



Mercados cambiarios y tipos de cambio de Asia y Latinoamérica: sincronización de largo plazo, cambios estructurales y choques estocásticos

RUIZ PORRAS, ANTONIO

Departamento de Métodos Cuantitativos
Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas
Universidad de Guadalajara (México)
Correo electrónico: starp2000@yahoo.com

FREGOSO BECERRA, LUIS ENRIQUE

Departamento de Métodos Cuantitativos
Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas
Universidad de Guadalajara (México)
Correo electrónico: luisenrique_economia.udg@hotmail.com

RESUMEN

Se estudian econométricamente los mercados cambiarios y los tipos de cambio de Asia y Latinoamérica. Se utilizan análisis de cambio estructural endógeno y de cointegración y funciones de impulso-respuesta. Los hallazgos indican que: 1) la sincronización de largo plazo de los mercados cambiarios es baja; 2) no hay evidencia de sincronización en los mercados asiáticos; 3) un choque estocástico en un país latinoamericano tiene efectos de mayor magnitud y duración que un choque similar en un país asiático; y 4) no hay evidencia de que la Crisis Financiera Global haya inducido cambios estructurales en las dinámicas de los tipos de cambio. Se usan los tipos de cambio *spot* diarios de Argentina, Brasil, Chile, China, Colombia, Corea del Sur, India, Malasia, México y Tailandia, para el periodo del 5 de agosto de 2002 al 22 de enero de 2016.

Palabras claves: tipos de cambio; Asia; Latinoamérica; cointegración; cambio estructural endógeno; impulso-respuesta.

Clasificación JEL: C32; C22; G15; F30.

MSC2010: 62P20; 91G70.

Change Markets and Exchange Rates of Asia and Latin America: Long-Term Synchronization, Structural Changes and Stochastic Shocks

ABSTRACT

The exchange markets and the exchange rates of Asia and Latin America are studied econometrically. Endogenous structural change and cointegration analysis and impulse-response functions are used. The findings indicate that: 1) the long-term timing of the exchange markets is low; 2) there is no evidence of synchronization in Asian markets; 3) a stochastic shock in a Latin-American country has effects of greater magnitude and duration than a similar shock in an Asian country; and 4) there is no evidence that the Global Financial Crisis has induced structural changes in the dynamics of exchange rates. The daily spot exchange rates of Argentina, Brazil, Chile, China, Colombia, South Korea, India, Malaysia, Mexico and Thailand are used for the period from August 5, 2002 to January 22, 2016.

Keywords: exchange rates; Asia; Latin America; cointegration; endogenous structural change; impulse-response.

JEL classification: C32; C22; G15; F30.

MSC2010: 62P20; 91G70.



1. Introducción.

En la economía global se considera que los mercados financieros más importantes son los cambiarios (Eiteman, Stonehill y Moffett, 2013). La preminencia de dichos mercados se explica en virtud de que los tipos de cambio permiten: 1) Transferir poder de compra entre países; 2) otorgar y recibir créditos para hacer transacciones internacionales; y 3) minimizar los riesgos de variaciones de los tipos de cambio. Los tipos de cambio facilitan las transacciones que permiten la producción, la distribución y el consumo de bienes y servicios a nivel internacional. Particularmente, se estima que las transacciones diarias negociadas en los mercados cambiarios ascienden a 5.088 trillones de dólares (BIS, 2016). De las mismas, 1.654 trillones son transacciones en los mercados spot.

La importancia de los tipos de cambio ha justificado su estudio desde hace muchos años.¹ Los estudios contemporáneos se justifican porque los regímenes cambiarios han evolucionado significativamente desde finales del siglo XX. La mencionada evolución suele plantearse en términos de: 1) la integración de los mercados financieros, ya que la misma ha inducido procesos de sincronización de largo plazo en los mercados (Kasa, 1992; Imbs, 2004); 2) las crisis financieras, ya que las mismas han inducido cambios estructurales en las dinámicas de los tipos de cambio (Kohler, 2010); y 3) los objetivos nacionales de política económica y financiera, ya que muchos países eligen sus regímenes cambiarios con base en dichos objetivos (Lahura y Vega, 2013).

Tradicionalmente, los tipos de cambio se consideran importantes instrumentos de política en los países en desarrollo y emergentes (Frankel, 2004; Edwards, 2011; Agenor y Montiel, 2015). Por esta razón, los tipos cambiarios de dichos países no suelen ser completamente flexibles ni estar integrados en uniones monetarias. En este contexto, hay quienes indican que analizar los mercados cambiarios y los tipos de cambio de los países en desarrollo y emergentes puede proveer lecciones útiles para entender los procesos de desarrollo económico. Más aun, hay quienes señalan que las experiencias de los países asiáticos y latinoamericanos pueden ser particularmente relevantes en ese sentido (Edwards; 2011).

En este estudio se analizan econométricamente los mercados y tipos cambiarios de cinco países asiáticos y de cinco latinoamericanos. Particularmente, aquí se estudian: 1) las características de los tipos de cambio de dichos países; 2) la existencia de cambios estructurales en las dinámicas de los tipos de cambio; 3) la sincronización de largo plazo de los mercados; y 4) los efectos de choques estocásticos sobre los rendimientos cambiarios. Se utilizan análisis estadísticos, de cambio estructural endógeno y de cointegración y funciones de impulso—respuesta. El estudio usa tipos de cambio spot diarios de Argentina, Brasil, Chile, China, Colombia, Corea del Sur, India, Malasia, México y Tailandia, para el periodo comprendido del 5 de agosto de 2002 al 22 de enero de 2016.

El estudio puede justificarse en términos de la necesidad de entender los mercados cambiarios y los tipos de cambio de los países en desarrollo y emergentes. Particularmente, la investigación puede justificarse porque: 1) los mercados cambiarios han experimentado transformaciones significativas en el siglo XXI; 2) la literatura econométrica que ha estudiado los tipos de cambios contemporáneos de Asia y Latinoamérica es escasa; 3) los mercados y tipos cambiarios de los mencionados países han tenido una importancia creciente en la

¹ Los textos de Frankel y Rose (1995), Vitale (2007), Moosa y Bhatti (2010), Chinn (2012) y Della Corte y Tsiakas (2012) incluyen revisiones de la literatura empírica sobre los mercados cambiarios y los tipos de cambio.

economía global; y 4) los regímenes cambiarios asiáticos y latinoamericanos pueden brindar lecciones para entender los procesos de desarrollo económico.

Metodológicamente, el estudio tiene similitudes con aquellos de Aggarwal y Kyaw (2005), Narayan y Smyth (2004) y Canova (2005). Particularmente, el análisis de cointegración se usa para estudiar las relaciones de largo plazo de los tipos de cambios y para evaluar el grado de sincronización de los mercados cambiarios. El análisis de cambio estructural endógeno se usa para evaluar si ha habido “quiebres”, i.e. cambios estructurales, en las dinámicas de los tipos de cambios y mercados eficientes. Las funciones de impulso—respuesta se utilizan para medir la sensibilidad de los rendimientos cambiarios ante “choques estocásticos, i.e. eventos inesperados, y las interdependencias de corto plazo entre los mercados.

El estudio complementa la literatura econométrica sobre los regímenes cambiarios de Asia y Latinoamérica. Su objetivo consiste en caracterizar los mercados y tipos cambiarios usando como referente algunos estudios que estudian los mercados bursátiles de países en desarrollo y emergentes. Así, aquí se investigan: 1) los mercados cambiarios y las dinámicas de los tipos de cambio desde una perspectiva comparada; 2) la existencia de movimientos y equilibrios de largo plazo en los tipos de cambio; 3) la sincronización de largo plazo de los mercados cambiarios; 4) la sensibilidad de los rendimientos y las interdependencias de corto plazo en los mercados cuando hay choques estocásticos; y 5) la existencia de cambios estructurales y de eficiencia informacional en los mercados.

El estudio está organizado en seis secciones. La Sección 2 incluye la revisión de la literatura. La Sección 3 describe la metodología enfatizando cómo la misma se vincula con los estudios bursátiles de Aggarwal y Kyaw (2005), Kasa (1992), Canova (2005) y Narayan y Smyth (2004). La Sección 4 describe la base de datos y muestra los resultados de los análisis estadísticos, de raíces unitarias y de cambio estructural endógeno. La Sección 5 incluye los análisis de cointegración y de sincronización de los mercados y las funciones de impulso—respuesta de las series de rendimientos cambiarios. La Sección 6 sintetiza los resultados y discute sus implicaciones. El Apéndice muestra las series usadas en la investigación de manera gráfica.

2. Revisión de la literatura.

En la macroeconomía del desarrollo, los regímenes cambiarios se consideran importantes instrumentos de política económica y financiera (Agenor y Montiel, 2015). Los hacedores de políticas de los países en desarrollo y emergentes usualmente consideran a los regímenes cambiarios como instrumentos para alcanzar objetivos de desempeño macroeconómico.² Por las mencionadas razones, se ha argumentado la necesidad de promover los estudios sobre los tipos de cambio en dichos países (Frankel, 2004; Edwards, 2011). Particularmente, Edwards (2011) ha promovido dichos estudios argumentando que los regímenes cambiarios de Asia y Latinoamérica proveen lecciones útiles para entender los procesos contemporáneos de desarrollo económico.³

² Los mencionados objetivos incluyen: 1) el control y la reducción de la inflación; 2) la delimitación de la independencia de la política monetaria; 3) la estabilidad financiera; 4) la capacidad de absorción de choques reales; 5) la promoción del comercio internacional y la inversión extranjera; y 6) el crecimiento económico. Véase Lahura y Vega (2013) para una revisión de la literatura.

³ Edwards (2011) señala que los mercados y tipos cambiarios de ambas regiones proporcionan lecciones sobre: 1) las relaciones entre los regímenes cambiarios y el crecimiento económico; 2) los costos de las crisis de tipo de

La investigación sobre los mercados y tipos cambiarios de los países de Asia y Latinoamérica también puede justificarse por razones financieras. Frieden (2008), King, Olser y Rime, (2012) y Andrade y Magalhães—Prates (2013), entre otros, argumentan que la globalización ha inducido transformaciones en el ámbito financiero que no se han estudiado de manera suficiente. Kohler (2010) y Keat (2010), además, argumentan que las crisis financieras han introducido cambios estructurales en las dinámicas de los tipos de cambios. Sin embargo, la evidencia econométrica sobre las mencionadas transformaciones y cambios es escasa. De hecho, los estudios existentes suelen plantearse en términos de las relaciones entre los mercados bursátiles y cambiarios.⁴

Otra razón que justifica la investigación es la creciente importancia de los mercados cambiarios asiáticos y latinoamericanos han alcanzado en la economía global. Como es conocido, las transacciones que envuelven monedas de ambas regiones cada vez son más frecuentes en los mercados financieros internacionales. Incluso, ya se reconoce que varias monedas asiáticas y latinoamericanas están entre las más negociadas en dichos mercados (BIS, 2016). Particularmente, entre las monedas que destacan por sus montos de transacciones se encuentran: 1) el yuan chino (8); 2) el peso mexicano (10); 3) el dólar de Singapur (12); 4) el dólar de Hong Kong (13); 5) el won de Corea del Sur (15); 6) la rupia hindú (17); y 7) el real brasileño (19).⁵

Paradójicamente, los estudios contemporáneos que analizan los mercados y tipos cambiarios de Asia y Latinoamérica son relativamente escasos. Más aun, los estudios no siempre se sustentan en análisis econométricos. Particularmente, varios de los mencionados estudios se plantean en términos de las causas y efectos de crisis financieras (v.g. Frankel y Rose, 1996; Kaminsky y Reinhart, 1998; Krugman, 2009). Otros, se plantean en términos las relaciones de los mercados y tipos cambiarios con diversas variables económicas y financieras (v.g. Sachs, 1999; Tanner, 2000; Athukorala y Rajapatirana, 2003). Además, hay estudios que se plantean en términos del análisis de la integración regional de los mercados financieros (v.g. Ortiz, et. al., 2005; Thorbecke, 2016).

Hay varias razones que justifican la escasez de los mencionados estudios econométricos. Las principales razones refieren a: 1) La predominancia histórica de niveles muy altos de intervención gubernamental en los mercados y tipos cambiarios de los países asiáticos y latinoamericanos;⁶ 2) la falta de disponibilidad de series cambiarias lo suficientemente consistentes, comparables y extensas en el tiempo; 3) la complejidad de las técnicas usadas para modelar las series;⁷ y 4) la relativa irrelevancia estadística de los estudios

cambio; 3) los méritos de la dolarización; 4) las relaciones entre los tipos de cambio y la estabilidad macroeconómica; 5) la independencia monetaria bajo diferentes regímenes cambiarios; y 6) los efectos de las “guerras de divisas” en los exportadores de commodities.

⁴ Bahmani—Oskooee y Saha (2015) revisan los estudios empíricos que han estudiado las relaciones entre los mercados bursátiles y cambiarios. Véase Ayayi y Mougoué (1996) y Cenedese, et. al. (2016) para una síntesis de los argumentos teóricos que sustentan dichas relaciones.

⁵ Los números entre paréntesis denotan las posiciones que ocupan las mencionadas monedas en el ranking de las más negociadas en la economía global con base en los datos del Banco Internacional de Pagos (BIS, 2016).

⁶ Hasta finales del siglo XX, muchas monedas asiáticas y latinoamericanas experimentaron apreciaciones como consecuencia de intervenciones gubernamentales. Véase Athukorala y Rajapatirana (2003) para una estimación de los niveles de apreciación de las monedas de ambas regiones durante los años 80 y 90 del siglo pasado.

⁷ Las técnicas econométricas contemporáneas modelan y pronostican las series cambiarias utilizando sistemas de regresiones, parámetros no lineales y diversas distribuciones de probabilidad (Moosa y Bhatti, 2010; Chinn, 2012; Della Corte y Tsiakas, 2012). Las mencionadas técnicas se utilizan porque las series suelen tener comportamientos difíciles de modelar mediante técnicas tradicionales. Las series cambiarias suelen manifestar

que analizaban los tipos de cambio usando variables macroeconómicas.⁸ Se enfatizan estas razones porque las mismas han limitado en buena medida el desarrollo de estudios empíricos y de análisis comparativos para Asia y Latinoamérica.

En este estudio se analizan los mercados y tipos cambiarios usando como referencia algunos estudios realizados para sus contrapartes bursátiles. Los estudios usados como referencia son los de Aggarwal y Kyaw (2005), Canova (2005), Kasa (1992) y Narayan y Smyth (2004). El análisis se sustenta en la existencia de relaciones entre los mercados y activos bursátiles y cambiarios. Por esta razón, las temáticas y las técnicas usadas aquí son similares a las usadas en los mencionados estudios. Particularmente, aquí se evalúan: 1) las relaciones de largo plazo en los tipos de cambio; 2) la sincronización de largo plazo de los mercados; 3) los efectos de choques estocásticos sobre los mercados; y 4) los cambios estructurales y la eficiencia de los mercados cambiarios.

Finalmente, no sobra enfatizar que la investigación puede justificarse por razones económicas y financieras. Particularmente, y como ya se ha mencionado, su relevancia se justifica porque: 1) los mercados cambiarios han experimentado transformaciones significativas; 2) la literatura econométrica que ha estudiado los mercados y tipos cambiarios de Asia y Latinoamérica es escasa; 3) los mercados y tipos cambiarios de los mencionados países han tenido una importancia creciente en la economía global; y 4) los regímenes cambiarios asiáticos y latinoamericanos pueden brindar lecciones para entender los procesos de desarrollo económico. Así, la relevancia de la investigación puede sustentarse en consideraciones de interés público, privado y académico.

3. Metodología de investigación.

En este estudio se analizan las series cambiarias de cinco países asiáticos y de cinco latinoamericanos. La metodología se sustenta en análisis de tipo estadístico, de cambio estructural endógeno y de cointegración y en funciones de impulso—respuesta. El análisis estadístico se usa para describir las series de los tipos de cambios y sus relaciones. El análisis de cambio estructural se usa para determinar la existencia de cambios estructurales en las series. El análisis de cointegración se usa para evaluar la existencia de relaciones de largo plazo y la sincronización de los mercados cambiarios. Las funciones de impulso—respuesta se utilizan para medir la sensibilidad de los rendimientos y las interdependencias de corto plazo entre los mercados.

El análisis estadístico incluye estadísticas descriptivas, pruebas de normalidad y correlaciones pairwise de las series de los tipos de cambio en términos logarítmicos (series en niveles). Las estadísticas descriptivas y las pruebas de Jarque—Bera se usan para describir las series utilizadas en los análisis de tipo confirmatorio, de cambio estructural y de cointegración. Las correlaciones pairwise se usan para estimar las asociaciones de pares de

comportamientos no lineales, curtosis excesivas, clusters de volatilidad, volatilidades no constantes y distribuciones no normales.

⁸ Los estudios que sustentan la irrelevancia de los análisis econométricos para analizar y describir los tipos de cambios con base en variables macroeconómicas se sustentan en los trabajos de Meese y Rogoff (1983a) y (1983b). Incluso, a la fecha, se considera que los pronósticos obtenidos mediante dichos análisis son apenas mejores que aquellos obtenidos mediante una caminata aleatoria (Vitale, 2007; Moosa y Bhatti, 2010). La irrelevancia de los mencionados análisis suele justificarse en términos de las restricciones que imponen los supuestos teóricos de los modelos macroeconómicos. Véase Moosa y Bhatti (2010) y Chinn (2012) para revisiones de la literatura.

las series y su significancia estadística. La hipótesis nula de la prueba de correlación es que las asociaciones no son significativas. Las pruebas de Jarque—Bera, por su parte, se utilizan para evaluar si las series se distribuyen normalmente. Por simplicidad, sólo se reportan los *p*—valores de las pruebas.

El análisis de cointegración requiere que las series cambiarias sean integradas de orden uno, $I(1)$, i.e., deben tener una raíz unitaria. Por esta razón, aquí se estiman pruebas de raíces unitarias y de estacionariedad para determinar de manera robusta el orden de integración de las series siguiendo la propuesta de Aggarwal y Kyaw (2005).⁹ Particularmente, aquí se estiman las pruebas Aumentada de Dickey—Fuller (*ADF*) y de Kwiatkowski—Phillips—Schmidt—Shin (*KPSS*) sobre cada una de las series en niveles y en diferencias.¹⁰ Se usan ambas pruebas por complementariedad y para garantizar la robustez de los resultados. La hipótesis nula de la prueba *ADF* es que la serie analizada tiene una raíz unitaria. La hipótesis nula de la prueba *KPSS* es que la serie es estacionaria, $I(0)$.

El análisis de cambio estructural endógeno se desarrolla con base en la propuesta de Narayan y Smyth (2004).¹¹ El análisis se sustenta en estimaciones de la prueba Zivot—Andrews (*ZA*). La prueba *ZA* permite evaluar, endógenamente, la existencia de quiebres en las series halladas $I(1)$.¹² El análisis usa estimaciones repetidas de la prueba para determinar la ocurrencia de un quiebre potencial.¹³ La hipótesis nula de la prueba *ZA* es que la serie tiene una raíz unitaria y que no experimenta ningún quiebre. Narayan y Smyth (2004), además, argumentan que el cumplimiento de la hipótesis nula indica que hay eficiencia informacional en el mercado.¹⁴ La hipótesis alternativa de la prueba es que la serie es estacionaria y que sí experimenta un quiebre.

Estadísticamente, la prueba *ZA* ha sido criticada porque suele indicar la presencia de quiebres inexistentes, i.e. “quiebres espurios” (Silvia e Iqbal, 2011). Por esta razón, el análisis de cambio estructural se complementa con estimaciones de la prueba de raíz unitaria Kim—Perron (*KP*). Esta prueba, también permite evaluar endógenamente la existencia de quiebres en series $I(1)$. Sin embargo, a diferencia de la prueba *ZA*, evita el problema de los “quiebres espurios” Más aun, la prueba *KP* provee un método de estimación más eficiente que el

⁹ Aggarwal y Kyaw (2005) utilizan las mencionadas pruebas para estudiar la integración de los mercados bursátiles de la región del NAFTA.

¹⁰ Las series en diferencias denotan los rendimientos diarios de los tipos de cambios.

¹¹ Narayan y Smyth (2004) utilizan la prueba *ZA* para analizar la eficiencia del mercado bursátil coreano.

¹² Adviértase que la mayoría de las pruebas existentes de cambio estructural consideran que el momento exacto del quiebre es conocido. Sin embargo, la prueba *ZA* no utiliza dicho supuesto. La prueba permite determinar el momento de ocurrencia del quiebre se determina con base en la información extraída de la serie analizada. Por esta razón se dice que la prueba permite evaluar endógenamente la existencia de quiebres. Véase Zivot y Andrews (1992).

¹³ Los supuestos se refieren al criterio de selección del número de rezagos óptimo y a la localización del quiebre en la regresión de la prueba *ZA*. Particularmente, en este estudio se usa como único criterio de selección a la prueba *t* secuencial. Los supuestos relativos a la localización del quiebre usados aquí refieren a la ubicación del mismo en: 1) el intercepto; 2) la tendencia; y 3) la tendencia y el intercepto.

¹⁴ La eficiencia informacional implica la imposibilidad de poder predecir consistentemente los precios de activos financieros en el largo plazo (Fama, 1970). Particularmente, Eiteman, Stonehill y Moffett (2013) indican que la eficiencia en el mercado cambiario supone: 1) Que toda la información relevante se refleja de inmediato tanto en los mercados cambiarios spot y forward; 2) que los costos de transacción son bajos; y 3) que los instrumentos denominados en diferentes monedas son sustitutos perfectos entre ellos.

correspondiente a la prueba ZA. La hipótesis nula de la prueba KP, basada en el estadístico Exp-W_{FS} , es que la serie tiene una raíz unitaria y que no experimenta ningún quiebre.¹⁵

Las relaciones de largo plazo y la sincronización en los mercados cambiarios se evalúan usando la metodología de Johansen (1991). Esta metodología permite evaluar la existencia de relaciones de cointegración, i.e. relaciones de largo plazo, para grupos de series $I(1)$ que idealmente se distribuyen de manera normal.¹⁶ El número de relaciones de cointegración se estima mediante la estimación repetida de pruebas de cointegración para un mismo grupo de series. Particularmente, aquí se utilizan las pruebas de cointegración de la traza y del máximo eigenvalor con fines analíticos. Los estadísticos de dichas pruebas se construyen usando especificaciones y modelos VAR seleccionados con base en el Criterio de Información de Schwartz. La hipótesis nula de las dos pruebas es que no hay relaciones de cointegración.

La sincronización de largo plazo de los mercados cambiarios se cuantifica con base en la propuesta de Kasa (1992).¹⁷ Su propuesta se sustenta en la contabilización de las relaciones de cointegración halladas en las series. Los grupos de series analizados aquí incluyen a: 1) todas las series; 2) las series asiáticas; y 3) las series latinoamericanas. Particularmente, el grado de sincronización de los mercados se cuantifica mediante porcentajes. Estos porcentajes muestran las relaciones de cointegración contabilizadas con respecto al máximo de relaciones posibles en un grupo de series. En este contexto, un porcentaje elevado de relaciones contabilizadas denota un nivel alto de sincronización de los mercados en el largo plazo.

Las funciones de impulso—respuesta se usan para estudiar la sensibilidad de los rendimientos cambiarios y las interdependencias de corto plazo de los mercados cuando hay choques estocásticos. El planteamiento sigue las propuestas de Soydemir (2000) y Canova (2005).¹⁸ Particularmente, aquí se utilizan las funciones de impulso—respuesta para: 1) simular choques estocásticos sobre los rendimientos de los tipos cambiarios de los países asiáticos y latinoamericanos; 2) evaluar el impacto de un choque en un país sobre sus rendimientos cambiarios, i.e. la sensibilidad de los rendimientos; y 3) describir el mecanismo de transmisión de dicho choque sobre los rendimientos de los otros países, i.e. las interdependencias de corto plazo de los mercados.¹⁹

Metodológicamente, el estudio tiene algunas limitaciones que definen sus alcances y límites analíticos. Particularmente, la suposición de que los mercados bursátiles y cambiarios pueden analizarse de la misma manera puede ser cuestionable. Estadísticamente, las

¹⁵ La prueba usada para evaluar la existencia de un quiebre mediante el estadístico Exp-W_{FS} es válida cuando el componente de ruido es integrado o estacionario (Kim y Perron, 2009). El estadístico Exp-W_{FS} se estima con base en la propuesta de Perron y Yabu (2009).

¹⁶ Chan (2013) muestra que la metodología de Johansen es robusta ante la presencia de distribuciones no normales cuando el tamaño de las series es relativamente grande (más de 100 observaciones). Adviértase que las series analizadas en este estudio incluyen 3744 observaciones diarias.

¹⁷ Kasa (1992) evalúa la sincronización de largo plazo de los mercados bursátiles de Alemania, Canadá, Estados Unidos, Inglaterra y Japón.

¹⁸ Soydemir (2000) estudia los mecanismos de transmisión de choques estocásticos en Estados Unidos y su duración sobre los rendimientos de los mercados bursátiles de Argentina, Brasil, Chile y México. Canova (2005), por su parte, estudia los mecanismos de transmisión de choques monetarios de Estados Unidos sobre los tipos de cambio y otras variables macroeconómicas de ocho países latinoamericanos.

¹⁹ Los principales supuestos usados aquí son los siguientes: 1) los errores estándar de respuesta se calculan usando el método analítico; y 2) los choques se estiman con el factor de Cholesky obtenido de la matriz de varianza—covarianza de los residuales. Véase Lütkepohl (2005) para una explicación del análisis de impulso—respuesta y del método de factorización de Cholesky.

estimaciones del orden de integración de las series y del número de relaciones de cointegración pueden depender de las pruebas utilizadas. Esta consideración es particularmente importante porque las funciones impulso—respuesta requieren que las series sean estacionarias (Lütkepohl, 2005). Además, las pruebas de cambio estructural endógeno suponen que las series solo podrían experimentar un único quiebre durante el periodo analizado (Zivot y Andrews, 1992; Kim y Perron, 2009).

Finalmente, debe enfatizarse que, pese a las limitaciones mencionadas, el estudio permite caracterizar los mercados y tipos cambiarios contemporáneos de Asia y Latinoamérica. En este contexto, la metodología permite analizar: 1) los mercados cambiarios y las dinámicas de los tipos de cambio de los países asiáticos y latinoamericanos desde una perspectiva comparada; 2) la existencia de movimientos y equilibrios de largo plazo en los tipos de cambio; 3) el grado de sincronización de largo plazo de los mercados cambiarios; 4) la sensibilidad de los rendimientos cambiarios y las interdependencias de corto plazo de los mercados cuando hay choques estocásticos; y 5) la existencia de cambios estructurales o de eficiencia informacional en los mercados cambiarios.

4. Base de datos, análisis estadístico, confirmatorio y de cambio estructural.

En esta investigación se utilizan series diarias de los tipos de cambio spot de Argentina, Brasil, Chile, China, Colombia, Corea del Sur, India, Malasia, México y Tailandia entre el 5 de agosto de 2002 y 22 de enero de 2016.²⁰ Los tipos de cambio muestran los precios nominales de las monedas de los países analizados medidos en dólares estadounidenses. Particularmente, las series en niveles expresan cada tipo de cambio en términos del logaritmo natural del precio P de la moneda del país analizado en el día t , $\ln P_t$. Así, la base de datos incluye diez series en niveles de 3744 observaciones diarias cada una. El Cuadro 1 muestra la estadística descriptiva y las pruebas de normalidad de las series en niveles.

	Argentina	Brasil	Chile	China	Colombia	Corea del Sur	India	Malasia	México	Tailandia
Promedio	-1.4113	-0.8028	-6.3102	-1.9517	-7.6809	-7.0031	-3.8939	-1.2370	-2.4808	-3.5597
Desv. Est.	0.3667	0.2357	0.1286	0.1145	0.1677	0.0943	0.1391	0.0909	0.1367	0.1246
Mediana	-1.3372	-0.7694	-6.2772	-1.9209	-7.6234	-7.0167	-3.8404	-1.2371	-2.4567	-3.5168
Máximo	-1.0143	-0.4280	-6.0658	-1.7986	-7.4125	-6.8033	-3.6655	-1.0727	-2.1972	-3.3539
Mínimo	-2.6310	-1.4296	-6.6330	-2.1137	-8.1298	-7.3592	-4.2313	-1.4949	-2.9300	-3.8040
Coef. Asim.	-1.1806	-0.5974	-0.6763	-0.3093	-0.5468	-0.1033	-0.7071	-0.2202	-0.3964	-0.4051
Curtosis	3.4104	2.5144	2.5470	1.4844	2.0872	3.3841	2.4172	2.1659	2.9890	1.7415
Jarque-Bera	896.0318	259.4476	317.3961	418.0287	316.5704	29.6722	364.9382	138.7747	98.0523	349.4667
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Observaciones	3744	3744	3744	3744	3744	3744	3744	3744	3744	3744

Notas: Estadísticas descriptivas y pruebas de normalidad de las series en niveles. Las series en niveles expresan en términos de logaritmos naturales a los valores de los tipos de cambio. Las series comprenden datos diarios del 05/08/2002 al 22/01/2016.

Fuente: Elaboración propia.

²⁰ Las monedas asiáticas y latinoamericanas fueron seleccionadas con base en la disponibilidad de datos en la plataforma Investing (<http://mx.investing.com/currencies/single-currency-crosses>). Las series incluidas refieren a los tipos de cambio más negociados en la economía global que no fueron sistemáticamente intervenidos durante el periodo analizado (salvo por el yuan chino).

El Cuadro 1 muestra las estimaciones de estadística descriptiva de las series en niveles de los tipos de cambio. Particularmente, las estimaciones muestran que, en promedio, los tipos de cambio asiáticos han sido más estables que los latinoamericanos. Las desviaciones estándar muestran que las monedas más estables han sido las de Malasia (0.0909) y Corea del Sur (0.0943); mientras que las más volátiles han sido las Argentina (0.3667) y Brasil (0.2357). La evidencia también muestra que las distribuciones de probabilidad de todas las series exhiben un sesgo negativo y que la gran mayoría son platicúrticas. Además, las pruebas de Jarque—Bera rechazan la hipótesis de normalidad para todas las series.

CUADRO 2. CORRELACIONES PAIRWISE.

	Argentina	Brasil	Chile	China	Colombia	Corea del Sur	India	Malasia	México	Tailandia
Argentina	1.0000									
Brasil	<i>0.2130</i>	***	1.0000							
Chile	<i>0.0859</i>	***	<i>0.8923</i>	***	1.0000					
China	<i>-0.7723</i>	***	<i>0.3648</i>	***	<i>0.4246</i>	***	1.0000			
Colombia	<i>-0.0845</i>	***	<i>0.8812</i>	***	<i>0.8863</i>	***	<i>0.6104</i>	***	1.0000	
Corea del Sur	<i>0.1097</i>	***	<i>0.2643</i>	***	<i>0.4030</i>	***	<i>-0.1594</i>	***	1.0000	
India	<i>0.9046</i>	***	<i>0.3826</i>	***	<i>0.2223</i>	***	<i>-0.6715</i>	***	<i>0.0461</i>	***
Malasia	<i>-0.1382</i>	***	<i>0.8052</i>	***	<i>0.8127</i>	***	<i>0.6491</i>	***	<i>0.9270</i>	***
México	<i>0.8014</i>	***	<i>-0.0748</i>	***	<i>-0.2034</i>	***	<i>0.7448</i>	***	<i>-0.2648</i>	***
Tailandia	<i>-0.5056</i>	***	<i>0.5878</i>	***	<i>0.6023</i>	***	<i>0.9140</i>	***	<i>0.7623</i>	***
	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>								

Notas: Correlaciones pairwise de las series en niveles. Las series en niveles expresan en términos de logaritmos naturales a los valores de los tipos de cambio. Las correlaciones se denotan en itálicas y negritas. Los p-value se denotan en itálicas. Uno, dos y tres asteriscos denotan niveles de significancia, respectivamente, del 10, 5 y 1 por ciento.

Fuente: Elaboración propia.

El Cuadro 2 muestra las correlaciones pairwise de las series en niveles agrupadas en pares. Las estimaciones muestran que hay correlaciones positivas y significativas para la mayoría de los pares. Así las correlaciones que destacan incluyen a: Argentina e India (0.9046); Argentina y México (0.8014); Brasil y Chile (0.8923); Brasil y Colombia (0.8812); Brasil y Malasia (0.8052); Chile y Colombia (0.8863); Chile y Malasia (0.8127); China y Tailandia (0.9140); y Colombia y Malasia (0.9270). Las correlaciones más bajas o no significativas corresponden a: Colombia e India (0.0461); Corea del Sur y México (0.0392); e India y Malasia (—0.0231). Estos resultados pueden interpretarse en términos de que los mercados latinoamericanos están más integrados que los asiáticos.

CUADRO 3. PRUEBAS ADF DE LAS SERIES.					
Serie	Niveles		Diferencias		I(d)
	P-value	Rezagos	P-value	Rezagos	
Argentina	0.99950	2	0.0000	1	1
Brasil	0.99890	2	0.0000	1	1
Chile	0.95960	0	0.0000	0	1
China	1.00000	1	0.0000	0	1
Colombia	0.99850	14	0.0000	13	1
Corea del Sur	0.40140	0	0.0000	11	1
India	0.71150	2	0.0000	1	1
Malasia	1.00000	4	0.0000	3	1
México	0.64270	8	0.0000	7	1
Tailandia	0.98700	2	0.0000	1	1

Notas: Pruebas ADF de las series en niveles y en diferencias. La hipótesis nula de la prueba ADF es que hay una raíz unitaria. Las pruebas asumen que la regresión de evaluación incluye una tendencia lineal e intercepto. El número de rezagos se estima con base en el Criterio de Información de Schwarz. El criterio de decisión de la prueba ADF supone un nivel de significancia del 5 por ciento. Los valores críticos se estiman con base en MacKinnon (1996). Las series en niveles expresan en terminos de logaritmos naturales a los valores de los tipos de cambio. Las series de diferencias son aquellas de los rendimientos diarios.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 4. PRUEBAS KPSS DE LAS SERIES.					
Serie	Niveles		Diferencias		I(d)
	Estadístico	Estacionariedad	Estadístico	Estacionariedad	
Argentina	1.5561		0.1091	*	1
Brasil	1.6316		0.0693	*	1
Chile	1.1679		0.0462	*	1
China	1.0735		0.6262		
Colombia	1.2037		0.1054	*	1
Corea del Sur	0.4711		0.0547	*	1
India	1.4564		0.0293	*	1
Malasia	1.0418		0.1759		
México	0.2274		0.0758	*	1
Tailandia	1.1922		0.0737	*	1

Notas: Pruebas KPSS de las series en niveles y en diferencias. La hipótesis nula de la prueba KPSS es que hay estacionariedad. Las pruebas asumen que la regresión de evaluación incluye una tendencia lineal e intercepto. El asterisco denota estacionariedad bajo un nivel de significancia del 5 por ciento. El valor crítico asociado a las pruebas es 0.146. Las series en niveles expresan en terminos de logaritmos naturales a los valores de las variables originales. Las series de diferencias son aquellas de los rendimientos diarios.

Fuente: Elaboración propia.

Los Cuadros 3 y 4 muestran, respectivamente, las estimaciones de las pruebas de raíces unitarias y de estacionariedad sobre las series cambiarias. Los cuadros muestran que la mayoría de las series en niveles, de acuerdo a ambas pruebas, son I(1). Las excepciones se refieren a los tipos de cambio de China y Malasia. Estos resultados avalan que la mayoría de las series en niveles son elegibles para los análisis de cointegración. Desde una perspectiva financiera, los resultados implican que las dinámicas de los tipos de cambios de Argentina,

Brasil, Chile, Colombia, Corea del Sur, India, México y Tailandia podrían ser afectados de manera permanente por choques aleatorios. Asimismo, los resultados implican que los rendimientos cambiarios de dichos países podrían ser informacionalmente eficientes.

Los Cuadros 5 y 6 muestran las estimaciones de las pruebas de cambio estructural endógeno para las series en niveles. Se muestran las pruebas ZA y KP para diferentes supuestos sobre la localización del quiebre. Las estimaciones muestran que no hay evidencia de que los tipos de cambio hayan experimentado quiebres (i.e., no se rechaza la hipótesis nula en ningún caso). La evidencia, por tanto, no valida las hipótesis de que la Crisis Financiera Global o algún otro evento hayan inducido cambios estructurales permanentes en las dinámicas de los tipos de cambio. Más, aun, la evidencia confirma que la mayoría de los tipos de cambios son ineficientes y que sus rendimientos resultan eficientes.

CUADRO 5. PRUEBA ZIVOT-ANDREWS DE CAMBIO ESTRUCTURAL ENDOGÉNO.

País	Intercepto		Tendencia		Intercepto y Tendencia	
	Estadístico	Fecha	Estadístico	Fecha	Estadístico	Fecha
Argentina	-1.851	28/10/2013	-3.138	26/07/2012	-3.120	16/07/2012
Brasil	-0.888	17/03/2005	-2.644	25/02/2011	-2.644	29/11/2010
Chile	-2.626	18/10/2013	-3.054	14/09/2012	-3.108	29/06/2012
China	-0.672	27/04/2007	-1.791	09/05/2013	-1.818	18/03/2013
Colombia	-0.804	31/10/2013	-2.819	19/07/2013	-2.818	21/07/2013
Corea del Sur	-4.025	30/07/2008	-2.763	19/11/2004	-4.708	29/02/2008
India	-3.297	02/08/2011	-2.847	25/04/2007	-3.361	02/08/2011
Malasia	-0.886	29/10/2013	-2.951	08/04/2013	-2.984	18/03/2013
México	-2.134	05/07/2009	-2.953	02/12/2013	-3.181	25/09/2013
Tailandia	-2.592	02/06/2013	-2.298	18/09/2011	-2.696	23/02/2011

Notas: Prueba Zivot-Andrews de cambio estructural endogeno de las series en niveles. La hipótesis nula de la prueba es que no hay cambio estructural. El número de rezagos se estima con base en el Criterio de Información de Schwarz. El criterio de decisión de la prueba supone un nivel de significancia del 5 por ciento. Si se asume que la localización del quiebre se ubica en el intercepto, en la tendencia o en la tendencia y el intercepto, los valores críticos son, respectivamente, -4.80, -4.42 y -5.08. Las series en niveles expresan en terminos de logaritmos naturales a los valores de los tipos de cambio.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 6. PRUEBA KIM-PERRON DE CAMBIO ESTRUCTURAL ENDOGÉNO.

Serie	Fecha de quiebre	Rezagos óptimos de las primeras diferencias (α)	Estadístico raíz unitaria	Observación de quiebre	Total de observaciones	Lambda	$T_{(\alpha-1)}$	Criterio de decisión
Argentina	15/12/2015	7	-2.3940	3717	3745	0.99	-4.62	No Rechazar H0
Brasil	09/10/2008	5	-1.2841	1613	3745	0.43	-4.28	No Rechazar H0
Chile	02/01/2011	5	-2.3542	2271	3745	0.61	-4.36	No Rechazar H0
China	19/07/2005	1	2.4665	771	3745	0.21	-5.19	No Rechazar H0
Colombia	05/03/2010	10	-1.1211	2109	3745	0.56	-4.36	No Rechazar H0
Corea del Sur	28/10/2008	10	-2.0392	1626	3745	0.43	-4.28	No Rechazar H0
India	18/05/2009	7	-2.7452	1770	3745	0.47	-3.85	No Rechazar H0
Malasia	17/05/2010	10	-0.5502	2075	3745	0.55	-3.85	No Rechazar H0
México	07/08/2009	8	-2.0807	1839	3745	0.49	-3.85	No Rechazar H0
Tailandia	11/11/2008	9	-1.7325	1636	3745	0.44	-4.28	No Rechazar H0

Notas: Prueba Kim-Perron de cambio estructural endogeno. La hipótesis nula de la prueba es que no hay cambio estructural. Las series empleadas para las estimaciones de las pruebas del modelo A2 fueron consideradas en niveles en logaritmos. Las fechas de quiebre fueron obtenidas al estimar los modelos A1-A3 propuestos por Kim y Perron (2009). El número de rezagos óptimos de las primeras diferencias de las variables dependientes fueron seleccionados mediante el criterio de información de Akaike modificado (MAIC), propuesto por Kim y Perron (2009). Los valores críticos $T_{(\alpha-1)}$ fueron obtenidos de la Tabla IV.A de la distribución límite del modelo A propuestas por Perron (1989) considerando un nivel de significancia estadística del 10 por ciento.

Fuente: Elaboración propia.

5. Análisis de cointegración y de sincronización y funciones de impulso—respuesta.

En esta sección se evalúan: 1) la existencia de relaciones de largo plazo entre los tipos de cambio; 2) la sincronización de los mercados cambiarios; y 3) los efectos de choques estocásticos sobre los mercados. Particularmente, la evaluación de relaciones de largo plazo se sustenta en la metodología de Johansen (1991). Los grupos de series analizadas incluyen a: 1) todas las series; 2) las series asiáticas; y 3) las series latinoamericanas. Por simplicidad, las estimaciones se muestran en los cuadros 7, 8 y 9. Además, la sensibilidad de los rendimientos y las interdependencias de corto plazo de los mercados se estudian usando gráficos de las funciones impulso—respuesta. Los gráficos 1 y 2 muestran las funciones para las series de rendimientos $I(0)$

El Cuadro 7 sintetiza los resultados de las pruebas de cointegración en las series cambiarias de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Corea del Sur, India, México y Tailandia.²¹ Particularmente, las estimaciones sugieren que hay movimientos y equilibrios comunes de largo plazo en los tipos de cambio. Las pruebas de la traza y de máximo eigenvalor sugieren que hay al menos una relación de cointegración de un total de siete posibles.²² Por tanto, las cifras sugieren que el grado de sincronización de largo plazo entre los mercados cambiarios latinoamericanos y asiáticos es bajo (14.3 por ciento). Por tanto, la evidencia sugiere que, en el largo plazo, podría no ser viable hacer operaciones de arbitraje usando monedas asiáticas y latinoamericanas.

Los Cuadros 8 y 9 sintetizan las estimaciones de las pruebas de cointegración para las series asiáticas y latinoamericanas, respectivamente. La contabilización de relaciones de cointegración sugiere que, en el largo plazo, los mercados cambiarios latinoamericanos están más sincronizados que los asiáticos. Particularmente, el grado de sincronización de los mercados latinoamericanos es de 25 por ciento; mientras que el grado estimado para los mercados asiáticos es igual a cero. Por tanto, la evidencia sugiere que es inviable hacer operaciones de arbitraje de largo plazo usando las monedas de Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México. Asimismo, sugiere que habría posibilidades de hacer ganancias de largo plazo mediante operaciones de arbitraje en los mercados de Corea del Sur, India y Tailandia.

²¹ Adviértase que solo se incluyen las series de los tipos de cambio de aquellos países que eran elegibles para los análisis de integración de acuerdo a las pruebas de ADF y KPSS.

²² El número máximo de relaciones de cointegración para un grupo de k series integradas de orden uno es $k-1$.

CUADRO 7. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN PARA TODAS LAS SERIES.

Relaciones de Cointegración	Estadístico			
	Traza	P-value	Máximo	P-value
Ninguna	225.4344	0.0000	74.0397	0.0001
A lo más 1	151.3946	0.0036	51.1982	0.0170
A lo más 2	100.1964	0.0851	34.8290	0.2078
A lo más 3	65.3673	0.2752	27.3222	0.2956
A lo más 4	38.0451	0.5703	15.7169	0.7644
A lo más 5	22.3281	0.5733	10.6947	0.7773
A lo más 6	11.6334	0.4822	6.6192	0.7157
A lo más 7	5.0141	0.2819	5.0141	0.2819

Notas: Pruebas de cointegración de Johansen para todas las series en niveles I(1). Las series analizadas refieren a Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Corea del Sur, India, México y Tailandia. La hipótesis nula es que no hay relaciones de cointegración. Los supuestos de las pruebas asumen que: 1) Las series no tienen ninguna tendencia lineal determinística; 2) la forma funcional de la ecuación de cointegración solo tiene intercepto; 3) la forma funcional del VAR no tiene intercepto; y 4) el VAR se estima considerando cero rezagos con base en el Criterio de Información de Schwartz. Los criterios de decisión de las pruebas de la traza y de máximo eigenvalor suponen un nivel de significancia del 5 por ciento. Los valores críticos se estiman con base en MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Las series en niveles expresan en

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 8. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN PARA LAS SERIES ASIÁTICAS.

Relaciones de Cointegración	Estadístico			
	Traza	P-value	Máximo	P-value
Ninguna	22.4778	0.5633	9.0483	0.9011
A lo más 1	13.4294	0.3305	7.9037	0.5593
A lo más 2	5.5256	0.2307	5.5256	0.2307

Notas: Pruebas de cointegración de Johansen para las series asiáticas en niveles I(1). Las series analizadas refieren a Corea del Sur, India y Tailandia. La hipótesis nula es que no hay relaciones de cointegración. Los supuestos de las pruebas asumen que: 1) Las series no tienen ninguna tendencia lineal determinística; 2) la forma funcional de la ecuación de cointegración solo tiene intercepto; 3) la forma funcional del VAR no tiene intercepto; y 4) el VAR se estima considerando cero rezagos con base en el Criterio de Información de Schwartz. Los criterios de decisión de las pruebas de la traza y de máximo eigenvalor suponen un nivel de significancia del 5 por ciento. Los valores críticos se estiman con base en MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Las series en niveles expresan en términos de logaritmos naturales a los valores de los tipos de

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 9. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN PARA LAS SERIES LATINOAMERICANAS

Relaciones de Cointegración	Estadístico			
	Traza	P-value	Máximo	P-value
Ninguna	132.404	0.0000	34.8058	0.0001
A lo más 1	77.7135	0.0001	28.5880	0.0015
A lo más 2	38.395	0.0218	22.2996	0.1055
A lo más 3	18.5254	0.0851	15.8921	0.1057
A lo más 4	4.7834	0.3080	9.1645	0.3080

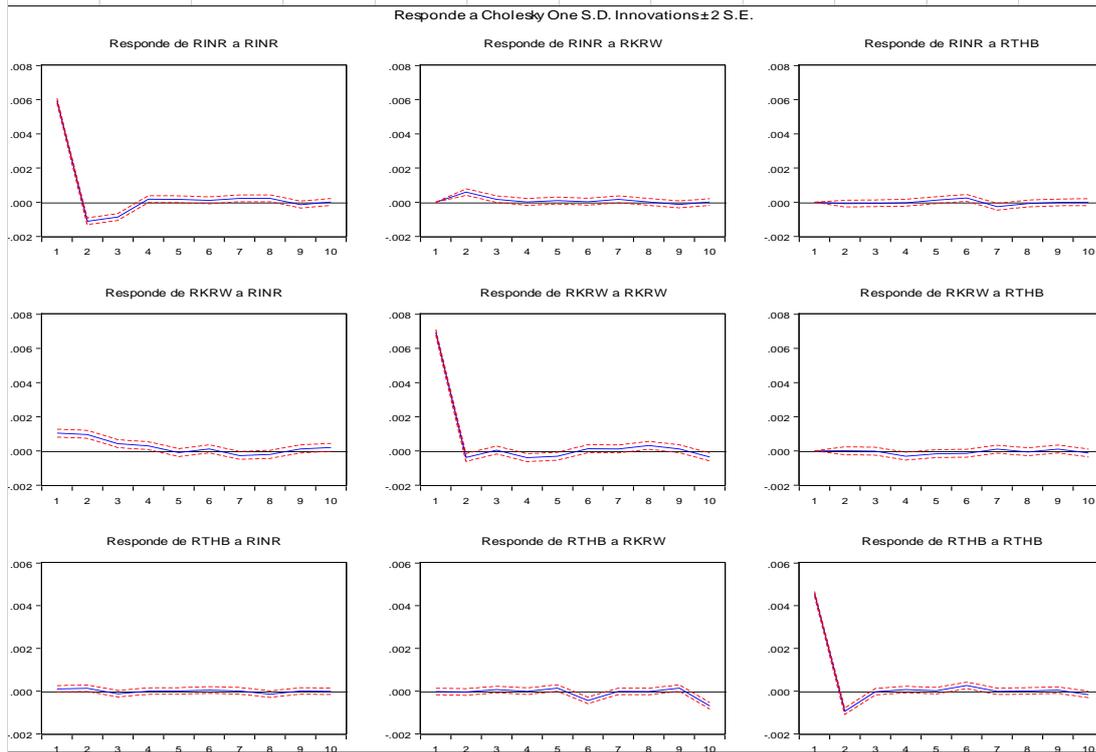
Notas: Pruebas de cointegración de Johansen para las series latinoamericanas en niveles I(1). Las series analizadas refieren a Argentina, Brasil, Colombia, Chile y México. La hipótesis nula es que no hay relaciones de cointegración. Los supuestos de las pruebas asumen que: 1) Las series no tienen ninguna tendencia lineal determinística; 2) la forma funcional de la ecuación de cointegración solo tiene intercepto; 3) la forma funcional del VAR no tiene intercepto; y 4) el VAR se estima considerando cero rezagos con base en el Criterio de Información de Schwartz. Los criterios de decisión de las pruebas de la traza y de máximo eigenvalor suponen un nivel de significancia del 5 por ciento. Los valores críticos se estiman con base en MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Las series en niveles expresan en términos de

Fuente: Elaboración propia.

Los Gráficos 1 y 2 muestran la sensibilidad de los rendimientos cambiarios y las interdependencias de corto plazo entre los mercados cambiarios. Particularmente, el Gráfico 1 sugiere que los efectos de una revaluación inesperada del tipo de cambio de un país asiático pueden durar hasta cinco días. Asimismo, sugiere que los rendimientos de Corea del Sur son más sensibles ante choques estocásticos que sus contrapartes en India y Tailandia. El Gráfico 2, por su parte, sugiere que los efectos de una revaluación inesperada del tipo de cambio de un país latinoamericano pueden durar hasta diez días. Asimismo, sugiere que los rendimientos de Colombia son más sensibles ante choques que sus contrapartes en Argentina, Brasil, Chile y México.

Los Gráficos 1 y 2 también sugieren que los efectos de choques estocásticos no son iguales en Asia y en Latinoamérica. Particularmente, los gráficos muestran que las sensibilidades de los rendimientos son mayores en los mercados latinoamericanos que en los asiáticos. Asimismo, sugieren que las interdependencias de corto plazo entre las monedas latinoamericanas son mayores que las correspondientes a sus contrapartes asiáticas. En este contexto, los gráficos sugieren que una revaluación del peso chileno tiene efectos significativos sobre los mercados de Argentina, Brasil, Colombia y México. Asimismo, sugieren que una revaluación de la rupia hindú tiene efectos débiles, pero significativos, sobre los mercados de Corea del Sur y Tailandia.

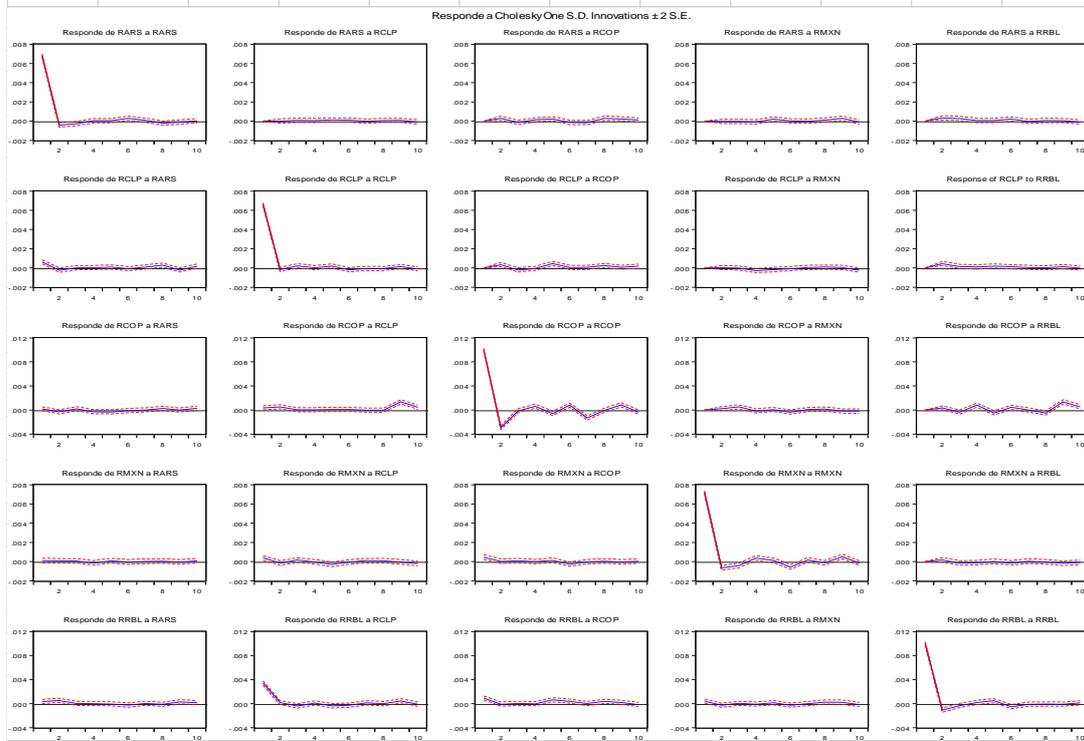
GRÁFICO 1. FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA PARA LAS SERIES ASIÁTICAS DE RENDIMIENTOS.



Notas: Funciones impulso-respuesta para las series asiáticas de rendimientos. Las series analizadas refieren a Corea del Sur (RKRW), India (RINR) y Tailandia (RTHB). Las estimaciones utilizan un horizonte de respuesta de 10 días. Los errores estándar de respuesta se calculan usando el método analítico (asintótico). Los choques se estiman con el factor de Cholesky obtenido de la matriz de varianza-covarianza de los residuales.

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 2. FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA PARA LAS SERIES LATINOAMERICANAS DE RENDIMIENTOS.



Notas: Funciones impulso-respuesta para las series latinoamericanas de rendimientos. Las series analizadas refieren a Argentina (RARS), Brasil (RRBL), Colombia (RCOP), Chile (RCLP) y México (RMXN). Las estimaciones utilizan un horizonte de respuesta de 10 días. Los errores estándar de respuesta se calculan usando el método analítico (asintótico). Los choques se estiman con el factor de Cholesky obtenido de la matriz de varianza-covarianza de los residuales.

Fuente: Elaboración propia.

6. Conclusiones y discusión.

En este estudio se han analizado econométricamente los mercados cambiarios y los tipos de cambio de cinco países asiáticos y cinco latinoamericanos. Particularmente, se han estudiado: 1) las características de los tipos de cambio de dichos países; 2) la existencia de cambios estructurales en las dinámicas de los tipos de cambio; 3) la sincronización de largo plazo de los mercados; y 4) los efectos de choques estocásticos sobre los rendimientos cambiarios. Se han utilizado análisis estadísticos, de cambio estructural endógeno y de cointegración y funciones de impulso—respuesta. El estudio ha usado tipos de cambio spot diarios de Argentina, Brasil, Chile, China, Colombia, Corea del Sur, India, Malasia, México y Tailandia, para el periodo comprendido del 5 de agosto de 2002 al 22 de enero de 2016.

Los hallazgos de los análisis estadístico, confirmatorio y de cambio estructural pueden sintetizarse de la siguiente manera: 1) los tipos de cambio asiáticos han sido más estables que los latinoamericanos; 2) Malasia y Corea del Sur han tenido las monedas más estables; 3) Argentina y Brasil han tenido las monedas más volátiles; 4) ninguno de los tipos de cambio se distribuye normalmente; 5) los mercados latinoamericanos están más integrados que los asiáticos; 6) la gran mayoría de las series de los tipos de cambio son $I(1)$; 7) las series de China y Malasia constituyen las excepciones; y 8) la evidencia no valida las hipótesis de que la Crisis Financiera Global o algún otro evento hayan inducido cambios estructurales en las dinámicas de los tipos de cambio.

Los hallazgos de los análisis de cointegración y de sincronización y de las funciones de impulso—respuesta sugieren que: 1) hay movimientos y equilibrios comunes de largo plazo entre los tipos de cambio; 2) el grado de sincronización de largo plazo de los mercados latinoamericanos y asiáticos es bajo, 14.3 por ciento; 3) el grado de sincronización de los mercados latinoamericanos es de 25 por ciento; 4) no hay evidencia de sincronización de los mercados asiáticos; 5) un choque estocástico en un país latinoamericano tiene efectos de mayor magnitud y duración que un choque similar en un país asiático; y 6) las sensibilidades e interdependencias de corto plazo entre las monedas latinoamericanas son mayores que las correspondientes a sus contrapartes asiáticas.

Los hallazgos mencionados tienen implicaciones para el análisis de los mercados y tipos cambiarios de Asia y Latinoamérica. Particularmente, los hallazgos del análisis sugieren que los rendimientos de las monedas de Corea del Sur, India y Tailandia se comportan de manera eficiente informacionalmente. Los hallazgos del análisis de cointegración, por su parte, sugieren que es viable realizar operaciones de arbitraje de largo plazo usando únicamente monedas asiáticas. Asimismo, los mismos sugieren que en los mercados latinoamericanos no es viable realizar ganancias de manera consistente en el largo plazo. Además, los hallazgos del análisis de sincronización justifican la posibilidad de usar los tipos de cambio como instrumentos de política económica.²³

Finalmente, debe enfatizarse que todavía se requieren más estudios sobre los mercados y tipos cambiarios de los países asiáticos y latinoamericanos. Estos estudios se requieren para

²³ Adviértase que la escasa sincronización de las series cambiarias en el largo plazo sugiere que hay margen para que los tipos de cambio se establezcan de manera relativamente discrecional. En este contexto, la existencia de series integradas de orden uno sugeriría que las políticas cambiarias podrían tener efectos permanentes sobre las dinámicas de los tipos de cambio.

entender los procesos de integración, de desarrollo económico y de estabilidad financiera de los mencionados países. Particularmente, faltan estudios empíricos referidos a: 1) La economía política de los regímenes cambiarios;²⁴ 2) la modelación de las dinámicas e interrelaciones de los mercados cambiarios con otros mercados financieros;²⁵ y 3) la evaluación de los modelos usados para pronosticar y describir los tipos de cambio.²⁶ Sin duda alguna, los mencionados estudios ayudarán a entender de mejor manera los regímenes cambiarios de los países en desarrollo y emergentes.

Bibliografía.

Agénor, P.R. y Montiel, P.J. (2015): *Development Macroeconomics*, Cuarta edición, Princeton University Press, Princeton.

Aggarwal, R. y Kyaw, N.A. (2005): “Equity market integration in the NAFTA region: Evidence from unit root and cointegration tests”, *International Review of Financial Analysis*, 14(4), 393—406.

Andrade, R.P. y Magalhães—Prates, D. (2013): “Exchange rate dynamics in a peripheral monetary economy”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 35(3), 399—416.

Athukorala, P.C. y Rajapatirana, S. (2003): “Capital inflows and the real exchange rate: A comparative study of Asia and Latin America”, *The World Economy*, 26(4), 613—637.

Ayayi, R.A. y Mougoué, M. (1996): “On the dynamic relation between stock prices and exchange rates”, *Journal of Financial Research*, 19(2), 193—207.

Bahmani—Oskooee, M. y Saha, S. (2015): “On the relation between stock prices and exchange rates: A review article”, *Journal of Economic Studies*, 42(4), 707—732.

BIS (2016): *Triennial Central Bank Survey: Foreign Exchange Turnover in April 2016*, Bank for International Settlements, Basilea.

Canova, F. (2005): “The transmission of US shocks to Latin America”, *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229—251.

Cenedese, G., Payne, R., Sarno, L. y Valente, G. (2016): “What do stock markets tell us about exchange rates?”, *Review of Finance*, 20(3), 1045—1080.

Chan, F. (2013): *Advantages of Non-normality in Testing Cointegration Rank*, Bankwest Curtin Economics Centre-Curtin University, Perth.

²⁴ Véase Frieden (2008) para una introducción a la literatura teórica y empírica sobre la economía política de los regímenes cambiarios en los países en desarrollo.

²⁵ Si bien, hay estudios empíricos que analizan las relaciones entre los mercados cambiarios y bursátiles; hay menos estudios referidos a las relaciones de los mercados cambiarios con otros mercados financieros. Estos últimos estudios suelen vincularse al análisis de las condiciones internacionales de paridad y de las relaciones entre los regímenes cambiarios y el desempeño macroeconómico. Véase Eiteman, Stonehill y Moffet (2013) y Lahura y Vega (2013), respectivamente, para revisiones de dichos estudios.

²⁶ Véase Della Corte y Tsiakas (2012) y Mark y Sul (2012) para revisiones de la literatura de las metodologías y técnicas econométricas usadas para analizar los tipos de cambio.

Chinn, M.D. (2012): “Macro approaches to exchange rate determination”, en James, J.; Marsh, I. y Sarno, L. (eds.): *Handbook of Exchange Rates*, John Wiley & Sons, Hoboken, 45—71.

Della Corte, P. y Tsiakas, I. (2012): “Statistical and economic methods for evaluating exchange rate predictability”, en James, J.; Marsh, I. y Sarno, L. (eds.): *Handbook of Exchange Rates*, John Wiley & Sons, Hoboken, 221—263.

Edwards, S. (2011): “Exchange—rate policies in emerging countries: Eleven empirical regularities from Latin America and East Asia”, *Open Economies Review*, 22(4), 533—563.

Eiteman, D.K., Stonehill, A.I. y Moffett, M.H. (2013): *Multinational Business Finance*, Décimo tercera edición, Pearson, Upper Saddle River.

Fama, E.F. (1970): “Efficient capital markets: A review of theory and empirical work”, *Journal of Finance*, 25(2), 383—417.

Frankel, J.A. (2004): “Experience of and lessons from exchange rate regimes in emerging economies”, en Asian Development Bank (eds.) *Monetary and Financial Integration in East Asia: The Way Ahead Vol. 2*, Palgrave Macmillan, Nueva York, 91—138.

Frankel, J.A. y Rose, A.K. (1995): “Empirical research in nominal exchange rates”, en Grossman, G. y Rogoff, K. (eds.): *Handbook of International Economics Vol. 3*, North Holland, Amsterdam, 1689—1729.

Frankel, J.A. y Rose, A.K. (1996): “Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment”, *Journal of International Economics*, 41(3), 351—366.

Frieden, J. (2008): “Globalization and exchange rate policy”, en Zedillo, E. (ed.): *The Future of Globalization: Explorations in Light of Recent Turbulence*, Routledge, Abingdon, 344—357.

Imbs, J. (2004): “Trade, finance, specialization and synchronization”, *Review of Economics and Statistics*, 86(3), 723—734.

Johansen, S. (1991): “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive models”, *Econometrica*, 59(6), 1551—1580.

Kaminsky, G.L. y Reinhart, C.M. (1998): “Financial crises in Asia and Latin America: Then and now”, *The American Economic Review*, 88(2), 444—448.

Kasa, K. (1992): “Common stochastic trends in international stock markets”, *Journal of Monetary Economics*, 29(1), 95—124.

Kearney, C. (2012): “Emerging markets research: Trends, issues and future directions”, *Emerging Markets Review*, 13(2), 159—183.

Keat, S.W. (2010): “The Global Financial Crisis: Impact on Asia and policy challenges ahead”, en Glick, R. y Spiegel, M.M. (eds.): *Asia and the Global Financial Crisis*, Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, 267—276.

Kim, D. y Perron, P. (2009): “Unit root tests allowing for a break in the trend function at an unknown time under both the null and alternative hypotheses”, *Journal of Econometrics*, 148(1), 1—13.

King, M.R. Osler, C. y Rime D. (2012): “Foreign exchange rate market structure, players and evolution”, en James, J.; Marsh, I. y Sarno, L. (eds.): *Handbook of Exchange Rates*, John Wiley & Sons, Hoboken, 3—44.

Kohler, M. (2010): “Exchange rates during financial crises”, *BIS Quarterly Review*, 15(1), 39—50.

Krugman, P. (2009): *The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008*, W.W. Norton & Company, Nueva York.

Lahura, E. y Vega, M. (2013): “Regímenes cambiarios y desempeño macroeconómico: Una evaluación de la literatura”, *Revista Estudios Económicos*, (26), 101—119.

Lütkepohl, H. (2005): *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer—Verlag, Berlin—Heidelberg.

MacKinnon, J.G. (1996): “Numerical distribution functions for unit—root and cointegration tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601—618.

MacKinnon, J.G., Haug, A.A. y Michelis, L. (1999): “Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563—577.

Mark, N.C. y Sul, D. (2012): “When are pooled panel—data regression forecasts of exchange rates more accurate than the time—series regression forecasts?”, en James, J.; Marsh, I. y Sarno, L. (eds.): *Handbook of Exchange Rates*, John Wiley & Sons, Hoboken, 265—281.

Meese, R.A. y Rogoff, K. (1983a): “Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?”, *Journal of International Economics*, 14(1), 3—24.

Meese, R.A. y Rogoff, K. (1983b): “The out—of—sample failure of empirical exchange rate models: Sampling error or misspecification?”, en Frenkel, J.A. (ed.): *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago University Press, Chicago, 67—112.

Moosa, I.A. y Bhatti, R.H. (2010): *The Theory and Empirics of Exchange Rates*, World Scientific Publishing, Singapur.

Narayan, P.K. y Smyth, R. (2004): “Is South Korea’s stock market efficient?”, *Applied Economics Letters*, 11(11), 707—710.

Ortiz, E., Cabello, A., de Jesús, R. y Johnson, R. (2005): “Exchange rates, market efficiency and purchasing power parity: Long—run tests for the Latin—American currencies”, *Problemas de Desarrollo: Revista Latinoamericana de Economía*, 36(141), 85—108.

Perron, P. (1989): “The Great Crash, the Oil Price Shock and the unit root hypothesis”, *Econometrica*, 57(6), 1361—1401.

Perron, P. y Yabu, T. (2009): “Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 27(3), 369 —396.

Sachs, J.D. (1999): “Resource endowments and the real exchange rate: A comparison of Latin America and East Asia”, en Ito, T. y Krueger, A.O. (eds.): *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries: Theory, Practice, and Policy Issues*, Chicago University Press, Chicago, 133—154.

Silvia, J. e Iqbal, A. (2011): “Profits: Mean diverting with high volatility”, *International Journal of Economics and Finance*, 3(2), 200—211.

Soydemir, G. (2000): “International transmission mechanism of stock market movements: Evidence from emerging equity market”, *Journal of Forecasting*, 19(3), 149—176.

Tanner, E. (2000): “Exchange market pressure and monetary policy: Asia and Latin America in the 1990s”, *IMF Economic Review*, 47(3), 311—333.

Thorbecke, W. (2016): “Exchange rates and production networks in Asia: A twenty—first century perspective”, *International Economic Journal*, 30(2), 217—230.

Vitale, P. (2007): “A guided tour of the market microstructure approach to exchange rate determination”, *Journal of Economic Surveys*, 21(5), 903 —934.

Zivot, E. y Andrews, D.K.W. (1992): “Further evidence on the Great Crash, Oil Price Shock and the unit root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251 —270.

APÉNDICE

Series en niveles de los tipos de cambio asiáticos y latinoamericanos

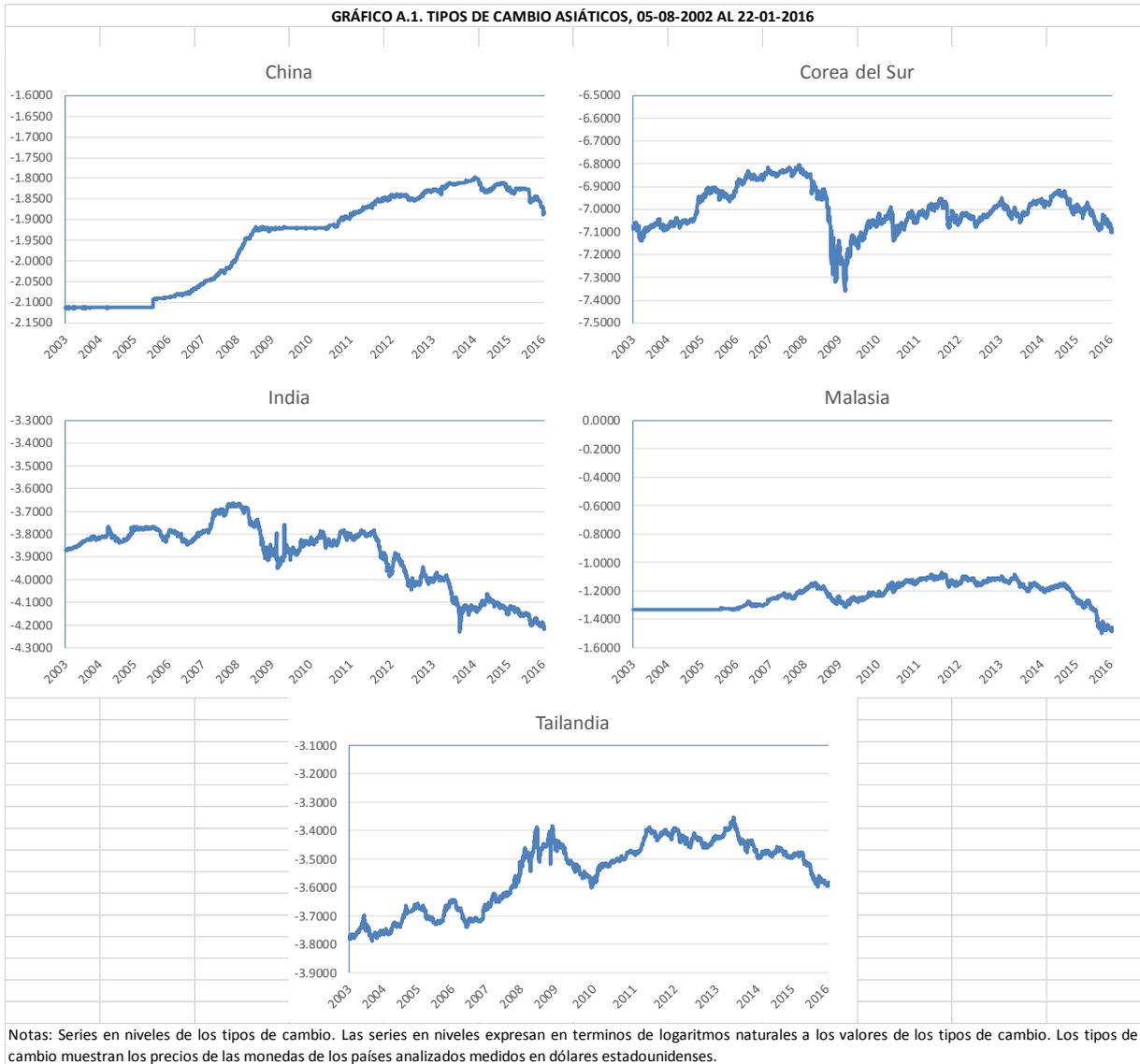
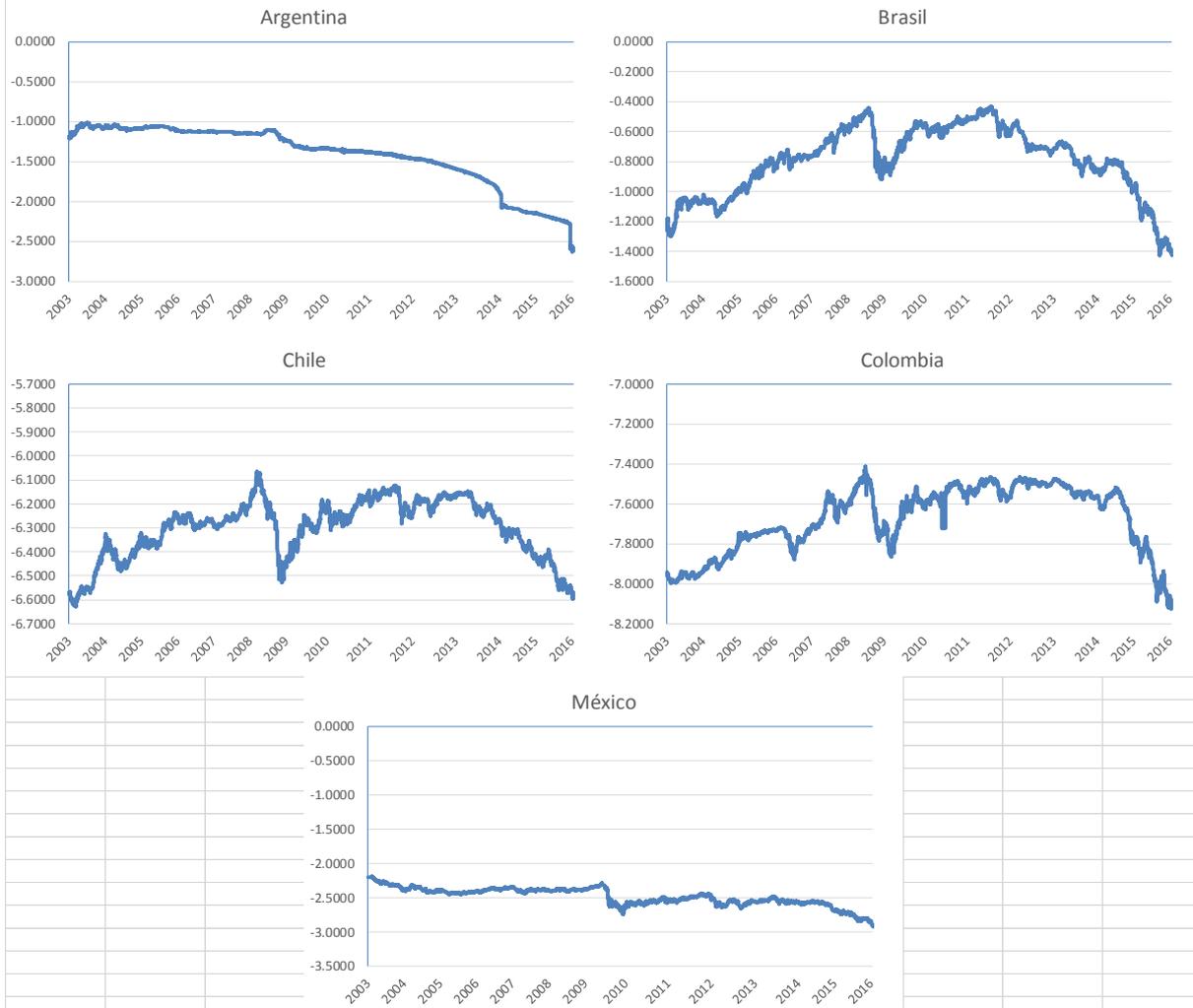


GRÁFICO A.2. TIPOS DE CAMBIO LATINOAMERICANOS, 05-08-2002 AL 22-01-2016



Notas: Series en niveles de los tipos de cambio. Las series en niveles expresan en terminos de logaritmos naturales a los valores de los tipos de cambio. Los tipos de cambio muestran los precios de las monedas de los países analizados medidos en dólares estadounidenses.