

UNIVERSIDAD DE CONCEPCIÓN
ESCUELA DE CIENCIAS Y TECNOLOGÍAS
DEPARTAMENTO DE GESTIÓN EMPRESARIAL



Efecto de MILA sobre el equilibrio e integración de los mercados cambiarios de Latinoamérica

Tesis para optar al Título Profesional de Ingeniero Comercial y al Grado Académico de
Licenciado en Ciencias de la Administración de Empresas

Catalina D. Carrasco Freire
Viviana C. Valenzuela Gallegos

Profesor Guía

Jorge A. Muñoz Mendoza, M.Sc.
Departamento de Gestión Empresarial

Los Ángeles, diciembre 2018

DEDICATORIA

A Dios

A mi madre Sonia

A mi padre José

A mi hermana Noelia

A mi hermano Alex

A mis sobrinos

A mi gran compañero Álvaro.

A mi profesor Jorge.



Catalina D. Carrasco Freire

A Dios

A mi madre María

A mi padre Gabriel

A mi hermana Gabriela

A mi hermano Alejandro

A mi sobrina Josefa

A mi gran compañero Felipe.

A mi profesor Jorge

Viviana C. Valenzuela Gallegos

AGRADECIMIENTOS

La vida se encuentra plagada de retos, y uno de ellos es el que hoy culmina. Este logro se lo dedico a mi gran familia, de la cual me siento orgullosa.

Agradezco a mis padres, por darme la vida, por los valores brindados y por la formación y educación que con mucho esfuerzo lograron darme.

A mis hermanos, por confiar siempre en mí y por su apoyo incondicional.

Agradezco a mi profesor guía por su dedicación y grandes enseñanzas que nos deja.



Catalina D. Carrasco Freire

AGRADECIMIENTOS

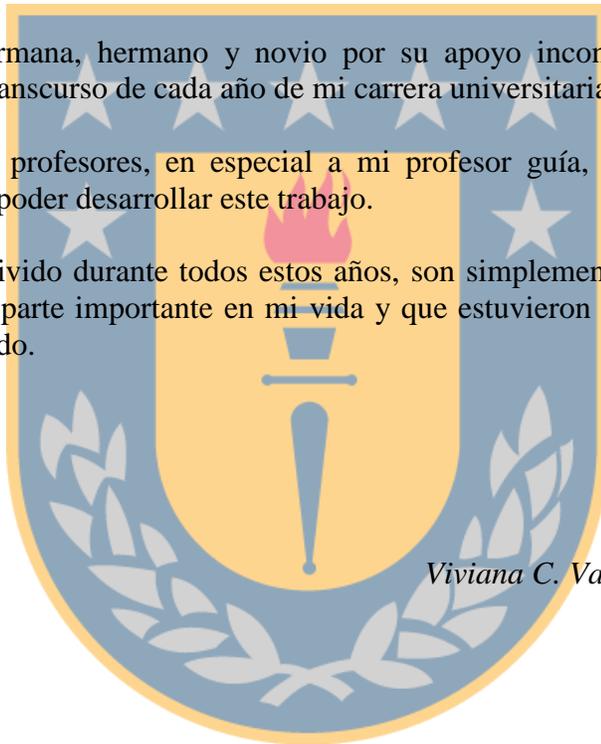
Agradezco a Dios por haberme ayudado en este camino, todo lo que he logrado hasta hoy se lo debo a Él, cada obstáculo, cada meta cumplida es una bendición, gracias por estar presente no solo en esta etapa tan importante en mi vida, sino en todo momento dándome lo mejor cada día.

Además, agradezco a mis padres por ser un pilar fundamental en esta etapa, por ser promotores de mis metas, gracias a ellos por cada día confiar y creer en mí y en mis expectativas, gracias a mi madre por acompañarme en cada larga noche de estudio, agotadoras noches en las que su compañía era una gran motivación para continuar; gracias a mi padre por siempre desear y anhelar lo mejor para mi vida, gracias por cada consejo, y por cada palabra durante esta etapa que no ha sido fácil, pero gracias aquellas palabras de aliento en momentos de aflicción, estoy culminando con esto.

Gracias a mi hermana, hermano y novio por su apoyo incondicional, que me brindaron día a día en el transcurso de cada año de mi carrera universitaria.

Agradecer a mis profesores, en especial a mi profesor guía, por enseñarnos y dedicar de su tiempo para poder desarrollar este trabajo.

Cada momento vivido durante todos estos años, son simplemente únicos. Conocí personas que hoy forman parte importante en mi vida y que estuvieron a mi lado durante esta carrera, gracias por todo.



Viviana C. Valenzuela Gallegos

Exchange markets and stock markets integration in Latin America: Evidence from MILA¹

Abstract

In this article, we analyze the relationship between the exchange markets and the integration process of the Latin American stock markets (MILA), focusing the analysis on two points. First, we evaluate if the risk premium corrects exchange disequilibrium, using the uncovered interest parity (UIP) as analysis pillar. Second, we analyze the effect of MILA on the foreign exchange market. We use monthly data between January 1997 and March 2018 for the markets of Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru. Using GARCH in Mean models it is observed that there is no risk premium that corrects UIP deviations. However, the results of the DCC-MGARCH model show that there is a risk premium that is generated simultaneously by the existing correlation between the markets. This result shows that the exchange risk premium has regional rather than local characteristics. Finally, the implementation of MILA had significant effects on the risk premium and the degree of correlation of the foreign exchange markets.

Keywords: exchange parity, risk premium, market integration, GARCH, DCC-MGARCH.
JEL codes: F31, F36, G15

Resumen

En este artículo analizamos la relación entre el mercado cambiario y el proceso de integración de los mercados accionarios de Latinoamérica (MILA), enfocando el análisis en dos puntos. Primero, evaluamos si el premio por riesgo corrige el desequilibrio cambiario, usando como pilar de análisis la paridad descubierta de tasas de interés (UIP). Segundo, analizamos el efecto de MILA sobre el mercado cambiario. Para ello usamos datos mensuales entre enero de 1997 y marzo de 2018 para los mercados de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Usando modelos GARCH in Mean se observa que no existe un premio por riesgo que corrija los desvíos de la UIP. No obstante, los resultados del modelo DCC-MGARCH demuestran que existe un premio por riesgo que se genera simultáneamente por la correlación existente entre los mercados. Este resultado demuestra que el premio por riesgo cambiario tiene características regionales más que locales. Finalmente, la implementación de MILA tuvo efectos significativos sobre el premio por riesgo y el grado de correlación de los mercados cambiarios.

Palabras claves: paridad, premio por riesgo, integración de mercados, GARCH, DCC-MGARCH.
Código JEL: F31, F36, G15

¹This article was sponsored by the University of Concepcion through the VRID project 215.422.001-1.0IN. Remaining errors are the sole responsibility of the authors.

1. Introducción

En el campo de las finanzas internacionales, las últimas décadas han estado marcadas por un importante desarrollo de los mercados cambiarios y la integración de diversos mercados accionarios alrededor del mundo. Estos hechos han significado importantes beneficios para los inversionistas en términos de la forma en que se valorizan los activos y el riesgo. En el plano académico, estos acontecimientos han concitado el interés de los investigadores para abordar el análisis de nuevas líneas de investigación basadas en la potencial relación entre ambos sucesos.

Por un lado, el mercado cambiario y la fijación de precios para los tipos de cambio han sido ampliamente investigados en el último tiempo. Basados en condiciones de equilibrio de corto plazo como la paridad descubierta de tasas de interés (en adelante UIP), una vasta literatura empírica ha demostrado que el mercado cambiario se encuentra en desequilibrio ya que el diferencial de tasas de interés no explicaría del todo el valor de las divisas (Froot, 1990; Froot y Thaler, 1990). Incluso, la mayoría de esta evidencia sostiene que el diferencial de tasas de interés menospredice la dirección subsiguiente del tipo de cambio, hecho que se conoce como *forward discount bias* o *forward premium puzzle* (Lewis, 1995; Engel, 1996; Isard, 2006; Choudhry, 2013). Diversas investigaciones han formulado que los desvíos de la UIP se deben a la existencia de un premio por riesgo, el que podría ser constante o variable en el tiempo (Domowitz y Hakkio, 1985; Ballie y Bollerslev, 1990a, 1990b; Chinn y Meredith, 2004). No obstante, aun detectando este premio por riesgo, la evidencia empírica ha mostrado falta de consenso en torno a la capacidad del premio por riesgo para corregir el desvío de la UIP, hecho que mantiene abierto el debate.

Por otro lado, los recientes procesos de integración de los mercados accionarios regionales podrían tener efectos relevantes sobre la dinámica de sus mercados cambiarios. Los mayores movimientos de flujos de capitales, inherentes a un proceso de integración, supondrían un cambio en el mecanismo en el que los inversionistas valoran el riesgo y los diversos activos financieros. De esta forma, las posiciones en portafolios de divisas y los posibles canales de contagio financiero en el mercado cambiario podrían ser afectados por la integración de mercados accionarios al conducir a los inversionistas a una evaluación regional del riesgo (Glick y Rose, 1999; Beine, 2004).

En mayo de 2011, el mercado integrado de Latinoamérica (en adelante MILA) comenzó a operar a través de un proceso de integración virtual entre Chile, Colombia y Perú, al que luego se incorporaría México. Cada uno de los mercados mencionados ha continuado operando de forma independiente pese a la integración. Bajo esta modalidad, MILA se ha transformado en el segundo mayor mercado bursátil de la región, sólo superado por la bolsa de Brasil. Si bien los efectos de MILA sobre la liquidez y actividad bursátil han sido favorables, sus impactos sobre la diversificación del riesgo han sido acotados (Castro y Marín, 2014). Ello se explicaría por el menor grado de segmentación que caracteriza a los mercados latinoamericanos y que llevaría a los inversionistas a valorar regionalmente el riesgo (De Jong y De Roon, 2005; Abid et al., 2014; Berggrum et al., 2016). Este punto supondría dos aspectos relevantes para los mercados cambiarios latinoamericanos y que son un foco de investigación. En primer lugar, de existir un premio por riesgo en el mercado cambiario, éste se valorizaría desde una perspectiva regional y

estaría determinado por los comovimientos entre estos mercados. En segundo lugar, si MILA tiene beneficios sobre diversificación del riesgo, los comovimientos de los mercados cambiarios serían menores (Mellado y García, 2014).

Por lo anterior, el objetivo de nuestra investigación es determinar la presencia de un premio por riesgo en la valoración de los tipos de cambio en los mercados latinoamericanos y si este premio por riesgo fue afectado por el proceso de integración de los mercados accionarios a través del MILA. Nuestro trabajo aporta a la evidencia empírica en dos aspectos. Primero, evaluamos la potencial presencia y naturaleza de un premio por riesgo en los mercados cambiarios latinoamericanos. En esta materia, la contribución de este artículo se centra en determinar si dicho premio por riesgo se genera individualmente en cada mercado o de forma regional por la interacción entre ellos. Segundo, evaluamos el efecto de MILA sobre los retornos y el premio por riesgo cambiario. Pretendemos cuantificar si la integración de los mercados accionarios tuvo efectos relevantes sobre la fijación del premio por riesgo y los comovimientos del mercado cambiario.

Para cumplir con este objetivo utilizamos series de tiempo mensuales entre enero de 1997 y marzo de 2018 para los mercados de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Los resultados obtenidos de las regresiones OLS y GARCH in mean demuestran que no existe un premio por riesgo que corrija los desvíos y sesgos de la UIP acerca de la depreciación esperada del tipo de cambio. Sólo en el caso de Chile se evidenció la presencia de un premio por riesgo variable en el tiempo. Sin embargo, cuando las estimaciones se efectúan a través de modelos DCC-MGARCH se observó un premio por riesgo variable en el tiempo en todos los mercados analizados, el que no corrige el desvío de la UIP. Este resultado muestra que el premio por riesgo en los mercados cambiarios latinoamericanos es valorado regionalmente y no de forma individual. Incluso, el premio por riesgo se correlaciona positiva y significativamente entre los mercados, principalmente entre los que conforman el MILA. Finalmente, la implementación de MILA intensificó la correlación dinámica de los retornos cambiarios y del premio por riesgo entre los mercados que lo componen.

Este artículo se estructura de la siguiente forma. Tras esta introducción, la sección 2 presenta la evidencia teórica y empírica acerca del comportamiento del mercado cambiario a través la UIP, su relación con el premio por riesgo y cómo han interactuado los mercados cambiarios con los procesos de integración de los mercados accionarios en el MILA. Esta sección también señala las hipótesis de trabajo. La sección 3 presenta los datos y metodologías de análisis empleadas en esta investigación. La sección 4 muestra los resultados obtenidos. Finalmente, la sección 5 agrupa las conclusiones de este artículo.

2. Marco teórico e hipótesis

2.1. Equilibrio cambiario y la UIP

El mercado cambiario ha sido un foco de análisis por parte de muchos investigadores durante las últimas décadas. Una parte importante de las investigaciones han centrado el estudio del mercado cambiario en el valor de equilibrio de los tipos de cambio.

Una de estas condiciones de equilibrio es la paridad descubierta de tasas de interés (UIP). La UIP señala que la depreciación esperada del tipo de cambio $[E(e_{t+k})-e_t]/e_t$ se ajusta de acuerdo al diferencial entre la tasa de interés local i_t y extranjera i_t^* , donde e_{t+k} es el tipo de cambio esperado y e_t es el tipo de cambio spot. Normalmente, esta relación se ha testado empíricamente a través del siguiente modelo de regresión:

$$\frac{E(e_{t+k} - e_t)}{e_t} = a + b_1(i_t - i_t^*) + e_t \quad (1)$$

Bajo esta especificación el tipo de cambio estaría en el equilibrio de corto plazo si el diferencial de tasas de interés explica totalmente la rentabilidad cambiaria. Es decir, que $\alpha=0$, $\beta_1=1$ y ε_t sea un residuo no autocorrelacionado.

La literatura que ha estudiado esta relación ha mostrado una persistente falta de consenso, aunque la mayoría se ha inclinado por rechazar la validez de la UIP. Esta literatura empírica ha señalado que la predicción de la UIP es sesgada, por lo cual el diferencial de tasas de interés sólo explica una fracción de la rentabilidad cambiaria (Mussa, 1984; Frenkel, 1981). En esta misma línea, la mayoría de los estudios ha obtenido que $\alpha=0$, aunque a menudo $\beta_1<0$, hecho que revela que el diferencial de tasas de interés menospredice la dirección subsiguiente del tipo de cambio. Froot y Thaler (1990) al resumir los resultados de 75 estudios empíricos señalan que son muy pocos los casos en donde $\beta_1>0$ y que la mayoría de los estudios demuestran que $\beta_1<0$ con un promedio de -0.88. En este sentido, son variados los estudios que han respaldado este hallazgo empírico al que han denominado *forward premium puzzle* o *forward discount bias*, y que sería habitual en mercados cambiarios de países desarrollados (Fama, 1984; Mussa, 1984; Hodrick, 1987; Froot, 1990; Lewis, 1995; Engel, 1996; Olmo y Pilbeam, 2011; Bhatti, 2014). Incluso otros estudios que analizaron períodos previos a Bretton Woods, caracterizados por una menor volatilidad cambiaria, encontraron resultados similares a los descritos por el forward premium puzzle (McFarland et al., 1994; Phillips et al., 1996; Choudhry, 2013).

Otra parte de la literatura empírica ha aportado resultados favorables a la UIP. Chinn y Meredith (2004) encuentran que β_1 es cercano a 1 cuando la estimación se basa en tasas de interés de largo plazo, hecho que validaría la UIP. Otros escasos estudios basados también en tasas de largo plazo apoyan estos resultados (Chinn y Meredith, 2005; Bekaert et al., 2007). Más recientemente, Lothian y Wu (2011), usando una extensa muestra de años y países, encuentran evidencia que apoya la UIP. Sus resultados señalan que β_1 es cercano a 1, especialmente en períodos donde los diferenciales de tasas de interés son elevados. Los autores añaden que β_1 se torna negativo en caso contrario. Tales resultados son avalados por otros estudios empíricos (Chaboud y Wright, 2005; Lambelet y Mihailov, 2005; Sarno et al., 2006; Baillie y Kilic, 2006; Lothian et al., 2013). En esta línea, Lothian (2016) agrega que el cumplimiento de la UIP se debería a una relación no lineal entre el retorno cambiario y el diferencial de tasas de interés. De esta forma, la UIP sería válida en países con elevados diferenciales de tasas de interés como ocurre en naciones emergentes, mientras que en países desarrollados se observaría el forward discount bias. Bansal y Dahlquist (2000) en un estudio que compara 28 países, entre desarrollados y emergentes, avalan esta visión que

señala el menor sesgo de la UIP observado en países emergentes y la radicalización del sesgo en los mercados desarrollados. Hecho que también es compartido por Frankel y Poonawala (2010). Por la evidencia descrita para mercados emergentes, la mayor volatilidad cambiaria y los elevados diferenciales de tasas de interés que caracterizan a Latinoamérica formularemos la primera hipótesis de nuestra investigación:

H1: La UIP es válida en los mercados cambiarios latinoamericanos.

2.2. Acerca del premio por riesgo en el mercado cambiario

Es importante destacar que la mayoría de las investigaciones empíricas basadas en la UIP ha descartado su validez. En torno a estos resultados se han formulado diversas teorías que explican el desvío persistente de la UIP, siendo una de ellas la potencial presencia de un premio por riesgo. Frankel (1982) indica que el premio por riesgo es una función de la varianza del error de predicción y de los movimientos del tipo de cambio. Hecho que es compartido por Froot y Frankel (1989) y Mark y Wu (1998). En esta línea, Domowitz y Hakkio (1985) elaboraron un modelo para la UIP que extiende el trabajo Lucas (1982) y Hodrick y Srivastava (1984), y que incorpora un premio por riesgo variable en el tiempo asociado a la volatilidad de los retornos cambiarios σ_t . Siguiendo a Engle (1982), Engle et al. (1987) y Bollerslev (1990), esta relación se ha testeado empíricamente a través de modelos GARCH para la siguiente forma de la UIP con premio por riesgo:

$$\frac{E(e_{t+k} - e_t)}{e_t} = a + b_1(i_t - i_t^*) + b_2 S_t + e_t \quad (2)$$

Bajo esta especificación el tipo de cambio estaría en el equilibrio de corto plazo si el diferencial de tasas de interés explica totalmente la rentabilidad cambiaria y no existe premio por riesgo. Es decir, que $\alpha=0$, $\beta_1=1$, $\beta_2=0$ y ε_t sea un residuo no autocorrelacionado. En caso de existir premio por riesgo, Frankel y Chinn (1993) y Cavaglia et al. (1994) señalan que dicho premio tendría la capacidad de corregir el desvío de la UIP, esto es, $\alpha=0$ y $\beta_1=1$. Empíricamente, la inclusión del premio por riesgo ha sido foco de debate y análisis en cuanto a su existencia, naturaleza y capacidad de corregir el desvío de la UIP. Es en esto último donde se ha concentrado la mayor parte del debate.

Algunos estudios sostienen que la existencia del premio por riesgo no corrige el desvío de la UIP. Domowitz y Hakkio (1985) al analizar las monedas de Alemania, Francia, Japón, Reino Unido y Suiza a través de un modelo ARCH-Mean encontraron evidencia que avala la presencia de un premio por riesgo temporalmente variable en las monedas de Japón y Reino Unido. Sin embargo, el sesgo de la UIP sólo se vio reducido parcialmente. Tai (2001) encuentra evidencia similar para los mercados asiáticos, descartando que el cumplimiento de la UIP y el comportamiento irracional de los inversores al momento de valorizar el riesgo cambiario. A pesar de las ventajas de los modelos GARCH en modelar la volatilidad cambiaria, otros estudios han llegado a resultados similares (Baillie y Bollerslev, 1990a, 1990b; Forsberg y Bollerslev, 2002; Olmo y Pilbeam, 2011; Aysun y Lee, 2014; Engel, 2016).

Otra parte relativamente menor a la anterior ha encontrado que la inclusión del premio por riesgo corregiría el desvío de la UIP. Humala (2006) en un estudio enfocado en el mercado peruano señala que el EMBI puede funcionar como proxy del premio por riesgo asociado a una moneda. Sus resultados demuestran que el sesgo de la UIP se mitiga, aunque añade que los períodos de acople varían en el tiempo. Aggarwal (2013) en un estudio empírico desarrollado para los mercados cambiarios de Japón, Australia y Estados Unidos entre 1992 y 2005 encontraron evidencia favorable a la UIP. Los autores sostienen que el premio por riesgo particular de cada mercado es atribuible a episodios de elevados diferenciales de tasas de interés y que contribuirían a explicar de mejor forma la trayectoria del tipo de cambio. Li et al. (2012) corroboran esta visión y añaden que el ajuste del premio por riesgo sería más evidente en mercados emergentes, donde efectivamente los diferenciales de tasas de interés son comparativamente mayores que en los mercados desarrollados. A juicio de Yung (2017) este premio por riesgo, propio de cada mercado cambiario, contribuiría a explicar más de la mitad de las variaciones del tipo de cambio. Los mercados latinoamericanos presentan las características mencionadas y por ello formulamos la siguiente hipótesis:

H2: Existe un premio por riesgo cambiario en cada mercado que corrige el sesgo de la UIP.

El premio por riesgo cambiario no sólo podría tener características propias de cada mercado, sino que también poseer una connotación regional. El mayor intercambio comercial entre países de la misma región, políticas de desarrollo financiero comunes y el mayor grado de interdependencia entre los países favorecería la valoración regional del riesgo cambiario (He, 2017). Bollerslev (1990) en un análisis empírico para el marco alemán, lira italiana, franco suizo, franco francés y libra esterlina demostró que la unificación monetaria incrementó las correlaciones de los retornos cambiarios. Este hecho incrementó el premio por riesgo en todos estos mercados gracias a los mayores comovimientos de los mercados cambiarios. Incluso, los períodos de crisis incrementaron el grado de dependencia de los mercados cambiarios (Yang et al., 2003; Assidenou, 2011). Los mercados latinoamericanos están caracterizados por un bajo grado de segmentación y comparten cualidades idiosincráticas muy similares que dificultan, por un lado las posibilidades de diversificación para los inversionistas en la región, y por otro, los obligan a valorar los activos financieros como el tipo de cambio con una visión regional. Mellado y García (2014) sostienen que en los mercados latinoamericanos estas cualidades estarían sostenidas en las correlaciones existentes entre ellos, sean éstas dinámicas o constantes. En todo caso, al formarse de manera regional, la UIP en si misma no sería válida por cuanto serían los comovimientos entre los mercados los que podrían explicar el retorno cambiario, además, de los diferenciales de tasas de interés. La literatura para mercados latinoamericanos es casi inexistente en esta materia, y por ello formulamos la siguiente hipótesis:

H3: Existe un premio por riesgo cambiario a nivel regional en los mercados latinoamericanos.

2.3. Efecto de MILA sobre los mercados cambiarios de Latinoamérica

Los procesos de integración económica o financiera que han desarrollado diversos países tendrían efectos relevantes en el ámbito macroeconómico y financiero, principalmente aquellos relacionados con la liberalización financiera de los mercados (Francis et al., 2002; Seerattan y Birchwood, 2004). Diversos estudios empíricos han evaluado los potenciales efectos de estos procesos. Fratzscher (2002) afirma que el proceso de integración económica y financiera experimentado en Europa ha contribuido a mitigar la incertidumbre de estos mercados y los ha posicionado de mejor forma en relación a Estados Unidos. En el caso de Asia, Shin y Sohn (2006) sostienen que, si bien el grado de integración de la región es menor al de los mercados desarrollados de Europa, los principales efectos de la integración regional son visibles en mayores comovimientos de precios.

El vínculo entre los mercados accionarios y cambiarios es estrecho. Sin embargo, la evidencia empírica que ha investigado los efectos particulares de la integración financiera de mercados accionarios sobre los mercados cambiarios es aún escasa. Glick y Rose (1999) afirman que los movimientos de flujos de capitales, inherentes a estos procesos de integración, podrían afectar las posiciones sobre los portafolios de divisas mantenidos por los inversionistas. Este hecho a juicio de Beine (2004) y Tai (2007), aumentaría las probabilidades de contagio financiero debido a la mayor dependencia de los mercados cambiarios. Conclusión que también es compartida por Syllignakis y Kouretas (2011) y Celik (2012). Bollerslev (1990) en un estudio empírico analiza con profundidad el efecto de estos procesos sobre los mercados cambiarios de Europa. Sus resultados indican que la unificación monetaria incrementó las correlaciones de los retornos cambiarios. En esa misma línea, Fratzscher (2002) sostiene que la integración de los mercados accionarios profundizó el efecto de la integración económica en Europa, generando una significativa reducción de la volatilidad cambiaria. Una relación similar a la hallada por De Brouwer (1997) y Janor et al. (2007) para los mercados asiáticos, quienes agregan que la paridad cambiaria estaría estrechamente relacionada con el grado de apertura financiera de los países.

En Latinoamérica, MILA comenzó sus operaciones en mayo de 2011 bajo una modalidad virtual de integración financiera de los mercados de Chile, Colombia y Perú, a la que luego se incorporaría México. Pese a la integración, cada uno de estos mercados accionarios continúa operando de forma independiente. En la actualidad, MILA se ha convertido en segundo mayor mercado bursátil de la región, sólo superado por la bolsa de Brasil. Algunos estudios han sostenido que MILA reportando beneficios en términos de actividad bursátil, liquidez y profundidad (Agudelo et al., 2015; Castro y Marín, 2014; Lizarzaburú et al., 2015). Incluso, otras investigaciones han demostrado que la implementación de MILA ha generado un soporte para la actividad económica en períodos de crisis (Asness et al., 2011).

Pese a lo anterior, sus efectos sobre los mercados cambiarios de la región han sido escasamente investigados. Mellado y García (2014) en un trabajo empírico realizado a los mercados iniciales de MILA (Chile, Colombia y Perú) encontraron que las rentabilidades cambiarias se correlacionan en forma significativa y se ajustan dinámicamente a su media de largo plazo. Ello a juicio de Heston et al. (1995) es reflejo de un mayor grado de

dependencia entre estos mercados. En todo caso, la investigación de Mellado y García (2014) señala que la puesta en marcha de MILA no tuvo mayores efectos sobre las correlaciones dinámicas de los retornos cambiarios, salvo entre los comovimientos de los mercados de Chile y Perú, donde MILA generó una reducción relevante. A juicio de estos autores, esta reducción abre espacios para diversificar el riesgo cambiario en estos mercados. Cabe señalar que aquella investigación no analizó el efecto de MILA sobre el premio por riesgo cambiario.

Es así que la mayor dependencia entre los mercados latinoamericanos observada por Chen et al. (2002), sumado a su escaso grado de segmentación que atenúa el potencial beneficio de la diversificación, supondrían que los retornos y los premios por riesgo de los mercados cambiarios de la región experimentarían movimientos conjuntos. Dado que MILA ha fortalecido la integración de los mercados financieros de la región, se esperaría que tales comovimientos se acentúen en los mercados cambiarios, principalmente entre los países que conforman MILA. En este ámbito, la evidencia es escasa y nos motiva a formular las siguientes hipótesis:

H4: MILA afecta positivamente las correlaciones entre los retornos cambiarios de los mercados latinoamericanos.

H5: MILA afecta positivamente las correlaciones entre los premios por riesgo cambiarios de los mercados latinoamericanos.

3. Datos y métodos

3.1. Muestra de datos

Los datos usados en este artículo fueron extraídos de Bloomberg. Los datos corresponden a series de tiempo mensuales compuestas de 255 observaciones para el período comprendido entre enero de 1997 y marzo de 2018. Los países analizados son Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. La tabla 1 muestra las variables utilizadas.

El retorno cambiario (EXRET), medido por la variación mensual del tipo de cambio, es la variable dependiente del estudio. El tipo de cambio está cuantificado como el valor del dólar americano en términos de la moneda local. Esta medida es ampliamente utilizada por diversos estudios internacionales (Fama, 1984; Domowitz y Hakkio, 1985; Baillie y Bollerslev, 1990a; Lewis, 1995). Mientras que el diferencial de tasas de interés (DIF) es medido por la diferencia entre la tasa interbancaria a 30 días del país i con respecto a la tasa de Estados Unidos. Ambas variables se emplean para especificar la UIP, teoría que será usada como base de valoración de los tipos de cambio en el corto plazo.

El premio por riesgo cambiario (PREM) es medido por la desviación estándar condicional de los retornos cambiarios. Esta medición se basa en una predicción obtenida de un modelo GARCH in mean (1,1) donde la ecuación de la media condicional para el retorno cambiario tiene una especificación ARMA(1,1). Para controlar factores sistémicos asociados a las crisis económicas y financieras definimos dos variables dummies, las cuales adoptan el valor 1 en los períodos marcados por las crisis Asiática (ASIA) y Subprime (SUB), respectivamente; y 0 en otro caso.

Finalmente, definimos la variable MILA como una variable dummy que adopta valor 1 desde mayo de 2011, fecha en la cual MILA entró en operaciones.

Tabla 1. Variables

Variables	Description
EXRET	Monthly exchange return
DIF	Interest rate differential
PREM	Exchange risk premium
MILA	MILA stock integration
ASIA	Dummy Asia
SUB	Dummy Subprime

Fuente: Elaboración propia

3.2. Metodología econométrica

En esta sección presentamos los modelos econométricos utilizados en esta investigación. En primer lugar, para determinar la validez del equilibrio de corto plazo en los mercados cambiarios, estimaremos la UIP mediante una regresión OLS:

$$EXRET_t = a + b_1 DIF_t + e_t \quad (3)$$

Donde $EXRET_t$ es el retorno cambiario en el período t , el cual es regresionado sobre el diferencial de tasas de interés interbancarias (DIF_t). Se tiene que e_t es una perturbación aleatoria. De acuerdo a (1) y (3) el mercado cambiario estará en equilibrio si $\alpha=0$ y $\beta_1=1$.

Para complementar el análisis de la UIP, utilizamos el modelo GARCH in mean propuesto por Engle et al. (1987). Esta especificación nos permitirá incorporar un premio por riesgo cambiario en la relación de equilibrio. La ecuación de la media condicional es:

$$EXRET_t = a + b_1 DIF_t + b_2 S_t + e_t \quad (4)$$

Donde $EXRET_t$ es el retorno cambiario en el período t , el cual es regresionado sobre el diferencial de tasas de interés interbancarias (DIF_t) y la desviación estándar condicional σ_t de los retornos. Este último regresor es el componente GARCH in mean. Se tiene que e_t es una perturbación aleatoria. De acuerdo a (4) el mercado cambiario estará en equilibrio de corto plazo si $\alpha=0$, $\beta_1=1$ y $\beta_2=0$. Es decir, que no existe premio por riesgo ($\alpha=0$ y $\beta_2=0$) y que el diferencial de tasas de interés explica completamente la rentabilidad del tipo de cambio ($\beta_1=1$). Es importante señalar que si $\alpha \neq 0$ el premio por riesgo es constante, mientras que si $\beta_2 \neq 0$ dicho premio será temporalmente variable. Ambos hechos avalarían la existencia del premio por riesgo en el mercado cambiario. Por otra parte, la ecuación de la varianza condicional del retorno cambiario está dada por:

$$S_t^2 = g_0 + g_1 S_{t-1}^2 + g_2 e_{t-1}^2 + u_t \quad (5)$$

Donde σ_{t-1}^2 es el componente GARCH(1) representado por el rezago en $t-1$ de la varianza condicional de los retornos, mientras que ε_{t-1}^2 es el componente ARCH(1) medido por el residuo cuadrático en $t-1$. Notar que los coeficientes γ_0 , γ_1 y γ_2 son parámetros no negativos. Sí γ_1 y γ_2 fuesen no significativos, entonces la varianza de los retornos sería condicionalmente homocedástica e igual a la constante γ_0 . Además, el coeficiente de persistencia de la varianza condicional equivale a $(\gamma_1 + \gamma_2)$, factor que mientras más cercano sea a 1, más persistente son los movimientos temporales de la varianza.

En segundo lugar, estimamos un modelo GARCH multivariado con correlación condicional dinámica (DCC-MGARCH) propuesto por *Engle* (2002) y *Tse y Tsui* (2002). Este modelo se aplicó a la especificación (4) en forma multivariada:

$$EXRET_t = A_0 + B_1 DIF_t + Q_1 PREM_t + e_t \quad (6)$$

Como se observa, el modelo (6) es la representación multivariada de la UIP, donde la variable dependiente está representada por la rentabilidad cambiaria ($EXRET_t$) en el momento t . Se tiene que A_0 es el vector de constantes, B_1 es la matriz de coeficientes asociados a los diferenciales de tasas de interés (DIF_t) en el período t y Q_1 es la matriz de coeficientes asociados a los premios por riesgo ($PREM_t$). Finalmente, e_t es el vector de residuos. En relación al efecto del premio por riesgo ($PREM_t$), la ventaja de (6) sobre (4) es que permite evaluar si el premio por riesgo incide sobre la rentabilidad cambiaria cuando se controla su impacto incorporando los comovimientos entre los mercados cambiarios. De ser así, el premio por riesgo sería valorado regionalmente para los mercados latinoamericanos.

En tercer lugar, para evaluar la dinámica temporal de los premios por riesgo entre los mercados latinoamericanos se estimó un modelo DCC-MGARCH (1,1) para el siguiente proceso VAR(1):

$$PREM_t = F_0 + F_1 PREM_{t-1} + e_t \quad (7)$$

Donde $PREM_t$ representa la matriz de premios por riesgo en el período t e $PREM_{t-1}$ es la matriz de premios por riesgos rezagados en $t-1$. Se tiene que F_0 y F_1 son matrices que agrupan las constantes y los coeficientes de los rezagos del proceso VAR(1), respectivamente. Finalmente, e_t es el vector de residuos.

Tanto para los modelos multivariados (6) y (7), definimos σ_{ijt} como la covarianza condicional entre los mercados cambiarios i y j en el período t , la que puede ser representada por un proceso GARCH(1,1):

$$S_{ijt} = d_{ij} + \lambda_1 e_{it-1} e_{jt-1} + \lambda_2 S_{ijt-1} \quad (8)$$

Donde e_{it} es el residuo asociado al mercado i en el período t y σ_{ijt-1} es la covarianza condicional entre los mercados cambiarios i y j en el período $t-1$. Notar que cuando $i = j$ se modela la varianza condicional. Los parámetros λ_1 y λ_2 son coeficientes a estimar y que representan el ajuste dinámico de las correlaciones, tal que $0 < (\lambda_1 + \lambda_2) < 1$. De esta forma, podemos reescribir (8) en su forma multivariada MGARCH(1,1):

$$S_t = D + L_1 E_{t-1} E_{t-1}' + L_2 S_{t-1} \quad (9)$$

Siendo Σ_t la matriz de varianzas y covarianzas condicionales, y E_{t-1} el vector de residuos rezagados en $t-1$. El modelo de correlación dinámica condicional propuesto por Engle (2002) descompone espectralmente la matriz Σ_t como:

$$S_t = D_t G_t D_t' \quad (10)$$

Donde D_t es la matriz de desviaciones estándar tal que $D_t D_t' = \text{diag}(\Sigma_t)$ y G_t la matriz de correlaciones cuya aproximación denotaremos por la matriz de cuasicorrelaciones Q_t . Así, las cuasicorrelaciones dinámicas pueden seguir un proceso como:

$$Q_t = W + L_1 \chi_{t-1} \chi_{t-1}' + L_2 Q_{t-1} \quad (11)$$

Siendo ξ_t el vector de residuos estandarizados, siendo $\xi_{it} = \varepsilon_{it} / \sigma_{it}$. Notar que Λ_1 y Λ_2 son los parámetros de ajuste de las cuasicorrelaciones dinámicas hacia sus promedios de largo plazo. Si Λ_1 y Λ_2 son parámetros no significativos entonces la correlación entre las variables endógenas será invariante en el tiempo.

Finalmente, aplicaremos un test t para evaluar las diferencias de medias antes y después de la puesta en marcha de MILA. Las variables a testear serán los retornos cambiarios, premios por riesgo y sus respectivas correlaciones dinámicas. Estas correlaciones dinámicas fueron predichas a partir del modelo (6) para el retorno cambiario y del modelo (7) para el premio por riesgo.

4. Resultados empíricos

4.1. Descripción de la muestra

La tabla 2 muestra el resumen estadístico. Los retornos cambiarios oscilan en promedio el 0%. No obstante, Colombia y México destacan con retornos cambiarios levemente mayores al resto de los países analizados, siendo Brasil el menor registro.

Los diferenciales de tasas de interés y las series de premio por riesgo tienen un comportamiento similar entre países. Por un lado, Brasil, México y Colombia son los mercados con mayores diferenciales de tasas de interés respecto de Estados Unidos, con cifras de 12.85%, 7.31% y 6.89%, respectivamente. Estos mismos mercados son los que en promedio exhiben los más altos niveles de premio por riesgo. Mientras que Chile y Perú son los mercados con menores diferenciales de tasas de interés y premios por riesgo. El caso de Perú es interesante, en cuanto a estas cifras, pues la continua intervención del mercado cambiario ha mantenido estable la fluctuación del tipo de cambio, lo que ha incidido tanto sobre los retornos como sobre el nivel de riesgo.

Los resultados de la tabla 2 muestran que los test de Dickey-Fuller resultan significativos al 1%. De esta forma, las series de tiempo de retornos cambiarios, diferenciales de tasas de interés y premios por riesgo son procesos estacionarios. Por otra

parte, las correlaciones de los diferenciales de tasas de interés y premios por riesgo dan indicios de sus posibles impactos sobre los retornos cambiarios. En general, observamos que los diferenciales de tasas de interés prácticamente no se correlacionan con los retornos cambiarios, salvo en los casos de Colombia y Perú. Además, excepto por el caso de Chile, el premio por riesgo no estaría asociado con los retornos cambiarios.

Table 2. Statistical summary.

Variables	<i>Statistical summary by country</i>				
	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Peru
<i>Exchange returns (%)</i>					
Mean	-0.29	0.17	0.46	0.37	0.09
Standard deviation	3.63	2.53	3.65	2.95	1.55
Unit root test	(-11.13)***	(-11.03)***	(-14.12)***	(-14.80)***	(-15.24)***
<i>Interest rates differentials (%)</i>					
Mean	12.85	2.11	6.89	7.31	4.30
Standard deviation	5.20	2.05	6.84	5.69	3.20
Unit root test	(-4.66)***	(-2.25)**	(-3.09)***	(-2.78)***	(-2.61)***
Correlation with EXRET	0.03	0.09	0.12**	-0.01	0.13**
<i>Exchange risk premium (%)</i>					
Mean	3.51	2.42	3.51	2.90	1.55
Standard deviation	1.83	0.52	1.40	0.82	0.83
Unit root test	(-7.96)***	(-4.74)***	(-3.74)***	(-15.09)***	(-8.95)***
Correlation with EXRET	-0.04	-0.12*	0.05	-0.01	0.02

Unit root correspond to Dickey-Fuller test. This test includes random walk and drift.
Superscripts ***, **, * indicate statistical significance at 1, 5, and 10 percent, respectively.
Source: Own elaboration.

4.2. Testeando la presencia y naturaleza del premio por riesgo cambiario

En esta sección analizamos la potencial presencia del premio por riesgo en la valoración de los tipos de cambio de los mercados latinoamericanos. La tabla 3 presenta los resultados de la UIP. Por un lado, el panel A muestra los resultados del modelo (3) con el cual se evalúa la validez de la UIP y, por otro lado, el panel B muestra las estimaciones del modelo (4), especificación con la cual verificamos la existencia de un premio por riesgo generado individualmente en cada mercado y su eventual capacidad de corregir el sesgo de la UIP.

El panel A de la tabla 3 muestra los resultados de estimación de la UIP mediante OLS. Como se observa, la constante $\alpha=0$, hecho que inicialmente descarta la presencia de un premio por riesgo constante en cada uno de los mercados cambiarios. Adicionalmente, el coeficiente β_1 no es estadísticamente significativo, por lo cual el diferencial de tasa de interés (DIF) no explica el retorno cambiario (EXRET). Sólo en el caso de Perú se observa $\beta_1 > 0$, pero en ningún caso es lo suficientemente cercano a 1. De esa forma, el test UIP1 que bajo la hipótesis nula establece el equilibrio del mercado cambiario ($H_0: \alpha=0$ y $\beta_1=1$), es rechazado a un nivel de significancia de 1%. Incluso, la prueba de Wald demuestra en todos los casos la nula significancia de la estimación OLS de la UIP. Estos resultados van en contra de la hipótesis H1 por cuanto las estimaciones OLS revelan que la UIP no se cumple y por ello cada uno de los tipos de cambio analizados no se encuentra en su nivel de

equilibrio de corto plazo. El incumplimiento de la UIP observado en estos resultados se encuentra en línea con diversos estudios internacionales (Fama, 1984; Mussa, 1984; Froot, 1990; Engel, 1996; Choudhry, 2013). Aunque se destaca que el sesgo observado claramente es menor al exhibido en mercados desarrollados, lo que también estaría de acuerdo con la evidencia internacional (Bansal y Dahlquist, 2000; Lothian, 2016).

Table 3. OLS and GARCH-Mean (1,1) estimators for UIP in Latin-American countries.

<i>Explanatory variables</i>	<i>Dependent variable: Monthly exchange returns</i>				
	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Peru
<i>A. OLS estimation</i>					
Const.	-0.0055 (-0.88)	-0.0011 (-0.48)	0.0006 (0.19)	0.0031 (1.13)	-0.0016 (-1.03)
DIF	0.0221 (0.37)	0.1175 (1.37)	0.0488 (1.29)	-0.0083 (-0.24)	0.0603 (1.89)*
Dummy Asia	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy Subprime	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Variance robust	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sample	255	255	255	255	255
Wald	(0.17)	(0.94)	(1.55)	(1.91)	(1.58)
Test UIP1	(1592.77)***	(126.91)***	(563.37)***	(968.84)***	(1175.86)***
ARCH LM test	(32.49)***	(8.28)**	(21.64)***	(9.09)**	(6.56)***
<i>B. GARCH-Mean (1,1) model</i>					
	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Peru
<i>Mean equation</i>					
Const.	0.0023 (0.43)	0.0219 (2.70)***	-0.0022 (-0.64)	0.0026 (0.55)	-0.0003 (-0.28)
DIF	-0.0803 (-2.59)***	-0.0032 (-0.04)	0.0307 (1.50)	0.0045 (0.15)	0.0191 (1.04)
PREM	1.1238 (1.45)	-6.6901 (-2.44)**	2.6204 (0.97)	-0.3996 (-0.08)	-3.3029 (-0.63)
<i>Variance equation</i>					
Const.	0.0004 (3.75)***	0.0001 (1.47)	0.0007 (1.99)**	0.0006 (5.50)***	0.00007 (5.24)***
ARCH(1)	0.6304 (4.02)***	0.0243 (1.84)*	0.2910 (3.44)***	0.3705 (4.06)***	0.7378 (3.78)***
GARCH(1)	0.0938 (0.82)	0.6962 (10.61)***	0.6781 (10.29)***	-0.0828 (-0.76)	0.1833 (2.17)**
Variance persistence	0.72	0.72	0.97	0.29	0.92
Dummy Asia	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy Subprime	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sample	255	255	255	255	255
Wald	(12.94)**	(13.56)***	(9.80)**	(5.82)*	(8.90)**
Test UIP2	(7136.70)***	(164.42)***	(2913.49)***	(1539.79)***	(4557.97)***

Superscripts ***, **, * indicate statistical significance at 1, 5, and 10 percent, respectively.

Source: Own elaboration.

El panel B de la tabla 3 muestra los resultados del modelo (4) estimado por una especificación GARCH in mean. El propósito de esta especificación de la UIP es incluir un premio por riesgo variable en el tiempo y que potencialmente corrija el desvío observado de la UIP. Dicho premio se formaría individualmente en cada uno de los mercados analizados y sería independiente entre ellos. Los resultados no difieren de los exhibidos en el panel A. El test UIP2, que bajo la hipótesis nula indica $\alpha=0$, $\beta_1=1$ y $\beta_2=0$, es rechazado al 1% en todos los mercados. De esta forma, se descarta la existencia de un premio por riesgo así como también el equilibrio de corto plazo en los mercados cambiarios de Latinoamérica. Ello pese a que en Chile se aprecie un premio por riesgo variable en el tiempo y en Brasil se halle evidencia a favor del forward discount bias. Este resultado va en contra de la hipótesis H2, por lo cual se descarta la presencia de un premio por riesgo particular en cada mercado capaz de corregir el desvío de la UIP (Domowitz y Hakkio, 1985; Frankel y Chinn, 1993; Cavaglia et al., 1994; Tai, 2001; Forsberg y Bollerslev, 2002; Olmo y Pilbeam, 2011).

Los resultados anteriores si bien revelan que no existe un premio por riesgo individual en cada mercado, no se descarta la existencia de un premio fijado zonalmente en Latinoamérica. Los inversionistas valoran regionalmente el riesgo cuando los mercados se caracterizan por un bajo grado de segmentación y diversificación, tal y como sucede en Latinoamérica (De Jong y De Roon, 2005; *Abid et al.*, 2014; *Berggrum et al.*, 2016).

Para evaluar la potencial existencia de un premio por riesgo regionalmente valorizado se estima el modelo (6) a través de una especificación DCC-MGARCH. La tabla 4 muestra sus resultados. Esta especificación de la UIP considera que el retorno cambiario es explicado por el diferencial de tasas de interés (DIF) y el premio por riesgo (PREM), controlando la estimación a través de los comovimientos de tales retornos. El modelo incluye variables dummy para controlar los efectos de las crisis Asiática y Subprime.

Se puede apreciar en todos los casos que las correlaciones entre los retornos cambiarios de los mercados son estadísticamente significativas, lo que da cuenta del importante grado de integración entre estos mercados. Observamos que las correlaciones de los retornos entre los mercados del MILA -Chile, Colombia, México y Perú- son positivas, mientras que las correlaciones de estos mercados en relación con Brasil son negativas. Este último resultado evidencia la posibilidad de diversificar el riesgo hacia Brasil, mientras que entre los mercados del MILA el beneficio de la diversificación es más acotado. En relación a estas correlaciones notamos que los parámetros de ajuste de las cuasicorrelaciones, λ_1 y λ_2 , son estadísticamente significativos. Esto demuestra que las correlaciones de los retornos cambiarios entre los mercados latinoamericanos se ajustan dinámicamente, validando así la especificación DCC-MGARCH. El test LR que evalúa la significancia de λ_1 y λ_2 también avala esta conclusión.

Los resultados asociados a la ecuación de la media condicional, que corresponde a la especificación de la UIP, dan cuenta que esta condición no se cumple en estos mercados cambiarios. Sin embargo, se observa que existe un premio por riesgo que se fija regionalmente. En todos los mercados se aprecia que el premio por riesgo, temporalmente variable, es significativo. Este hecho avala la hipótesis H3. De hecho, la tabla 5 muestra los resultados del modelo (7), que consiste en un modelo DCC-MGARCH para el premio por riesgo. Añadimos que el premio por riesgo cambiario se correlaciona significativamente entre los mercados. Incluso el componente VAR(1) de la ecuación de la media condicional

da cuenta de la interdependencia temporal entre el riesgo de los mercados cambiarios de Latinoamérica. Estos resultados ratifican desde otra perspectiva la hipótesis H3, lo que concuerda también con Mellado y García (2014).

Table 4. DCC-MGARCH model for UIP.

Variables	<i>Dependent Variable: Monthly exchange returns</i>				
	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Peru
<i>A. Conditional mean equation</i>					
Const.	-0.0111 (-1.70)*	0.0290 (3.02)***	-0.0019 (-0.39)	0.0102 (1.41)	0.0017 (0.82)
DIF	0.0577 (1.37)	-0.0353 (-0.55)	0.0135 (0.60)	-0.0546 (-1.83)*	0.0246 (0.94)
PREM	1.1090 (3.56)***	-1.1908 (-2.92)***	3.1181 (3.75)***	-2.1484 (-2.62)***	-1.1869 (-2.28)**
<i>B. Conditional variance equation</i>					
Const.	0.0006 (4.21)***	0.0001 (1.71)	0.0001 (2.15)**	0.0008 (5.33)***	0.0001 (4.59)***
ARCH(1)	0.3275 (3.00)***	0.1193 (2.56)**	0.2560 (2.79)***	0.2492 (2.27)**	0.6418 (3.02)***
GARCH(1)	0.2137 (1.39)	0.8166 (12.07)***	0.6795 (8.28)***	-0.1042 (-0.86)	0.1091 (1.56)
Variance persistence	0.54	0.94	0.94	0.15	0.75
<i>C. Dynamic quasi-correlations</i>					
Brazil	1.00				
Chile	-0.49***	1.00			
Colombia	-0.38***	0.36***	1.00		
Mexico	-0.45***	0.36***	0.53***	1.00	
Peru	-0.23***	0.25***	0.44***	0.38***	1.00
<i>D. Dynamic adjustment parameters</i>					
λ_1					0.3038 (31.01)***
λ_2					0.6607 (58.66)***
Sample					255
Wald					(51.69)***
Dummy Asia	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy Subprime	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
LR test					(22.61)***

Superscripts ***, **, * indicate statistical significance at 1, 5, and 10 percent, respectively.

Source: Own elaboration.

Table 5. DCC-MGARCH model for exchange risk premium.

Variables	<i>Dependent Variable: Monthly exchange risk premium</i>				
	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Peru
<i>A. Conditional mean equation VAR(1)</i>					
Const.	0.021 (4.39)***	0.019 (6.51)***	0.025 (8.31)***	0.033 (13.22)***	0.007 (2.84)***
PREM(BRAZIL) _{t-1}	0.393 (5.11)***	0.034 (1.32)	0.004 (0.09)	0.028 (1.17)	0.003 (0.15)
PREM(CHILE) _{t-1}	-0.202 (-2.02)**	0.275 (4.02)***	-0.064 (-0.87)	-0.123 (-2.63)***	0.029 (0.50)
PREM(COLOMBIA) _{t-1}	0.165 (1.77)*	0.034 (0.65)	0.283 (2.73)***	-0.278 (-3.11)***	-0.186 (-1.98)**
PREM(MEXICO) _{t-1}	0.104 (1.12)	0.106 (1.88)*	0.062 (1.02)	-0.119 (-1.60)	-0.048 (-0.85)
PREM(PERU) _{t-1}	0.018 (0.22)	-0.156 (-2.72)***	0.285 (2.62)***	0.057 (1.49)	0.499 (6.01)***
<i>B. Conditional variance equation</i>					
Const.	0.0001 (8.05)***	0.0001 (10.89)***	0.0001 (5.82)***	0.0001 (6.17)***	0.0001 (9.43)***
ARCH(1)	0.628 (2.79)***	0.051 (2.79)***	0.776 (5.43)***	0.189 (2.84)***	0.227 (2.08)**
GARCH(1)	0.365 (2.96)***	0.457 (3.22)***	0.127 (2.04)**	0.399 (3.96)***	0.039 (1.77)*
Variance persistence	0.99	0.51	0.90	0.59	0.27
<i>C. Dynamic quasi-correlations</i>					
Brazil	1.00				
Chile	0.01*	1.00			
Colombia	0.13***	-0.04**	1.00		
Mexico	0.10**	-0.01*	0.18***	1.00	
Peru	0.26***	-0.13***	0.20***	0.24***	1.00
<i>D. Dynamic adjustment parameters</i>					
λ_1					0.0577 (3.46)***
λ_2					0.1529 (2.53)**
Sample					255
Wald					(111.26)***
Dummy Asia	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy Subprime	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
LR test					(88.53)***

Superscripts ***, **, * indicate statistical significance at 1, 5, and 10 percent, respectively.

Source: Own elaboration.

4.3. Efecto de MILA sobre el mercado cambiario

En esta sección analizamos los efectos de proceso de integración de los mercados accionarios en el MILA sobre las características de los mercados cambiarios. Para ello emplearemos un test para cuantificar la diferencia en la media de las variables antes y

después de la implementación de MILA. La tabla 6 muestra los resultados de la prueba t y las medias que se comparan. Cabe señalar que, en el caso particular de las correlaciones dinámicas de los retornos cambiarios y premios por riesgo, éstas se obtuvieron como predicciones de los modelos DCC-MGARCH indicados en (6) y (7), respectivamente. Además, la idea de analizar los mercados cambiarios de Latinoamérica a través de Brasil, que no pertenece a MILA, y de Chile, Colombia, México y Perú, que, si pertenecen, es para visualizar el potencial efecto complementario (comovimientos positivos) o sustituto (comovimientos negativos) en términos de rentabilidad y riesgo entre estos mercados.

Los resultados señalan que la puesta en marcha de MILA no tuvo efectos relevantes sobre los retornos cambiarios de los mercados de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Sin embargo, si tuvo efectos significativos sobre las correlaciones dinámicas de los retornos cambiarios entre los distintos mercados analizados. En este punto se observan dos resultados interesantes. Primero, las correlaciones dinámicas de los retornos entre los mercados que pertenecen a MILA se incrementaron significativamente. Este resultado da cuenta que el grado de integración de los mercados cambiarios que integran el MILA se ha incrementado gracias a este proceso de desarrollo bursátil. Este hecho sostiene la hipótesis H4 y respalda la visión de diversos autores en torno a los efectos de estos procesos de integración sobre los movimientos de precios (Bollerslev, 1990; Shin y Sohn, 2006). Sin embargo, el hallazgo descrito demuestra que las posibilidades de diversificar el riesgo cambiario dentro de los mercados del MILA son aún más acotadas. Por esta razón, se considera que los mercados latinoamericanos son poco segmentados y su riesgo se valoraría regionalmente por parte de los inversores. Segundo, las correlaciones entre los retornos cambiarios de cada mercado perteneciente a MILA y Brasil se redujeron significativamente. Este hecho particular contradice la hipótesis H4. El nivel de correlaciones es negativa, y producto del proceso de integración desarrollado en MILA, dichas correlaciones se tornaron aún más negativas. Este resultado señala que el mercado brasileño, el cual no pertenece a MILA, es una fuente relevante de diversificación en Latinoamérica para inversionistas internacionales que promueven la movilidad de divisas.

En lo que respecta al premio por riesgo, los resultados son mixtos. Por un lado, la puesta en marcha de MILA incrementó significativamente el premio por riesgo cambiario de Colombia y México entre 0.20% y 0.45%, mientras que en Chile lo redujo en 0.21%. En Brasil y Perú no tuvo efectos significativos. Sin embargo, los efectos de MILA sobre las correlaciones dinámicas entre el premio por riesgo cambiario de cada mercado fueron significativos en todos los casos. Destaca el aumento de las correlaciones dinámicas entre el premio por riesgo cambiario de Brasil y los mercados del MILA. A ello se suma una situación similar entre los mercados de Colombia, México y Perú. Estos hechos corroboran la idea de que el premio por riesgo cambiario tiene cualidades regionales en Latinoamérica. En todo caso, el aumento de las correlaciones dinámicas entre el premio por riesgo de estos mercados soporta la hipótesis H5. Sin embargo, las correlaciones dinámicas entre el premio por riesgo cambiario de Chile con los mercados del MILA es negativa y a causa de esta integración disminuyeron (excepto con Perú). Hecho que está en contra de la hipótesis H5. Desde una perspectiva regional, cualquier aumento en la percepción de riesgo en Latinoamérica genera un movimiento de flujos de capitales hacia Chile, país caracterizado por un bajo riesgo. De hecho, estos movimientos generan un menor retorno cambiario, coherente con un fortalecimiento del peso chileno.

Table 6. *t*-test for mean difference across MILA.

Variables	Before MILA	After MILA	<i>t</i> -statistics
<i>A. Exchange returns</i>			
Brazil	-0.12	-0.64	(1.16)
Chile	0.09	0.32	(-0.70)
Colombia	0.39	0.62	(-0.45)
Mexico	0.25	0.61	(-0.83)
Peru	0.06	0.17	(-0.56)
<i>B. Interest rate differential</i>			
Brazil	14.05	10.36	(7.06)***
Chile	1.41	3.55	(-10.16)***
Colombia	8.06	4.45	(5.74)***
Mexico	8.73	4.38	(8.61)***
Peru	4.65	3.60	(3.50)***
<i>C. Exchange risk premium</i>			
Brazil	3.60	3.33	(1.30)
Chile	2.51	2.22	(5.64)***
Colombia	3.36	3.81	(-2.45)**
Mexico	2.84	3.04	(-1.73)*
Peru	1.56	1.54	(0.22)
<i>D. Dynamics correlations for Exchange returns</i>			
Brazil v/s Chile	-0.415	-0.489	(8.58)***
Brazil v/s Colombia	-0.234	-0.284	(9.82)***
Brazil v/s Mexico	-0.285	-0.349	(10.22)***
Brazil v/s Peru	-0.124	-0.143	(6.52)***
Chile v/s Colombia	0.254	0.306	(-9.18)***
Chile v/s Mexico	0.257	0.317	(-10.67)***
Chile v/s Peru	0.189	0.237	(-11.62)***
Colombia v/s Mexico	0.415	0.503	(-10.37)***
Colombia v/s Peru	0.372	0.451	(-10.38)***
Mexico v/s Peru	0.345	0.409	(-9.74)***
<i>E. Dynamics correlations for Exchange risk premiums</i>			
Brazil v/s Chile	0.021	0.033	(-4.02)***
Brazil v/s Colombia	0.048	0.072	(-6.90)***
Brazil v/s Mexico	0.167	0.219	(-9.53)***
Brazil v/s Peru	0.171	0.161	(2.05)**
Chile v/s Colombia	-0.069	-0.091	(10.51)***
Chile v/s Mexico	-0.036	-0.041	(2.83)***
Chile v/s Peru	-0.104	-0.106	(0.72)
Colombia v/s Mexico	0.154	0.213	(-15.41)***
Colombia v/s Peru	0.154	0.209	(-13.65)***
Mexico v/s Peru	0.182	0.223	(-11.36)***

Superscripts ***, **, * indicate statistical significance at 1, 5, and 10 percent, respectively.

Source: Ownelaboration

Finalmente, se observa que los diferenciales de tasa de interés disminuyeron significativamente, excepto en Chile. Estos resultados están marcados por la dirección de la

política monetaria que estos países implementaron en las últimas dos décadas a causa de la inflación y los episodios de crisis económica.

5. Conclusiones y discusión

En la actualidad el análisis de los mercados cambiarios difícilmente puede estar desconectado de las políticas de desarrollo financiero que adoptan los países. La interacción entre los mercados cambiarios y los mercados accionarios se ha intensificado en las últimas décadas. Los procesos de integración que muchos países han desarrollado entre sus bolsas de comercio han facilitado la interacción entre estos mercados, así como la movilidad internacional de flujos de capitales. Este hecho supone un efecto relevante sobre los mecanismos por los cuales los inversores valorizan el tipo de cambio y evalúan el riesgo, y del cual Latinoamérica no ha estado exento.

Nuestra investigación se enfoca en esta relación para los principales mercados latinoamericanos. Combinando los elementos clásicos de la valoración de los tipos de cambio a través de la UIP, premio por riesgo y los procesos de integración de mercados accionarios aportamos evidencia sobre la presencia y naturaleza del premio por riesgo en los mercados cambiarios de la región y como MILA ha incidido sobre ellos.

Los resultados de nuestra investigación se pueden resumir en cuatro puntos. Primero, en los mercados cambiarios de Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, el tipo de cambio no está en equilibrio. En línea con una vasta literatura empírica, nuestras estimaciones demuestran que los retornos cambiarios en estos mercados se desvían persistentemente de los fundamentos de la UIP. De esta forma, el diferencial de tasas de interés no explica del todo la dirección subsiguiente del tipo de cambio. En todo caso, en los mercados latinoamericanos analizados, como en gran parte de los países emergentes, el sesgo observado en la UIP es menor a lo señalado en países desarrollados. Hecho que también apoya los hallazgos de investigaciones previas.

Segundo, en un intento de evaluar la validez de la UIP en presencia de un premio por riesgo, estimamos esta condición a través de modelos GARCH in mean. Nuestros resultados revelan que no existe un premio por riesgo que varíe en el tiempo. Sólo en el caso de Chile se evidenció la presencia de un premio temporalmente variable que promueve la apreciación del peso chileno. Estos resultados señalan que normalmente los mercados cambiarios latinoamericanos carecen de un premio por riesgo que se valore individualmente. Sin embargo, estimaciones basadas en modelos DCC-MGARCH demuestran que estos mercados cambiarios tienen comovimientos significativos. Por un lado, los retornos cambiarios se correlacionan significativamente, facilitando las posibilidades de contagio financiero en la región. Por otro lado, el premio por riesgo cambiario también se correlaciona entre estos mercados, hecho que sostiene la idea de que dicho premio es valorado regionalmente en Latinoamérica. Esto último ratifica la idea que los inversionistas valoran regionalmente a estos mercados por caracterizarse por un escaso grado de segmentación y que dificulta las estrategias de diversificación.

Tercero, la entrada en operación de MILA tuvo efectos significativos en el comportamiento de los principales mercados cambiarios de la región. Si bien MILA no

tuvo efectos relevantes en los retornos cambiarios, sus impactos sobre las correlaciones dinámicas dan cuenta de un creciente grado de integración de estos mercados, principalmente de los países que conforman el MILA. Un resultado que desde otra arista corrobora la visión que estos mercados cambiarios se han tornado cada vez menos segmentados, dificultando las estrategias de diversificación internacional de las inversiones y facilitando la transmisión de shocks financieros. Sin embargo, gracias dicho proceso de integración de los mercados accionarios, las correlaciones dinámicas entre el mercado cambiario de Brasil y los mercados del MILA se hicieron aún más negativas. Este resultado demuestra que el mercado cambiario brasileño puede ser utilizado por los inversionistas que buscan diversificar el riesgo en Latinoamérica fuera de MILA.

Finalmente, MILA también tuvo efectos relevantes sobre el premio por riesgo, principalmente sobre sus comovimientos regionales. Las correlaciones dinámicas del premio por riesgo entre cada uno de los mercados analizados resultaron ser significativas, lo que ratifica nuestros resultados previos en cuanto a la valorización regional del riesgo. A causa de MILA se observó un incremento relevante de los comovimientos del premio por riesgo entre el mercado cambiario brasileño y los mercados del MILA. Un resultado que también se observó entre los respectivos mercados de Colombia, México y Perú. Sin embargo, el premio por riesgo del mercado cambiario chileno se correlaciona negativamente con los demás mercados latinoamericanos, correlaciones que disminuyeron luego de la puesta en marcha de MILA. Este hecho posiciona a Chile como un mercado contra cíclico en riesgo cambiario, que favorece el flytoquality en la región y lo posicionaría como una excepción parcial en la valoración regional del riesgo.

Nuestros resultados aportan implicancias que son relevantes para inversionistas e investigadores. A los primeros, estos resultados les permitirán adecuar sus estrategias y posiciones en monedas de mercados latinoamericanos al identificar sus patrones de riesgo y comovimientos entre ellos. Para los segundos, proporciona una explicación empírica de la relación entre los mercados cambiarios y el desarrollo de los mercados de capitales en esta región. De este último aspecto, se puede continuar hacia futuras líneas de investigación que aborden el análisis de los comovimientos de los retornos y premios por riesgo de los mercados cambiarios en relación a sectores productivos que componen los mercados bursátiles de la región. Ello como una forma de enlazar el comportamiento cambiario con la actividad económica que se relacione más frecuentemente con operaciones comerciales internacionales.

REFERENCIAS

- Abid, I., Kaabia, O., and Guesmi, K. (2014). Stock market integration and risk premium: Empirical evidence for emerging economies of South Asia. *Economic Modelling*, vol. 37, pp. 408–416.
- Aggarwal, S. (2013). The uncovered interest rate parity puzzle in the foreign exchange market, New York University, working paper
- Agudelo, D., Gutiérrez, M., and Cardona, L. (2015). Volatility transmission between US and Latin American Stock Markets: testing the decoupling hypothesis. *Research in International Business and Finance*, vol. 39, pp. 115–127.
- Assidenou, K. (2011). Cointegration of major stock market indices during the 2008 global financial distress. *International Journal of Economics and Finance*, vol. 3(2), pp. 212–222.
- Asness, C., Israelov, R., and Liew, J. (2011). International Diversification Works (Eventually). *Financial Analysts Journal*, vol. 67(3), pp. 24–38.
- Aysun, U., and Lee, S. (2014). Can time-varying risk premiums explain the excess returns in the interest rate parity condition? *Emerging Markets Review*, vol. 18, pp. 78–100.
- Bhatti, R. (2014). The existence of uncovered interest parity in the CIS countries. *Economic Modelling*, vol. 40, pp. 227–241.
- Baillie, R., and Bollerslev, T. (1990a). Intra-Day and Inter-Market Volatility in Foreign Exchange Rates. *Review of Economic Studies*, vol. 58(3), pp. 565–585.
- Baillie, R., and Bollerslev, T. (1990b). A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modeling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rate Markets. *Journal of International Money and Finance*, vol. 9(3), pp. 309–324.
- Baillie, R., and Kilic, R. (2006). Do asymmetric and nonlinear adjustments explain the forward premium anomaly? *Journal of International Money and Finance*, vol. 25(1), pp. 22–47.
- Bansal, R., and Dahlquist, M. (2000). The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics*, vol. 51(1), pp. 115–144.
- Beine, M. (2004). Conditional Covariances and Direct Central Bank Interventions in the Foreign Exchange Markets. *Journal of Banking and Finance*, vol. 28(6), pp. 1385–1411.
- Bekaert, G., Wei, M., and Xing, Y. (2007). Uncovered interest rate parity and the term structure. *Journal of International Money and Finance*, vol. 26, pp. 1038–1069.
- Berggrun, L., Lizarzaburu, E., and Cardona, E. (2016). Idiosyncratic volatility and stock returns: Evidence from the MILA. *Research in International Business and Finance*, vol. 37, pp. 422–434.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72(3), pp. 498–505.
- Cavaglia, S., Verschoor, W., and Wolff, C. (1994). On the biasedness of forward foreign exchange rates: Irrationality or Risk Premia? *The Journal of Business*, vol. 67(3), pp. 321–343.

- Castro, C., and Marín, N. (2014). Stock return comovements and integration within the Latin American integrated market. Universidad de Rosario, working paper No. 154.
- Celik, S. (2012). The More Contagion Effect on Emerging Markets: The Evidence of DCC-GARCH Model. *Economic Modelling*, vol. 29(5), pp. 1946–1959.
- Chaboud, A., and Wright, J. (2005). Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Journal of International Economics*, vol. 66(2), pp. 349–362.
- Chen, G., Firth, M., and Meng Rui, O. (2002). Stock market linkages: Evidence from Latin America. *Journal of Banking and Finance*, vol. 26(6), pp. 1113–1141.
- Chinn, M., and Meredith, G. (2004). Monetary policy and Long-horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*, vol. 51(3), pp. 409–430.
- Chinn, M., and Meredith, G. (2005). Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era. *National Bureau of Economic Research, Working Paper 11077*.
- Choudhry, T. (2013). The long memory of the forward premium during the 1920s' float: Evidence from the European foreign exchange market. *The European Journal of Finance*, vol. 19(10), pp. 964–977.
- De Brouwer, G. (1997). Interest Parity Conditions as Indicators of Financial Integration in East Asia. *Australia–Japan Research Center, Pacific Economic Papers No. 268*.
- De Jong, F., and De Roon, F. (2005). Time-varying market integration and expected returns in emerging markets. *Journal of Financial Economics*, vol. 78(3), pp. 583–613.
- Domowitz, I., and Hakkio, C. (1985). Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market. *Journal of International Economics*, vol. 19(1-2), pp. 47–66.
- Engel, C. (1996). The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of Empirical Finance*, vol. 3(2), pp. 123–192.
- Engel, C. (2016). Exchange Rates, Interest Rates, and the Risk Premium. *American Economic Review*, vol. 106(2), pp. 436–474.
- Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, vol. 50(4), pp. 987–1007.
- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20(3), pp. 339–350.
- Engle, R., Lilien, D., and Robins, R. (1987). Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model. *Econometrica*, vol. 55(2), pp. 391–407.
- Fama, E. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, vol. 14(3), pp. 319–338. ^[1]_[SEP]
- Forsberg, L., and Bollerslev, T. (2002). Bridging the Gap between the Distribution of Realized (ECU) Volatility and ARCH Modelling (Of the Euro): The GARCH-NIG Model. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 17(5), pp. 535–548.
- Francis, B., Hasan, I. and Hunter, D. (2002). Emerging Market Liberalization and the Impact on Uncovered Interest Rate Parity. *Journal of International Money and Finance*, vol. 21(6), pp. 931–956.
- Frankel, J. (1982). In Search of the Exchange Risk Premium: A Six Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization. *Journal of International Money and Finance*, vol. 1(3), pp. 255–274.

- Frankel, J., and Chinn, M. (1993). Exchange Rate Expectations and the Risk Premium: Test for a Cross Section of 17 Currencies. *Review of International Economics*, vol. 1(2), pp. 136-144.
- Frankel, J., and Poonawala, J. (2010). The forward market in emerging currencies: Less biased than in major currencies. *Journal of International Money and Finance*, vol. 29(3), pp. 585-598.
- Fratzscher, M. (2002). Financial market integration in Europe: On the effects of EMU on stock markets. *International Journal of Finance and Economics*, vol. 7(3), pp. 165-193.
- Frenkel, J. (1981). Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of “News”: Lessons from the 1970s. *Journal of Political Economy*, vol. 89(4), pp. 665-705.
- Froot, K. (1990). Short Rates and Expected Asset Returns. *National Bureau of Economic Research*, Working paper No. 3247.
- Froot, K., and Frankel, J. (1989). Forward Discount bias: Is it an Exchange Risk Premium?. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 104(1), pp. 139-161.
- Froot, K., and Thaler, R. (1990). Anomalies: Foreign Exchange. *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 4(3), pp. 179-192.
- Glick, R., and Rose, A. (1999). Contagion and Trade: Why are Currency Crises Regional?. *Journal of International Money and Finance*, vol. 18(4), pp. 603–617.
- He, H. (2017). Regional Currency and Regional Trade Integration. *Journal of Global Economics*, vol. 5(2), pp. 1-8.
- Heston, S., Geert, K., and Wessels, R. (1995). The structure of international stock returns and the integration of capital markets. *Journal of Empirical Finance*, vol. 2(3), pp. 173-197.
- Hodrick, R. (1987). *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. Harwood Academic Publishers, Chur, Switzerland.
- Hodrick, R., and Srivastava, S. (1984). An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange. *Journal of International Money and Finance*, vol. 3(1), pp. 5-29.
- Humala, A. (2006). Expectativas de Depreciación y Diferencial de Tasas de Interés: ¿Hay Regímenes Cambiantes?: El Caso de Perú. *Banco Central de Reserva del Perú*, Working Paper Series, No. 2006-002.
- Isard, P. (2006). Uncovered Interest Parity. *International Monetary Fund*. IMF Working Paper WP/O6/96.
- Janor, H., Ali, R., and Shaharudin, R. (2007). Financial integration through equity markets and the role of exchange rate: Evidence from Asean-5 countries. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, vol. 3(1), pp. 77-92.
- Lambelet, J., and Mihailov, A. (2005). The triple-parity law, unpublished working paper.
- Lewis, K. (1995). Puzzles in International Financial Markets. In: Grossman, G., Rogoff, K. (Eds.), *Handbook of International Economics* vol. 3. Elsevier, pp. 1913–1971.
- Li, D., Ghoshray, A., and Morley, B. (2012). Measuring the risk premium in uncovered interest parity using the component GARCH-M model. *International Review of Economics and Finance*, vol. 24, pp. 167–176.
- Lizarzaburu, E., Burneo, K., Galindo, H., and Berggrun, L. (2015). Emerging Markets Integration in Latin America (MILA) Stock market indicators: Chile, Colombia, and Peru. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, vol. 20(39), pp. 74-83.

- Lothian, J. (2016). ^[L]_[SEP]Uncovered interest parity: The long and the short of it. *Journal of Empirical Finance*, vol. 36, pp. 1–7.
- Lothian, J., Pownall, R., and Koedijk, K. (2013). I discovered the peso problem: Irving Fisher and the UIP puzzle. *Journal of International Money and Finance*, vol. 38, pp. 5-17.
- Lothian, J., and Wu, L. (2011). Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance*, vol. 30(3), pp. 448–473.
- Lucas, R. (1982). Interest Rates and Currency Prices in a two Country World. *Journal of Monetary Economics*, vol.10, pp.335-360.
- Mark, N., and Wu, Y. (1998). Rethinking deviations from uncovered interest parity: The role of covariance risk and noise. *The Economic Journal*, vol. 108(451), pp. 1686-1706.
- McFarland, J., McMahon, P., and Ngama, Y. (1994). Forward exchange rates and expectations during the 1920s: A re-examination of the evidence. *Journal of International Money and Finance*, vol. 13(6), pp. 627–636.
- Mellado, C., and García S. (2014). The Effects of the Latin American Integrated Market (MILA) on the Foreign Exchange of Colombia, Peru and Chile. *American Journal of Economics*, vol. 4(2A), pp. 42-50.
- Mussa, M. (1984). The Theory of Exchange Rate Determination, in *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, pp. 13-58.
- Olmo, J., and Pilbeam, K. (2011). Uncovered Interest Parity and the Efficiency of the Foreign Exchange Market: A Re-Examination of the evidence. *International Journal of Finance and Economics*, vol. 16(2), pp. 189–204. ^[L]_[SEP]
- Phillips, P., McFarland, J., and McMahon, P. (1996). Robust tests of forward exchange market efficiency with empirical evidence from the 1920s. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11(1), pp. 1-22.
- Sarno, L., Valente, G., and Leon, H. (2006). Nonlinearity in deviations from uncovered interest parity: An explanation of the forward bias puzzle. *Review of Finance*, vol. 10(3), pp. 443–482.
- Seerattan, D., and Birchwood, A. (2004). Financial Market Integration, Arbitrage and Interest Rate Parity in the Caribbean, Presented at: The Inaugural International Conference on Business, Banking and Finance.
- Shin, K., and Sohn, C. (2006). Trade and Financial Integration in East Asia: Effects on Movements. *The World Economy*, vol. 29(12), pp. 1649-1669.
- Syllignakis, M., and Kouretas, G. (2011). Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from the Central and Eastern European Markets. *International Review of Economics and Finance*, vol. 20(4), pp. 717–732.
- Tai, C. (2001). A multivariate GARCH in mean approach to testing uncovered interest parity: Evidence from Asia-Pacific foreign exchange markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 41(4), pp. 441-460.
- Tai, C. (2007). Market integration and contagion: Evidence from Asian emerging stock and foreign exchange markets. *Emerging Markets Review*, vol. 8(4), pp. 264-283.
- Tse, Y., and Tsui, A. (2002). A multivariate GARCH model with time-varying correlations. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20(3), pp. 351–362.

- Yang, J., Kolari, J., and Min, I. (2003). Stock market integration and financial crises: the case of Asia. *Applied Financial Economics*, vol. 13(7), pp. 477-486.
- Yung, J. (2017). Can Interest Rate Factors Explain Exchange Rate Fluctuations?. *Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute* Working Paper No. 207

