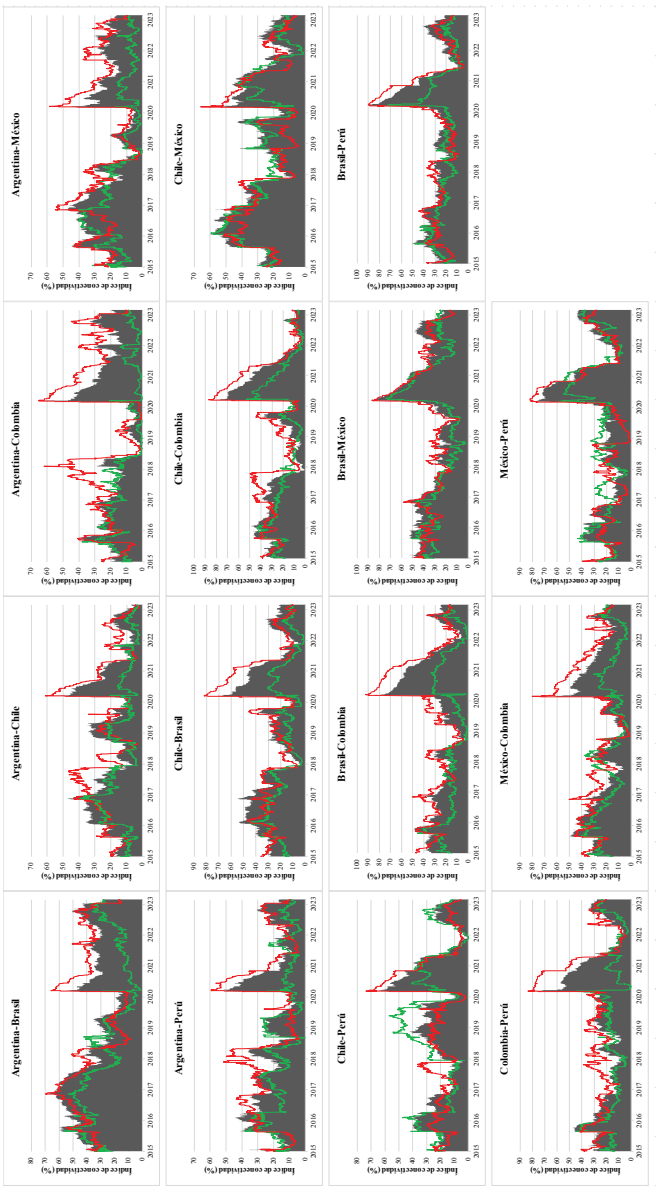


Fuente: Elaboración propia con datos de Investing.com.

Notas: Los resultados se basan en la estimación de un modelo TVP-VAR (1) con un rezago seleccionado usando el criterio de información bayesiano (BIC) y una distribución de probabilidad *a priori* de los parámetros de tipo Minnesota. El cálculo de la GFEVD emplea un horizonte de pronóstico de $H=20$ observaciones hacia adelante. Las estimaciones consideran las series de rendimientos bursátiles diarios durante el período comprendido entre el 5/1/2015 y el 28/2/2023. El área gris representa las estimaciones del modelo que usa series observadas. Las líneas verde y roja representan las estimaciones de los modelos que usan series de rendimientos positivos y negativos, respectivamente.

FIGURA 4

ÍNDICES DE CONECTIVIDAD TOTAL POR PARES DE MERCADOS



Fuente: Elaboración propia con datos de Investing.com.

Notas: Los resultados se basan en la estimación de un modelo TVP-VAR (1) con un rezago seleccionado usando el criterio de información bayesiano (BIC) y una distribución de probabilidad *prior* de Minnesota. El cálculo de la GFEVD emplea un horizonte de pronóstico de $H = 20$ observaciones hacia adelante. Las estimaciones consideran las series de rendimientos bursátiles diarios durante el período comprendido entre el 5/1/2015 y el 28/2/2023. El área gris representa las estimaciones del modelo que usa series observadas. Las líneas verde y roja representan las estimaciones de los modelos que usan series de rendimientos positivos y negativos, respectivamente.

La figura anterior muestra que los mercados de Brasil, Argentina y México han experimentado niveles de integración más altos entre sí, en comparación con su nivel de integración con otros mercados. Por el contrario, los mercados con los niveles promedio de integración más bajos corresponden a los de Argentina y Colombia. Además, la figura muestra que el mercado en Chile se encuentra más integrado con el mercado mexicano. Por su parte, el mercado colombiano ha experimentado mayores niveles de integración con el mercado brasileño. De forma similar, el mercado de Perú ha experimentado mayores niveles de integración con el mercado de Brasil. Así, los resultados de esta gráfica sugieren que existen diferencias significativas en los niveles de integración entre los mercados bursátiles latinoamericanos.

La Tabla 4 presenta los efectos estimados de la incertidumbre debido a la aparición de enfermedades infeccionas en los índices de conectividad total y netos, según lo descrito en la ecuación (14). El Panel A presenta los resultados de las estimaciones que contemplan la muestra completa. Los resultados muestran que el efecto de la incertidumbre en el índice de conectividad total es positivo y significativo. Además, los efectos de la incertidumbre en los índices de conectividad neta de los mercados latinoamericanos son significativos, excepto en los casos de Brasil, Chile y México. De manera específica, la incertidumbre tiene un efecto negativo en la conectividad neta del mercado argentino y efectos positivos en los casos de Colombia y Perú.

Los Paneles B y C muestran los efectos de la incertidumbre considerando el período previo y durante el desarrollo de la pandemia, respectivamente. La información de ambos paneles muestra que el nivel de conectividad promedio entre los mercados se incrementó durante el primer año de la pandemia. Este argumento se sustenta toda vez que el intercepto de la regresión del Panel C (θ_0=46,20) es mayor que el del Panel B (θ_0=42,32). Asimismo, la información de los mismos paneles muestra que el incremento de la volatilidad en los mercados debido a la aparición de enfermedades infecciosas se relaciona de forma positiva con los índices de conectividad total de ambos períodos. Estos hallazgos sugieren que ante la aparición de brotes de enfermedades los mercados bursátiles latinoamericanos tienden a estar más integrados.

Los índices de conectividad neta presentados en el Panel B sugieren que los mercados de Chile, Colombia y Perú resultaron ser receptores netos de choques, de acuerdo con los valores del intercepto de las regresiones (θ_0). Por el contrario, los mercados de Argentina, Brasil y México resultaron ser transmisores netos de choques a los otros mercados. Al mismo tiempo, los coeficientes asociados al índice de incertidumbre (θ_1) sugieren que el incremento de la volatilidad en los mercados debido a la aparición de enfermedades tiene efectos diferenciados en los niveles de conectividad neta. En particular, la incertidumbre muestra un efecto positivo entre la conectividad neta de los mercados de Chile, Colombia y México y un efecto negativo en el caso del mercado argentino.

La información del Panel C muestra que existen algunos cambios significativos en los índices de conectividad neta calculados con datos del primer año de la pandemia. De manera específica, la tabla muestra que durante la pandemia el mercado argentino

TABLA 4

EFECTOS DE LA INCERTIDUMBRE EN LA CONECTIVIDAD DE LOS MERCADOS BURSATILES ANTES Y DURANTE LA PANDEMIA DE LA COVID-19

Coeficiente / *Error estándar*	Índice de conectividad total	Índices de conectividad neta					
		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Panel A: Período completo							
Intercepto (θ_0)	41,2400***	1,9576***	8,6385***	-3,7309***	-6,0318***	1,8821***	-2,7154***
	(0,2396)	*(0,1558)*	*(0,1254)*	*(0,1103)*	*(0,1124)*	*(0,0932)*	*(0,1105)*
EMV (θ_1)	0,3950***	-0,4604***	-0,0075	0,0101	0,2540***	0,0129	0,1948***
	(0,022)	*(0,0143)*	*(0,0115)*	*(0,0101)*	*(0,0103)*	*(0,0085)*	*(0,0101)*
Panel B: Período previo a la pandemia de la COVID-19							
Intercepto (θ_0)	42,3299***	2,9796***	9,5035***	-3,8523***	-6,9909***	1,2435***	-2,8834***
	(0,2678)	*(0,2038)*	*(0,1714)*	*(0,1586)*	*(0,1383)*	*(0,1188)*	*(0,141)*
EMV (θ_1)	0,8105**	-1,1123***	-0,1619	0,6847***	0,2673*	0,5077***	-0,1854
	(0,3139)	*(0,2388)*	*(0,2009)*	*(0,1859)*	*(0,1621)*	*(0,1392)*	*(0,1652)*
Panel C: Período durante el primer año de la pandemia de la COVID-19							
Intercepto (θ_0)	46,2058***	-8,4956***	6,7162***	-2,8201***	0,5037	3,9978***	0,0980
	(0,9749)	*(0,3446)*	*(0,2977)*	*(0,3130)*	*(0,3237)*	*(0,3889)*	*(0,4331)*
EMV (θ_1)	0,5358***	-0,1799***	0,1482***	-0,0243*	0,0078	-0,1147***	0,1630***
	(0,0411)	*(0,0145)*	*(0,0125)*	*(0,0132)*	*(0,0136)*	*(0,0164)*	*(0,0183)*

Fuente: Elaboración propia con datos de Investing.com.

Notas: Las regresiones se calculan mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios usando las series de conectividad total y neta de los mercados bursátiles de América Latina calculados a partir de los modelos simétricos y asimétrico (rendimientos positivos y negativos). La tabla muestra los coeficientes estimados por los modelos de regresión descritos en la ecuación (14): $TCI_t = \theta_0 + \theta_1 EMV_t + \varepsilon_t$. Los números entre paréntesis se refieren a los errores estándar de las estimaciones de los coeficientes. El número de asteriscos (*, ** y ***) indica la significancia estadística de los coeficientes a niveles de confianza del 10, 5 y 1%, respectivamente. Las estimaciones del Panel A contemplan observaciones diarias de los indicadores durante el período que va del 5/1/2015 al 28/2/2023. Las estimaciones del Panel B contemplan observaciones diarias de los indicadores durante el período que va del 5/1/2015 al 30/12/2019. Las estimaciones del Panel C contemplan observaciones diarias de los indicadores durante el período comprendido entre el 2/1/2020 y el 30/12/2020.

invierte su papel y se convierte en receptor neto de choques. Por el contrario, los mercados de Colombia y Perú adoptan un papel neutro en donde no son ni receptores ni transmisores netos de choques. Es oportuno destacar que la mayoría de los coeficientes estimados por las regresiones, excepto en el caso del mercado colombiano, resultan ser estadísticamente significativos. Estos hallazgos sugieren que durante períodos de estrés los mercados latinoamericanos son susceptibles a los acontecimientos en las economías domésticas y la regional.

Los cambios en la dirección del efecto de la incertidumbre en los índices de conectividad antes y durante la pandemia sugieren que la información de un mercado en particular puede ser interpretada como malas o buenas noticias para otros mercados, según el estado de cada economía. Por ejemplo, en una situación económica normal (previo al inicio de la pandemia), las estimaciones muestran que el índice de conectividad neta de Brasil no responde a los cambios en la incertidumbre. Por el contrario, con el inicio de la pandemia y en un estado de alta incertidumbre, la transmisión de información (i.e., malas noticias) del mercado brasileño a los otros mercados resultó ser afectada por la incertidumbre que prevalecía en la economía mundial. Así, los resultados de las regresiones suponen que las relaciones entre los mercados latinoamericanos son dependientes del estado de la economía regional y, probablemente, mundial.

Los hallazgos del análisis econométrico se pueden sintetizar de la siguiente manera: 1) los mercados bursátiles latinoamericanos experimentaron un incremento en sus niveles de integración durante el primer año de la pandemia; 2) los mercados tienden a experimentar mayores niveles de integración cuando experimentan pérdidas en comparación a cuando registran ganancias; 3) los niveles de integración entre los mercados bursátiles latinoamericanos son heterogéneos; 4) Brasil y México han sido transmisores netos de choques a los otros mercados, mientras que aquellos de Chile y Perú han desempeñado un papel de receptores netos; 5) durante la pandemia prevaleció la transmisión de choques negativos entre los mercados de la región; y, 6) la incertidumbre debido a la pandemia modificó las relaciones y los niveles de integración entre los mercados analizados.

6. CONCLUSIONES Y DISCUSION

En este estudio se han analizado econométricamente los niveles de integración entre los mercados bursátiles latinoamericanos antes y durante la pandemia de la COVID-19. La metodología del estudio se ha sustentado en el cálculo de índices asimétricos de conectividad. La investigación ha utilizado estadísticas descriptivas y el cálculo de índices asimétricos de conectividad total y direccional. La muestra analizada ha incluido series de rendimientos bursátiles diarios representativas de los mercados de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú del período comprendido entre el 5 de enero de 2015 al 28 de febrero de 2023. El estudio fue complementado con

regresiones para estudiar los efectos de la incertidumbre debido a la pandemia en los niveles de integración entre los mercados estudiados.

Los principales hallazgos del análisis de estadísticas descriptivas muestran que la incertidumbre debido a la pandemia tuvo efectos significativos en las dinámicas de los mercados. En particular, se encontró que las series de rendimientos bursátiles experimentaron incrementos en sus volatilidades durante el inicio de la pandemia. Además, se encontró que las series no se distribuyen normalmente, están autocorrelacionadas y presentan efectos de heterocedasticidad condicional. Por último, las correlaciones *pairwise* muestran que existen correlaciones positivas y significativas entre las variables analizadas. Estos resultados motivaron el uso de la metodología basada en los modelos TVP-VAR para calcular los índices asimétricos de conectividad entre mercados.

Los hallazgos del análisis econométrico permiten hacer inferencias acerca del efecto de la pandemia debido a la COVID-19 en los procesos de integración de los mercados bursátiles latinoamericanos. En efecto, los resultados muestran que, durante el primer año de la pandemia, el nivel de integración regional se incrementó debido, potencialmente, a la incertidumbre acerca de la severidad de la crisis. Los mismos resultados también muestran que los mercados presentan niveles más altos de integración cuando experimentan pérdidas en comparación a cuando registran ganancias. Además, se identificó que existen diferencias significativas en los niveles de integración entre los mercados bursátiles y que el mercado de Brasil es el mayor transmisor neto de choques a los otros mercados de la región debido, potencialmente, a su mayor nivel de desarrollo y capitalización. Por último, se encontró que la pandemia tuvo efectos diferentes en los niveles de integración a nivel regional y entre los mercados estudiados.

Los hallazgos descritos en los párrafos anteriores tienen implicaciones importantes para el proceso de integración financiera de los mercados latinoamericanos. Los mayores niveles de integración de los mercados cuando experimentan pérdidas suponen la necesidad de implementar políticas de supervisión y regulación que favorezcan la estabilidad financiera de la región. Esta idea se refuerza con el hallazgo de que los niveles de integración son susceptibles a eventos coyunturales como es el caso de la incertidumbre durante la pandemia. Además, las estimaciones de los modelos de regresión muestran que los mercados responden de forma diferente a la incertidumbre debido, potencialmente, a su nivel de desarrollo. Estos hallazgos son útiles para la elaboración de estrategias de diversificación del riesgo de los inversionistas y para la evaluación de las estrategias de integración económica de los gobiernos.

En conclusión, es importante señalar que los hallazgos de este estudio proveen evidencia respecto de los avances de la integración de los mercados bursátiles latinoamericanos y los efectos de la pandemia de la COVID-19. En este contexto, se debe reconocer que la investigación que se presenta aquí tiene algunas limitaciones metodológicas que se deben considerar. La primera se relaciona con que aquí se estudian únicamente las interdependencias entre los mercados bursátiles. Sería conveniente incluir otros mercados financieros e indicadores económicos para evaluar el impacto global de la crisis debido a la pandemia. La segunda limitación se asocia

con la modelación únicamente de series de rendimientos y no de las volatilidades en los mercados. La resolución de estas limitaciones podría contribuir a mejorar los estudios respecto de los efectos de la pandemia en la integración de los mercados financieros de América Latina.

REFERENCIAS

ADEKOYA, O.B., y OLIYIDE, J.A. (2021). How COVID-19 drives connectedness among commodity and financial markets: Evidence from TVP-VAR and causality-in-quantiles techniques. *Resources Policy*, *70*, 101898. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101898

ADEKOYA, O. B., AKINSEYE, A. B., ANTONAKAKIS, N., CHATZIANTONIOU, I., GABAUER, D., y OLIYIDE, J. (2022). Crude oil and Islamic sectoral stocks: Asymmetric TVP-VAR connectedness and investment strategies. *Resources Policy*, 78, 102877. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102877.

AGÉNOR, P.R. (2003). Benefits and Costs of International Financial Integration: Theory and Facts. *The World Economy*, *26*(8), 1089-1118. https://doi.org/10.1111/1467-9701.00564

ALOUI, R. (2011). Latin American stock markets' volatility spillovers during the financial crises: a multivariate FIAPARCH-DCC framework. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, *4*(2), 289-326. https://doi.org/10.1080/17520843.2011.590597

ALOUI, R., AÏSSA, M.S.B., y NGUYEN, D.K. (2011). Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects: The role of economic structure?. *Journal of Banking and Finance*, *35*(1), 130-141. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.07.021

ALI, M., ALAM, N., y RIZVI, S.A.R. (2020). Coronavirus (COVID19)- an epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 100341. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100341

ALTIG, D., BAKER, S. R., BARRERO, J. M., BLOOM, N., BUNN, P., CHEN, S., DAVIS, S. J., LEATHER, J., MEYER, B. H., MIHAYLOV, E., MIZEN, P., PARKER, N. B., RENAULT, T., SMIETANKA, P., y THWAITES, G. (2020). Economic uncertainty before and during the COVID-19 pandemic. *Journal of Public Economics*, *191*, 104274. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104274

ANSCOMBE, F. J., y GLYNN, W. J. (1983). Distribution of the kurtosis statistic b_2 for normal samples. *Biometrika*, *70*(1), 227-234. https://doi.org/10.2307/2335960

ANTONAKAKIS, N., CHATZIANTONIOU, I., y GABAUER, D. (2020). Refined measures of dynamic connectedness based on time-varying parameter vector autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management*, *13*(4), 84. https://doi.org/10.3390/jrfm13040084.

BAELE, L., FERRANDO, A., HÖRDAHL, P., KRYLOVA, E., y MONNET, C. (2004). Measuring European Financial Integration. *Oxford Review of Economic Policy*, *20*(4), 509-530. https://doi.org/10.1093/oxrep/grh030

BAKER, S. R., BLOOM, N., y DAVIS, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. The Quarterly Journal of Economics, *131*(4), 1593-1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

BAKER, S. R., BLOOM, N., DAVIS, S. J., KOST, K., SAMMON, M., y VIRATYOSIN, T. (2020). The unprecedented stock market reaction to COVID-19. The Review of Asset Pricing Studies, *10*(4), 742-758. https://doi.org/10.1093/rapstu/raaa008

BEN AMAR, A., BÉLAÏD, F., BEN YOUSSEF, A., y GUESMI, K. (2021). Connectedness among regional financial markets in the context of the COVID-19. *Applied Economics Letters*, *28*(20), 1789-1796. https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1854434

BEKAERT, G., HARVEY, C., y NG, A. (2005). Market integration and Contagion. *The Journal of Business*, *78*(1), 39-69. https://doi.org/10.1086/426519

BEKIROS, S.D. (2014). Contagion, decoupling and the spillover effect of the US financial crisis: Evidence from the BRIC markets. *International Review of Financial Analysis*, *33*, 58-69. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.07.007

BONETT, D. G., y WRIGHT, T. A. (2000). Sample size requirements for estimating Pearson, Kendall and Spearman correlations. *Psychometrika*, 65, 23-28. https://doi.org/10.1007/BF02294183.

CARDONA, L., GUTIERREZ, M., y AGUDELO, D. (2017). Volatility transmission between US and Latin American stock markets: Testing the decoupling hypothesis. *Research in International Business and Finance*, *39*(A), 115-127. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.07.008

COLLINS, D., y GAVRON, S. (2004). Channels of financial market contagion. *Applied Econometrics*, *36*(21), 2461-2469. https://doi.org/10.1080/0003684042000287628

CORONADO, S., ROJAS, O., ROMERO-MEZA, R., y VENEGAS-MARTINEZ, F. (2016). A study of co-movements between US and Latin American stock markets: A cross-bicorrelations perspective. *Dyna*, *83*(196), 143-148. https://doi.org/10.15446/dyna.v83n196.49737

CHATZIANTONIOU, I., y GABAUER, D. (2021). EMU risk-synchronisation and financial fragility through the prism of dynamic connectedness. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *79*, 1-14. https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.12.003

CHEN, M.P., LEE, CH.CH., LIN, Y.H., y CHEN, W.Y. (2018). Did the S.A.R.S. epidemic weaken the integration of Asian stock markets? Evidence from smooth time-varying cointegration analysis. *Economics Research -Ekonomska Istraživanja*, *31*(1), 908-926. https://doi.org/10.1080/1331677X.2018.1456354

D'AGOSTINO, R. B. (1970). Transformation to normality of the null distribution of g1. *Biometrika*, *57*(3), 679-681. https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.679

DAHLQUIST, M., FARAGO, A., y TÉDONGAP, R. (2017). Asymmetries and portfolio choice. *The Review of Financial Studies*, *30*(2), 667-702. https://doi.org/10.1093/rfs/hhw091

DEVEREUX, M.B. y YU, CH. (2020). International Financial Integration and Crisis Contagion. *The Review of Economic Studies*, *87*(3), 1174-1212. https://doi.org/10.1093/restud/rdz054.

DIAS, R., DA SILVA, J.V., y DIONISIO, A. (2019). Financial markets of the LAC region: Does the crisis influence the financial integration? *International Review of Financial Analysis*, *63*, 160-173. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.02.008

DIEBOLD, F., y YILMAZ, K. (2009). Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets. *The Economic Journal*, *119*(534), 158-171. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02208.x

DIEBOLD, F. X., y YILMAZ, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, *28*(1), 57-66. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006

DIEBOLD, F. X., y YILMAZ, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, *182*(1), 119-134. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012.

ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. J., y STOCK, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, *64*(4), 813-836. http://dx.doi.org/10.2307/2171846

EYRAUD, L., SINGH, M.D., y SUTTON, M.BW. (2017). Benefits of global and regional financial integration in Latin America. *International Monetary Fund*, Working Paper No. 2017/001. Recuperado de: https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2017/01/18/Benefits-of-Global-and-Regional-Financial-Integration-in-Latin-America-44548

FISHER, T. J., y GALLAGHER, C. M. (2012). New weighted portmanteau statistics for time series goodness of fit testing. *Journal of the American Statistical Association*, *107*(498), 777-787. https://doi.org/10.1080/01621459.2012.688465

FORBES, K. J., y RIGOBON, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, *57*(5), 2223-2261. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494

GABAUER, D. (2021). Dynamic measures of asymmetric & pairwise connectedness within an optimal currency area: Evidence from the ERM I system. *Journal of Multinational Financial Management*, *60*, 100680. https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2021.100680

GUO, Y., LI, P., y LI, A. (2021). Tail Risk Contagion Between International Financial Markets During COVID-19 Pandemic. *International Review of Financial Analysis*, *73*, 101649. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101649

GÜLOĞLU, B., KAYA, P., y AYDEMIR, R. (2016). Volatility transmission among Latin American stock markets under structural breaks. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *462*, 330-340. https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.06.093

GURROLA RÍOS, C., RODRÍGUEZ BENAVIDES, D., y LÓPEZ HERRERA, F. (2021). Medición y análisis de los spillovers entre el S&P500 y los mercados del MIL antes y durante la expansión inicial de la pandemia por COVID-19. *Estudios Gerenciales*, *37*(159), 178-187. https://doi.org/10.18046/j.estger.2021.159.4391

HAROON, O., y RIZVI, S.A.R. (2020). COVID-19: Media coverage and financial markets behavior- a sectoral inquiry. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *27*, 100343. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100343

HASAN, M., ABUBAKR NAEEM M., ARIF, M., HUSSAIN SHAHZAD, S.J., & MOHD NOR, S. (2020). Role of economic policy uncertainty in the connectedness of cross-country stock markets volatilities. *Mathematics*, *8*(11), 1904. https://doi.org/10.3390/math8111904

JARQUE, C. M., y BERA, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, *6*(3), 255-259. https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5

KITCHENER, S. (2020). Performance of Latin American Markets in Q1 2020. *S&P Global*. https://www.spglobal.com/en/research-insights/articles/performance-of-latin-american-markets-in-q1-2020

KAO, Y., ZHAO, K., KU, Y., y NIEH, CH. (2019). The asymmetric contagion effect from the U.S. stock market around the subprime crisis between 2007 and 2010. *Economic Research*, *32*(1), 2422-2454. https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1645710

KOOP, G., PESARAN, M. H., y POTTER, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, *74*(1), 119-147. https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4.

LAN, T., SHAO, L., ZHANG, H., y YUAN, C. (2023). The impact of pandemic on volatility spillover network of international stock markets. *Empirical Economics*, *65*, 2115-2144. https://doi.org/10.1007/s00181-023-02422-w

LEAN, H.H., ALKHAZALI, O.M., GLEASON, K., & YEAP, X.W. (2024). Connectedness and economic policy uncertainty spillovers to the ASEAN stock markets. *International Review of Economics & Finance*, *90*, 167-186. https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.11.004

LIN, K., GURROLA-PEREZ, P., y SPETH, B. (2022). Circuit Breakers and Market Quality. *World Federation of Exchanges*, WFE Research Working Paper No.3. https://www.world-exchanges.org/storage/app/media/US_Circuit_Breakers_V20220914%20w_Cover.pdf

LUCEY, B. M., y ZHANG, Q. (2007). Integration analysis of Latin American stock markets 1993-2007. Disponible en SSRN 1047421: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1047421

MA, Y., WANG, Z., & HE, F. (2022). How do economic policy uncertainty affect stock market volatility? Evidence from G7 countries. *International Journal of Finance & Economics*, *27*(2), 2303-2325. https://doi.org/10.1002/ijfe.2274

MARSCHNER, P. F., RABELO DUTRA, V., y CERETTA, P. S. (2022). Connectivity between the Latin American and US stock markets in the presence of the Covid-19 pandemic. *Revista de Administração da UFSM*, 15, 453-468. https://doi.org/10.5902/1983465969467

MISHRA, P.K., y MISHRA, S.K. (2020). Integration of ASEAN-5 equity markets: Implications. *SCMS Journal of Indian Management*, *17*(2), 20-29. https://www.scms.edu.in/uploads/journal/April-June-2020.pdf

MUÑOZ HENRIQUEZ, E. M., y GÁLVEZ GAMBOA, F. A. (2021). Contagion effect of the USA market on Latin American financial markets during the COVID-19 pandemic. *Cuadernos de Economía*, *40*(85), 1091-1111. https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n85.93352

ORGANIZACION MUNDIAL DE LA SALUD [OMS]. (2020). WHO Director-General's opening remarks at the media briefing on COVID-19 - 11 March 2020. https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---11-march-2020

PESARAN, H. H., y SHIN, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, *58*(1), 17-29. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0.

RIGOBON, R. (2002). *International Financial Contagion: Theory and Evidence in Evolution*. Charlottesville, VA: Research Foundation of AIMR. Disponible en: https://www.cfainstitute.org/-/media/documents/book/rf-publication/2002/rf-v2002-n2-3918-pdf.pdf

RODRIGUEZ BENAVIDES, D., GURROLA RIOS, C., y LOPEZ HERRERA, F. (2021). Dependence of the stock markets of Argentina, Brazil and Mexico with respect to the US: COVID-19 and other recent financial crises. *Revista mexicana de economía y finanzas*, *16*(3), e652. https://doi.org/10.21919/remef.v16i3.652

ROMERO-MEZA, R., BONILLA, C., BENEDETTI, H., y SERLETIS, A. (2015). Nonlinearities and financial contagion in Latin American stock markets. *Economic Modelling*, 51, 653-656. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.09.012

RUGHOO, A., y YOU, K. (2015). Asian financial integration: Global or regional? Evidence from money and bond markets. *International Review of Financial Analysis*, *48*, 419-434. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.03.007

SETH, N., y PANDA, L. (2018). Financial contagion: review of empirical literature. *Qualitative Research in Financial Markets*, *10*(1), 15-70. https://doi.org/10.1108/QRFM-06-2017-0056

SHAIK, M., VARGHESE, G., y MADHAVAN, V. (2023). The dynamic volatility connectedness of global financial assets during the Ebola & MERS epidemic and the COVID-19 pandemic. *Applied Economics*, *56*(8), 880-900. https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2174499

SU, Z., FANG, T., y YIN, L. (2019). Understanding stock market volatility: What is the role of US uncertainty?. *The North American Journal of Economics and Finance*, *48*, 582-590. https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.07.014

SZCZYGIELSKI, J. J., BWANYA, P. R., CHARTERIS, A., y BRZESZCZYŃSKI, J. (2021). The only certainty is uncertainty: An analysis of the impact of COVID-19 uncertainty on regional stock markets. *Finance Research Letters*, *43*, 101945. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.101945

TREVINO, I. (2020). Information Channels of Financial Contagion, *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, *88*(1), 297-335. https://doi.org/10.3982/ECTA15604

UMAR, Z., MOKNI, K., y ESCRIBANO, A. (2022). Connectedness between the COVID-19 related media coverage and Islamic equities: The role of economic policy uncertainty. Pacific-Basin Finance Journal, *75*, 101851. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101851

UMAR, F., NASIR, A., BILAL, M., y QUDDOOS, U. (2021). The Impact of COVID-19 Pandemic on Abnormal Returns of Insurance Firms: A Cross-Country Evidence. *Applied Economics*, *53*(31), 3658-3678. https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1884839

YAROVAYA, L., MATKOVSKY, R., y JALAN, A. (2022). The COVID-19 Black Swan Crisis: Reaction and Recovery of Various Financial Markets. *Research in International Business and Finance*, *59*, 101521. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101521

ZHANG, D., HU, M., y JI, Q. (2020). Financial markets under the global pandemic of COVID-19. *Finance Research Letters*, *36*, 101528. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101528