

# **MERCADO INTEGRADO LATINOAMERICANO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN**

Eduardo Sandoval, Universidad de Concepción  
Macarena Soto, Universidad de Concepción

## **RESUMEN**

*Este artículo examina la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los mercados accionarios integrantes del Mercado Integrado Latinoamericano (MILA) desde un año antes de la implementación de la infraestructura y hasta tres años después. Luego de probar que existe no estacionariedad en las series originales y estacionaridad en primeras diferencias, se aplicó el test de cointegración de Johansen. Los resultados revelaron que un año antes y luego de su primer año de funcionamiento, los mercados accionarios del MILA no se encontraban cointegrados. Durante el segundo y tercer año, luego de su implementación, se detectó un vector de cointegración significativo, mostrando los mercados un equilibrio a largo plazo entre sus índices bursátiles. En base a estos resultados es posible concluir que los fundamentos económicos y financieros de cada mercado accionario del MILA pueden tener un impacto en el largo plazo en los otros mercados accionarios integrantes, generando a su vez que los efectos de los derramamientos de volatilidad y contagio “spillover effects” puedan llegar a ser más significativos entre los mercados, disminuyendo así los beneficios de la diversificación internacional en el marco del MILA.*

**PALABRAS CLAVE:** MILA, Integración Financiera, Cointegración

## **INTEGRATED MARKETS OF LATIN AMERICAN: A COINTEGRATION ANALYSIS**

### **ABSTRACT**

*This article examines the existence of a long-term equilibrium relationship between the stock markets from Colombia, Chile and Peru, a year before the implementation of Latin American Integrated Markets' infrastructure (MILA in Spanish) and until three years later. After proving that there exists nonstationarity in the original series and stationarity in the stock market returns, the Johansen cointegration test was applied. The results revealed that a year before and during the first year of operation, the MILA stock markets were not cointegrated. During the second and third year, the statistical tests indicate that there is one cointegrating vector, which means that the markets showed a long-term equilibrium relationship between their stock indices. This implies that the economic and financial fundamentals related to one stock market may have an impact on the long term performance of the rest of equity markets, leading in turn that the spillover and contagion effects can become more significant between markets, thus decreasing the potential benefits of international diversification within the MILA.*

**JEL:** G13, G17

**KEYWORDS:** MILA, Financial Integration, Cointegration

## INTRODUCCIÓN

Diversos son los beneficios que se esperan a partir de una integración de los mercados accionarios en el mundo. Uno de los beneficios más significativos para las empresas emisoras de títulos accionarios es que al acceder éstas a una base más amplia de inversionistas les permitiría una mayor valorización de sus acciones, lo cual reflejaría al mismo tiempo una reducción en el costo de conseguir o levantar recursos.

Por otra parte, desde el punto de vista de los inversionistas, una apertura hacia la integración les podría permitir acceder a más amplias y variadas posibilidades de inversión en títulos accionarios pudiendo así acceder eventualmente a una diversificación más efectiva de los riesgos de sus portafolios en comparación a si estos solo se concentran en mercados accionarios locales y segmentados. Estos beneficios esperados han conducido en las últimas décadas a una creciente liberalización de las operaciones financieras en los mercados accionarios locales a objeto de que dichos beneficios sean capturados tanto por empresas emisoras de acciones como por inversionistas por medio de una mayor integración de sus mercados.

Sin embargo, una mayor integración puede tener además de beneficios, costos asociados. Esta puede conducir a una mayor volatilidad y exposición de un mercado local frente a problemas originados en el sector real o financiero de un mercado externo. Estos problemas de transmisión (*volatility spillover*, en inglés) son probablemente más significativos cuando los mercados accionarios crecen en integración, sobre todo en períodos de crisis, disminuyendo así los potenciales beneficios de una diversificación internacional para los inversionistas. Lo anterior motiva a examinar la evolución de la potencial integración que ha surgido a partir de la implementación de acuerdos regionales de integración de mercados accionarios como es el caso del MILA (Mercado Integrado Latinoamericano).

Efectivamente en Latinoamérica se han venido realizando progresos hacia una mayor integración económica a través de la firma de convenios multilaterales, políticas regulatorias e incentivos de intercambio de bienes y de flujos de capital. Uno de estos acuerdos se relaciona con la integración de los mercados bursátiles de Colombia, Chile y Perú en el denominado Mercado Integrado Latinoamericano – MILA, plataforma que inició sus operaciones el 31 de mayo de 2011, siendo conformada inicialmente por los mercados bursátiles de Colombia, Chile y Perú, y cuyo propósito según sus impulsores es lograr un mercado único Latinoamericano que brinde a inversionistas de la región mayores oportunidades de diversificación de sus portafolios, satisfaga sus necesidades de inversión y, de igual forma, otorgue beneficios a los emisores internacionales.

Si bien el MILA tiene como propósito capturar los beneficios anteriormente citados, no se puede desconocer que dicha plataforma puede generar costos, que más allá de los netamente operativos, puedan verse asociados a fenómenos de transmisión de contagio de volatilidad originados en un mercado accionario particular del MILA y que luego pueden ser traspasados a los restantes mercados accionarios integrantes. Además de lo anterior, uno de los aspectos relevantes en la inversión y liquidación de operaciones es el tipo de cambio, ya que si los inversionistas colombianos, chilenos y peruanos realizan los retornos en dólares de Estados Unidos pudiesen ver incrementado/disminuido dicho retorno frente al fortalecimiento/debilitamiento de su moneda local en comparación al dólar de Estados Unidos, al momento de realizar y luego liquidar las transacciones bursátiles en la plataforma MILA.

Tradicionalmente el enfoque que ha sido utilizado por diversos autores para evaluar el grado de integración en los mercados accionarios es aquel basado en cuantificar los cambios experimentados en las correlaciones entre los rendimientos de los mercados, en la medida que transcurre el tiempo. Sin embargo, este enfoque tiene el problema que las correlaciones están determinadas por la influencia de shocks de corto plazo, originados en las transacciones de mercado, como también por los fundamentos económicos que determinan la relación de largo plazo entre los mercados examinados.

Una de las formas de enfrentar este problema es examinar la relación de largo plazo entre los mercados accionarios basándose en la propuesta metodológica desarrollada por Engle and Granger (1987), quienes establecieron que si dos series de precios que siguen un camino aleatorio (random walk en inglés) tienen una relación de largo plazo, dichas series no pueden separarse indefinidamente una de otra. La desviación de su relación de equilibrio de largo plazo debe ser estacionaria con un valor promedio igual a cero. Si lo anterior es validado, se puede concluir que las dos series de precios están cointegradas. El concepto anterior de cointegración de dos series de precios puede ser extendido al caso multivariado, donde al existir una relación de equilibrio de largo plazo entre un conjunto de series de precios que son no estacionarias, entonces hay un vector de cointegración de dichas series que es estacionario.

Considerando que pueden existir beneficios y costos relacionados a una mayor liberalización, apertura e integración de los mercados accionarios en el mundo, es de interés examinar la evolución de una virtual relación de largo plazo entre los mercados accionarios de Colombia, Chile y Perú, todos integrantes de la plataforma del MILA, en un horizonte que vaya más allá del corto plazo, tanto antes como luego de que fue realizada su implementación operativa.

Este artículo difiere, de otros estudios empíricos previos relacionados con cointegración de mercados accionarios, en que el foco del análisis está centrado en evaluar la evolución de la posible cointegración entre los tres mercados accionarios del MILA, al examinar los datos tanto en dólares de Estados Unidos como en moneda local, durante el año anterior como durante el primer, segundo y tercer año, respectivamente, a su implementación operativa, en un contexto donde la plataforma accionaria del MILA ha tenido precisamente como propósito fundamental fortalecer una mayor integración entre los mercados accionarios participantes.

Sin duda, una forma de evaluar los resultados de la implementación de esta plataforma MILA, es corroborando que en el transcurso de su existencia esta ha permitido una mayor integración entre los mercados accionarios participantes, lo cual debiera verse reflejado en la presencia de un vector de cointegración representativo de una relación de equilibrio de largo plazo entre dichos mercados. A continuación el artículo continúa con la revisión literaria, la descripción y alcance del MILA, luego sigue con la metodología para continuar con los resultados y finalmente se presentan las conclusiones.

## REVISIÓN LITERARIA

A nivel teórico, una integración perfecta es un proceso gradual que exige grandes reformas al sector financiero, la economía, los procesos políticos y a la habilidad de los inversionistas extranjeros para hacer inversiones directas (Carrieri, Errunza & Hogan, 2007).

Los beneficios que se obtienen pueden ser múltiples, en especial económicos, ya que la integración permite acelerar el crecimiento de las economías de los países integrantes (Asness, Israelov & Liew, 2011) y lograr la disminución de los costos transaccionales (Thapa & Poshakwale, 2010).

El concepto de integración de los mercados fue definido formalmente por Cournot, como “un territorio cuyas partes están tan unidos por las relaciones de comercio sin restricciones, que los precios tienen el mismo nivel con facilidad y rapidez” (Federico, 2007). Integraciones financieras como el caso de la Unión Europea permiten que las economías que la conforman, en situaciones de estabilidad, aceleren el crecimiento de sus economías, mejoren la transferencia de riesgo, y disminuyan los costos transaccionales (Corbo, 1997).

Sin embargo, la postura de solo considerar beneficios esperados se abstrae de los posibles efectos asociados al tema cambiario de monedas como a los costos asociados a los fenómenos de transmisión de contagios de volatilidad que se generan a partir de los problemas económicos o financieros originados en un mercado y

que luego pueden ser traspasados a otros mercados en un contexto de mayor integración. En este sentido, es recurrente citar los efectos de contagio producidos a partir de la reciente crisis financiera subprime o crisis inmobiliaria originada en Estados Unidos (año 2008) o bien aquellos generados a partir de la crisis financiera Griega en Europa (año 2011).

Por otra parte, la literatura empírica acerca de integración de los mercados financieros con énfasis en Latinoamérica es mixta. Chambet y Gibson (2008), por ejemplo, estiman el nivel de integración financiera de 25 países emergentes en la década de los noventa, al desarrollar un modelo de valoración de activos de tres factores y encuentran que los países latinoamericanos se encontraban muy segmentados.

Chen, Firth y Rui (2002) analizan la interdependencia de los mercados bursátiles de países latinoamericanos como Argentina, Chile, Brasil, Colombia, México y Venezuela, mediante un modelo de cointegración y técnicas de corrección de errores de vectores autorregresivos (VAR) y concluyen que el potencial para diversificar el riesgo de un inversionista en diferentes mercados de Latinoamérica es limitado.

Diamandis (2009) examina la existencia de tendencias estocásticas comunes entre los mercados de capitales de Argentina, Brasil, Chile y México, con Estados Unidos representado por el NYSE (New York Stock Exchange), encontrando una relación estadísticamente significativa de cointegración entre los cinco mercados de valores.

Así, la evidencia en Latinoamérica es mixta, resultado que es compatible con otros estudios internacionales fuera del contexto Latinoamericano. Chang (2002), por ejemplo, examina la existencia de una relación de largo plazo entre los mercados accionarios de Shangai y Shenzhen, concluyendo que no existe un vector de cointegración significativo, lo que permitiría a los inversores chinos explotar beneficios de diversificación de riesgo al invertir aún en ambos mercados locales. Nath and Verma (2003) examinan una relación de equilibrio de largo plazo para los mercados accionarios de India, Singapur y Taiwán. Usando un esquema multivariado para detectar la presencia de un vector de cointegración concluyen que éste vector no existe en un periodo de tiempo donde las condiciones económicas se presentaban relativamente estables. Por otra parte, Assidenou (2011) encuentra un vector de cointegración para los mercados accionarios asiáticos durante el periodo Septiembre 2008 a Agosto de 2009, representativo de la crisis financiera subprime, concluyendo que dichos mercados fueron afectados significativamente pese a que algunos de ellos no están aún completamente abiertos a los inversores internacionales.

La evidencia mixta de los estudios previos, sobre todo aquellos focalizados en Latinoamérica, sirve así de motivación para examinar los efectos del MILA en la búsqueda de un vector de cointegración entre los mercados accionarios integrantes en un horizonte de largo plazo, antes y luego de su implementación operativa. En este sentido, es interesante además examinar si los resultados se ven afectados o no por el tipo de cambio al considerar los datos indistintamente en dólares de Estados Unidos como en moneda local.

#### Descripción y Alcance del MILA

El Mercado Integrado Latinoamericano – MILA nació inicialmente entre la Bolsa de Valores de Lima y la Bolsa de Valores de Colombia, lo cual posteriormente motivó a la Bolsa de Comercio de Santiago a ser parte de éste.

Este plan nació con la idea de ser un mercado de renta variable, atractivo para todo tipo de inversionistas, mediante el cual se pueda acceder a mayores alternativas de instrumentos financieros, mejorando el balance riesgo-retorno por medio de la diversificación y la posibilidad de acceder a mercados bursátiles con fuerte presencia de emisores posicionados en el sector minero (Perú), retail (Chile) y energético-financiero (Colombia).

Además, espera generar beneficios a los intermediarios, debido a que la integración fomenta plazas bursátiles más atractivas y competitivas, incrementa el tipo y número de productos para distribuir, brinda la posibilidad de ofrecer nuevos portafolios diversificados por sectores según el tipo de emisores con los que cuenta cada bolsa y fortalece el sector tecnológico replicando estándares internacionales. Por otra parte, para los emisores de valores se reducen los costos de capital, se amplía la demanda y mejora la competitividad al existir la posibilidad de hacer comparaciones con pares regionales.

Los objetivos a cumplir por parte de los reguladores de cada mercado están regidos bajo los estándares establecidos por la Organización Internacional de Comisiones de Valores OICV (International Organization of Securities Commissions - IOSCO), entre los cuales se encuentra proteger a los inversionistas, asegurar mercados justos, eficientes y transparentes, y reducir el riesgo sistémico. Con el MILA se busca crear un mercado único, en el que los agentes de cada uno de los tres países puedan negociar acciones de los otros participantes sin necesidad de recurrir a una firma comisionista en los mismos, sino a través de su comisionista local, empleando una misma plataforma tecnológica y un mismo conjunto de reglas, lo que permite ampliar el abanico de opciones a los inversionistas. Esta integración se realizó con el fin de generar beneficios para los tres países, a través de mayores alternativas de inversión, mejores posibilidades de diversificación del riesgo sistémico, mayor profundidad, mayor liquidez y menores costos de transacción (Agudelo & Gutiérrez, 2011).

Entre los principales beneficios que se esperan de una integración financiera están la diversificación y la ampliación de los activos que se pueden negociar en cada uno de los mercados locales, lo cual los hace más atractivos y promueve su desarrollo en conjunto, ya que contribuye a que posean un mismo entendimiento en cuanto a productos, tecnología, políticas y regulaciones propias del mercado bursátil.

Junto a esto, se debe tener en cuenta otros aspectos fundamentales, como la disminución de los costos transaccionales y la facilidad de inversión en sectores diferentes a los predominantes en cada país, como el hecho de que un inversionista de Colombia puede invertir en el sector minero en Chile, o en el de construcción en Perú, y todo esto sin recurrir a intermediarios externos sino a comisionistas de bolsa autorizados presentes en el país y en moneda local.

Sin embargo, si bien los beneficios esperados pueden ser significativos, una mayor integración de los mercados accionarios puede, como ya fue mencionado en la sección introductoria de este artículo, dejar expuesto a un mercado accionario local a los efectos de trasmisión de contagio de volatilidad (spillover effects en inglés) originados en otro mercado accionario externo, los cuales pueden tornarse negativos y persistentes para los mercados asociados sobre todo cuando estos enfrentan periodos de crisis financiera. Lo anterior puede finalmente reducir los beneficios de una diversificación financiera internacional para los inversionistas en la región.

A continuación se describirán las transacciones efectuadas a través de la infraestructura MILA, desde su implementación el 31 de Mayo de 2011 hasta el 31 de Mayo de 2014.

#### Transacciones MILA

Las transacciones realizadas a través de la infraestructura MILA han ido incrementándose a través del tiempo tal como se muestra en la Tabla 1, aumentando desde un volumen anual de USD 20.483.761 durante el primer año de su implementación hasta un volumen de USD 155.796.709 en su tercer año de operaciones. El mercado Peruano presenta el mayor incremento en el volumen de transacciones a través del MILA, seguido de Chile, cuyas transacciones se han mantenido casi constantes a través de los años, y finalmente se encuentra Colombia cuyos volúmenes son bastante bajos, los cuales han ido disminuyendo en el tiempo.

Tabla 1: Volumen Anual Transado a Través de la Infraestructura MILA (en USD)

Periodo	Chile	Colombia	Perú	Total
Primer año	11,067,360	4,401.213	5,015,188	20,483,761
Segundo año	14,360,269	741,664	83,445,908	98,547,841
Tercer año	12,974,374	109,038	142,713,297	155,796,709

La Tabla 1 muestra el volumen anual transado a través de la infraestructura MILA en USD por los países involucrados, desde el primer hasta el tercer año luego de su implementación operativa.

En cuanto a la participación relativa de las transacciones a través de la Infraestructura MILA en comparación con el volumen total negociado de los mercados MILA ha sido bastante baja, tal como se muestra en la Tabla 2. Sin embargo, la participación de la plataforma MILA ha ido aumentando durante los años, a excepción de Colombia, cuya participación ha ido disminuyendo.

Tabla 2: Participación Anual de las Transacciones de la Infraestructura MILA

Periodo	Chile	Colombia	Perú	Total
Primer año	0.021%	0.011%	0.085%	0.021%
Segundo año	0.029%	0.002%	1,124%	0.109%
Tercer año	0.033%	0.0004%	3.349%	0.229%

La Tabla 2 muestra el porcentaje de participación anual de las transacciones en USD a través de la Infraestructura en el total de transacciones realizadas por cada país, desde el primer hasta el tercer año luego de su implementación operativa.

### Transacciones Cruzadas

Por otra parte, en cuanto a las transacciones cruzadas, esto es, inversiones realizadas por inversionistas de un mercado en empresas de los demás mercados de la plataforma MILA la Tabla 3 muestra las transacciones cruzadas realizadas ya sea por inversionistas chilenos en Colombia y Perú como las realizadas por inversionistas Colombianos en Chile y Perú y finalmente las realizadas por inversionistas peruanos en Chile y Colombia durante el periodo Mayo 2011 a Abril de 2012, Mayo 2012 a Abril 2013 y Mayo 2013 a Abril 2014, respectivamente.

De la Tabla 3 se desprende que las inversiones de chilenos en Colombia mostraron una caída de 10% entre los subperiodos Mayo 2012-Abril 2013 con respecto a Mayo 2011-Abril 2012 y luego un incremento del 9% al comparar entre Mayo 2013-Abril 2014 con respecto a Mayo 2012-Abril 2013. Por otra parte, las inversiones de chilenos en Perú mostraron un aumento del 124% entre los subperiodos Mayo 2012-Abril 2013 con respecto a Mayo 2011-Abril 2012 y luego un decremento del 28% al comparar entre Mayo 2013-Abril 2014 con respecto a Mayo 2012-Abril 2013.

También se desprende de la Tabla 3 que las inversiones de colombianos en Chile mostraron una caída del 83% entre los subperiodos Mayo 2012-Abril 2013 con respecto a Mayo 2011-Abril 2012 y luego un decremento del 88% al comparar entre Mayo 2013-Abril 2014 con respecto a Mayo 2012-Abril 2013. Por otra parte, las inversiones de colombianos en Perú mostraron un decremento del 88% entre los subperiodos Mayo 2012-Abril 2013 con respecto a Mayo 2011-Abril 2012 y luego un aumento del 26% al comparar entre Mayo 2013-Abril 2014 con respecto a Mayo 2012-Abril 2013.

Tabla 3: Transacciones Cruzadas de la Infraestructura MILA

Subperiodos		Chile	Colombia	Perú	Total
Mayo 2011- Abril 2012	Chile	-	7,783,350	3,284,009	11,067,360
	Colombia	4,228,265	-	172,948	4,401,213
	Perú	4,581,465	433,722	-	5,015,188
Mayo 2012- Abril 2013	Chile	-	7,004,133	7,356,136	14,360,269
	Colombia	721,163	-	20,501	741,664
	Perú	75,007,341	8,438,567	-	83,445,908
Mayo 2013- Abril 2014	Chile	-	7,646,150	5,328,224	12,974,374
	Colombia	83,222	-	25,816	109,038
	Perú	118,835,298	23,877,999	-	142,713,297

La Tabla 3 muestra las transacciones cruzadas en USD a través de la infraestructura MILA realizadas por inversionistas chilenos en Colombia y Perú, por inversionistas colombianos en Chile y Perú y finalmente las realizadas por inversionistas peruanos en Chile y Colombia, desde el primer hasta el tercer año luego de su implementación operativa. La segunda columna muestra el país inversionista que realiza la inversión, y en la tercera, cuarta, quinta y sexta columna se encuentran los montos invertidos en Chile, Colombia, Perú y el Total, respectivamente.

Finalmente se puede deducir de la Tabla 3 que las inversiones de peruanos en Chile mostraron un aumento del 1537% entre los subperiodos Mayo 2012-Abril 2013 con respecto a Mayo 2011-Abril 2012 y luego un aumento del 58% al comparar entre Mayo 2013-Abril 2014 con respecto a Mayo 2012-Abril 2013. Por otra parte, las inversiones peruanos en Colombia mostraron un aumento del 1846% entre los subperiodos Mayo 2012-Abril 2013 con respecto a Mayo 2011-Abril 2012 y luego un aumento del 183% al comparar entre Mayo 2013-Abril 2014 con respecto a Mayo 2012-Abril 2013.

En términos globales se puede observar que los peruanos quienes han incrementando mayormente su interés en las transacciones realizadas a través de la plataforma MILA en el transcurso del tiempo, mientras que el interés de Colombia ha ido disminuyendo. Chile se encuentra en una situación intermedia.

## DATOS Y METODOLOGÍA

### Datos

En el desarrollo de este artículo se utilizaron los precios de cierre diarios (en dólares de Estados Unidos y en moneda local, respectivamente) de los principales índices accionarios de los mercados de Colombia, Chile y Perú, observados entre el 31 de Mayo de 2010 al 30 de Mayo de 2014, obteniendo un total de 1045 datos por país. El período de la muestra fue seleccionado de tal manera de analizar la cointegración en diferentes años de acuerdo a la fecha de implementación de la plataforma MILA, realizando el test de cointegración, un año antes de la implementación (de manera de verificar si los mercados ya se encontraban cointegrados sin la presencia de la plataforma MILA), en el primer, segundo y tercer año luego de su implementación. Los índices utilizados para cada país se describen a continuación:

*Perú:* El principal índice de la Bolsa de Valores de Lima es el IGBVL o Índice General de la Bolsa de Valores de Lima, el cual refleja la evolución del mercado bursátil midiendo el comportamiento de una cartera representativa de acciones, la cual está integrada por un conjunto de valores que concentra el 80% de las negociaciones del mercado.

*Chile:* En el caso chileno, el índice de referencia que muestra la evolución del mercado bursátil es el IGPA o Índice General de Precios de Acciones, el cual es un indicador de carácter patrimonial compuesto de la mayoría de las acciones con revisión anual, el cual mide las variaciones de todas las acciones inscritas en la Bolsa de Comercio de Santiago.

*Colombia:* El índice de la Bolsa de Valores de Colombia es el IGBC o Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia, el cual refleja el comportamiento promedio de los precios de las acciones más líquidas y de mayor capitalización que se negocian en Bolsa, es decir, aquellas que tienen una rotación mayor al 0,5% semestral y una frecuencia superior al 40% en el trimestre anterior.

A partir del 1 de noviembre de 2013, el COLCAP reemplazó al IGBC como el principal indicador del comportamiento del mercado accionario colombiano debido a que dejó de ser publicado, por lo que se utilizó el IGBC para el periodo 31 de Mayo de 2010 al 30 de Mayo de 2013, y el índice COLCAP para el periodo 31 de Mayo de 2013 al 30 de Mayo de 2014.

El COLCAP es un indicador que refleja las variaciones de los precios de las 20 acciones más líquidas de la Bolsa de Valores de Colombia (BVC), donde el valor de la Capitalización Bursátil Ajustada de cada compañía determina su nivel de ponderación.

Los datos de los índices accionarios fueron obtenidos por medio de Economática™, tanto en moneda local como en dólares de Estados Unidos, a fin de luego estimar si el tipo de cambio afecta o no las relaciones de cointegración a examinar.

En econometría financiera la posible cointegración entre las series de tiempo examinadas depende de la no estacionariedad de los precios de dichas series. Dado lo anterior, es conveniente en términos metodológicos examinar primero la no estacionariedad por medio del test de raíz unitaria, y luego aplicar el test de cointegración, el cual se realizará a partir de los índices accionarios de los mercados accionarios integrantes del MILA.

### Test de Raíz Unitaria

Una forma de estimar si una serie es o no estacionaria es mediante el test aumentado de Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF). Primero se presenta el test de Dickey-Fuller (1979) para tener una idea global de la prueba y, después, se presenta el test aumentado de dichos autores.

El método de Dickey-Fuller (1979) se basa en la siguiente ecuación donde el objetivo es probar la hipótesis nula  $H_0: \theta = 1$  versus la hipótesis alternativa  $H_1: \theta < 1$

$$Y_t = \theta Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

De no rechazar la hipótesis nula se está en presencia de una serie no estacionaria (contiene una raíz unitaria), mientras que en caso contrario, se está en presencia de una serie que es estacionaria.

En la práctica de econometría de series de tiempo se acostumbra a emplear la ecuación (2) en vez de la (1) para llevar a cabo pruebas de no estacionariedad en una serie, donde el objetivo es probar hipótesis nula  $H_0: \rho = 0$ .

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Por otra parte, el test aumentado de Dickey-Fuller permite, al incorporar en la ecuación (3) los p rezagos de  $\Delta Y_t$ , controlar la presencia de cualquier estructura dinámica en la variable dependiente, para asegurar así que los residuos de la ecuación no presenten autocorrelación entre sí.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (3)$$



Para determinar la significancia estadística del parámetro  $\rho$ , Dickey-Fuller (1981) desarrollaron un conjunto de tests estadísticos adicionales con sus respectivos valores críticos, los cuales se encuentran incorporados en las rutinas de los paquetes econométricos como es el caso de EViews™.

De acuerdo a lo anterior, la hipótesis nula de una serie con raíz unitaria es rechazada en favor de una serie estacionaria en caso que el valor del test estadístico sea más negativo que el valor crítico pertinente.

Un tema de especial atención es la cantidad de rezagos a considerar en la ecuación (3) como también la incorporación ya sea de un intercepto (drift en inglés), una tendencia (trend en inglés) o ambos. Para seleccionar el modelo que se ajuste mejor a los datos, en la práctica econométrica, se utilizó el criterio de información de Schwarz (Schwarz criterion) al momento de evaluar los modelos.

### Test de Cointegración

Para definir la cointegración, primero se necesita establecer que en caso de tener una serie no estacionaria, la manera de convertirla en una serie estacionaria, es diferenciándola. Para recuperar la serie original no estacionaria a través de la serie convertida en estacionaria (la serie diferenciada), se debe integrar la serie diferenciada. Por lo tanto, a la serie original (no estacionaria) se le conoce como una serie integrada de grado “d”. El grado se refiere al número de veces que hay que integrar la serie diferenciada hasta obtener la serie original. Esto se puede expresar como:

$$Y_t \sim I(d) \tag{4}$$

Las series que son integradas de orden 1, es decir, que solo es necesario diferenciarlas una vez para obtener estacionariedad, se definen como:

$$Y_t \sim I(1) \tag{5}$$

Si se tienen K series, cada una de las cuales es I(1), se afirmará que existe una relación de largo plazo o una relación de cointegración, si existe una combinación lineal que hace que estas sean integradas de orden cero, I(0); es decir, si existe un vector de cointegración de tal manera que la serie resultante sea estacionaria o I(0). El test usado para la cointegración entre los índices, es el método de Johansen (1988) basado en Vectores de Autocorrelaciones (VAR). La principal ventaja del modelo VAR es que como todas las variables son consideradas endógenas, no se requiere ninguna restricción adicional para calcular los coeficientes del modelo. Sin embargo, el principal problema asociado con esta especificación VAR es que es un modelo sin una teoría subyacente, es decir, no existe una relación estructural o de dependencia que pudiera ser definida por algún modelo teórico. Considerando un conjunto de r variables ( $r \geq 2$ ) que son I(1) y que se supone están cointegradas, un VAR con k rezagos que contiene estas variables puede ser implementado mediante:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_k Y_{t-k} + u_t \tag{6}$$

$\begin{matrix} rx1 & rx1 & rx1 & rx1 & rx1 & rx1 & rx1 \end{matrix}$

Para utilizar el test de Johansen, si todas las series son I(1), la ecuación (6) necesita ser expresada en un modelo vectorial de corrección de errores llamado VEC (Vector Error Correction) de la forma:

$$\Delta Y_t = H_1 \Delta Y_{t-1} + H_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + H_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \phi Y_{t-k} + u_t \tag{7}$$

Donde,

$$H_i = \left( \sum_{j=1}^i \beta_j \right) - I_r \tag{8}$$

$$\emptyset = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_r \quad (9)$$

El sistema presentado en la ecuación (7) tiene k-1 rezagos de las variables en diferencias y tiene una variable rezagada y en niveles, I(1). El test de Johansen analiza los valores propios de la matriz  $\emptyset$  y su rango (igual al número de valores propios diferentes de cero).

La prueba se desarrolla de la siguiente manera: Primero, se calculan los valores propios ( $\lambda$ ) de la matriz  $\emptyset$  y se les ordena de manera descendente:

$$\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_r \quad (10)$$

Donde cada valor propio es positivo y menor que 1 en valor absoluto.

Si los  $\lambda_r$  son raíces unitarias estos deben ser positivos y menor a 1 en valor absoluto y debe cumplirse el ordenamiento presentado en la ecuación (10) siendo  $\lambda_1$  con el valor más cercano a 1. Si las variables no están cointegradas, el rango de la matriz  $\emptyset$  no será significativamente distinto de 0. Bajo estas condiciones cada valor propio será cercano a 1. Johansen presenta dos tests para probar la presencia de cointegración; el test de la traza y el test de máxima verosimilitud. Si se supone que “r” representa el número de vectores de cointegración bajo la hipótesis nula., entonces el test de la traza está dada por:

$$\lambda_{\text{traza}}(r) = -T \times \sum_{i=1}^r \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

Y el test de máxima verosimilitud:

$$\lambda_{mv}(r, r+1) = -T \times \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (12)$$

Johansen y Juselius (1990), proporcionan los valores críticos para las dos tests anteriores. Si el valor calculado del test estadístico es mayor que el valor crítico de tablas de Johansen, se rechaza la hipótesis nula de que son r vectores de cointegración, en favor de la alternativa de que son r + 1 (para  $\lambda_{\text{traza}}$ ) o más de r (para  $\lambda_{mv}$ ).

De esta manera, se realizará un análisis de cointegración para los índices bursátiles descritos anteriormente, para cuatro subperiodos de tiempo anuales, iniciando el 31 de Mayo de 2010 y terminando el 30 de Mayo de 2014.

Para esto se debe analizar si se cumplen las condiciones de estacionariedad para cada una de las series, es decir; media cero, varianza y covarianza constantes por medio de las pruebas de raíz unitaria. El test para la prueba de raíz unitaria realizada para cada serie de precios está basado en el test de Dickey-Fuller aumentado.

Posteriormente, se realiza un test de cointegración de Johansen con el fin de examinar una relación de equilibrio de largo plazo entre los índices bursátiles de cada país miembro del MILA. Para probar si hay alguna combinación lineal de las series, se realiza el test de la traza y de máxima verosimilitud citados anteriormente.

A objeto de discriminar la cantidad de rezagos a considerar en la ecuación (7) como también la incorporación ya sea de un intercepto (drift en inglés), una tendencia (trend en inglés) o ambos, se utilizó el criterio de información de Schwarz (Schwarz criterion) al momento de evaluar los modelos.

**RESULTADOS**

A continuación se presentan los resultados de cointegración. Primero se muestran los resultados de los índices en dólar de Estados Unidos y luego en moneda local. Estos resultados se reportan en cuatro subperiodos de un año, desde un año antes de la implementación del MILA hasta tres años después de dicha implementación.

En primera instancia se debe verificar si se cumplen las condiciones de estacionariedad. Para ello, se realizaron las pruebas de raíz unitaria (Augmented Dickey-Fuller, ADF) a las series en logaritmos naturales del IGBC/COLCAP, IGPA y IGBVL, estableciendo como hipótesis nula que la serie es no estacionaria, donde el IGBC es utilizado para los primeros tres subperiodos y el COLCAP para el cuarto subperiodo.

Los resultados se presentan en Tabla 4 a un nivel de significancia del 5%. A modo de ejemplo, en el caso del primer subperiodo, desde el 31/05/2010 a 30/05/2011, para el índice IGBC el valor crítico del test (VCT al 5%) es igual a -2.8725, mientras que el valor del test (ADF test) es de -2.6603 por lo que al caer el valor del test a la derecha del valor crítico, se concluye que la serie no es estacionaria. De forma análoga, para todos los índices accionarios y subperiodos no se puede rechazar que las series no son estacionarias, conteniendo potencialmente al menos una raíz unitaria.

Luego, se aplica el test a las series en primeras diferencias, denotadas como D(IGBC), D(IGPA) y D(IGBVL) también reportados en la Tabla 4. Para el índice IGBC, el test (-13.5485) cae a la izquierda del valor crítico (-2.8725), por lo que se rechaza la hipótesis nula y se puede concluir que todas las series en diferencias son series estacionarias independiente del mercado accionario y subperiodo analizado.

Tabla 4: Augmented Dickey-Fuller Test (ADF Test) y Valor Crítico del Test (VCT al 5%) en Los Cuatro Subperiodos Analizados. Índices en Dólares de Estados Unidos

Subperiodos	31/05/2010 a 30/05/2011		31/05/2011 a 30/05/2012		31/05/2012 a 30/05/2013		31/05/2013 a 30/05/2014	
Índices/Test	ADF Test	VCT al 5%	ADF Test	VCT al 5%	ADF Test	VCT al 5%	ADF test	VCT al 5%
IGBC/COLCAP	-2.6603	-2.8725	-0.0394	-1.9421	-0.6234	-1.9421	-0.0911	-1.9421
D(IGBC/COLCAP)	-13.5485	-2.8725	-13.5591	-1.9421	-14.6037	-1.9421	-8.5218	-1.9421
IGPA	-2.3656	-2.8725	-2.3303	-2.8724	-2.0253	-2.8724	-2.4380	-2.8725
D(IGPA)	-12.1322	-2.8725	-10.6489	-2.8724	-12.3587	-2.8724	-11.2217	-2.8725
IGBVL	1.2496	-1.9421	-0.0013	-1.9421	0.4056	-3.4272	-2.5812	-2.8725
D(IGBVL)	-12.7133	-1.9421	-17.5418	-1.9421	-13.5576	-3.4272	-12.9431	-2.8725

La Tabla 4 muestra los resultados de los Test Augmented Dickey-Fuller Test (ADF Test) y Valor Crítico del Test (VCT al 5%), para las series IGBC/ COLCAP, IGPA e IGBVL, junto con los resultados para las series en primeras diferencias D(IGBC/ COLCAP), D(IGPA) e D(IGBVL), para los subperiodos 31/05/2010 a 30/05/2011, 31/05/2011 a 30/05/2012, 31/05/2012 a 30/05/2013 y 31/05/2013 a 30/05/2014.

Posteriormente, basado en que las series en logaritmos naturales son cada una I(1), se puede verificar si existe un vector de cointegración entre las tres series. Para esto, se realizó el test de cointegración de Johansen, con el fin de examinar una relación de largo plazo entre las variables.

Primer Subperiodo: 31/05/2010 – 30/05/2011. (Un año antes de la implementación del MILA)

Los resultados (salidas de Eviews™) de la cointegración, una vez estimada la ecuación (7), son presentados en la Tabla 5. Para cada grupo, la tabla muestra los resultados de las pruebas de la traza (trace statistic) y de máxima verosimilitud (Max-Eigenvalue statistic), respectivamente. La segunda columna presenta los valores propios (eigenvalues) ordenados, la tercera columna el test estadístico, la cuarta columna el valor crítico y la última columna el valor p.

Tabla 5: Test de Cointegración de Johansen Con 0 Rezago Sin Tendencia Determinística Para el Primer Periodo (31 de Mayo de 2010 al 30 de Mayo de 2011). Indices Accionarios en Dólares de Estados Unidos

Rango del Test de la Traza. Cointegración Sin Restricción				
No. de Ecuaciones de Cointegración Hipotetizadas	Máximo Autovalor	Test de la Traza	Valor Crítico 5%	Prob.**
Ninguna	0.050808	22.49553	24.27596	0.0825
A lo más 1	0.033993	8.990210	12.32090	0.1696
A lo más 2	0.000127	0.032837	4.129906	0.8821

  

Rango del Test de Máxima Verosimilitud. Cointegración Sin Restricción				
No. de Ecuaciones de Cointegración Hipotetizadas	Máximo Autovalor	Máxima Verosimilitud	Valor Crítico 5%	Prob.**
Ninguna	0.050808	13.50532	17.79730	0.1971
A lo más 1	0.033993	8.957372	11.22480	0.1220
A lo más 2	0.000127	0.032837	4.129906	0.8821

Rango del test de la Traza. Cointegración Sin Restricción: Muestra (ajustada): 02/06/2010 30/05/2011. Observaciones incluidas: 259 después de ajustes. Supuesto de tendencia: Sin tendencia determinística. Series: IGBC IGBVL IGPA. Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): Sin rezagos.

Test de la Traza indica no cointegración al nivel del 5%, \* denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5%, \*\* Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Rango del test de Máxima Verosimilitud. Cointegración Sin Restricción; Test de Máxima Verosimilitud indica no cointegración al nivel del 5%. \* denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5%, \*\* Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

La Tabla 5 muestra los resultados del test de cointegración de Johansen con 0 rezago sin tendencia determinística para el primer subperiodo (31 de Mayo de 2010 al 30 de Mayo de 2011), con los índices accionarios en dólares de Estados Unidos. Las pruebas realizadas corresponden a la traza (trace statistic) y de máxima verosimilitud (Max-Eigenvalue statistic), donde la segunda columna presenta los valores propios (eigenvalues) ordenados, la tercera columna el test estadístico, la cuarta columna el valor crítico y la última columna el valor p.

Al examinar el test de la traza (Trace Test), la primera línea corresponde a la primera hipótesis nula de vectores no cointegrados (None) vs la alternativa de más de cero vectores de cointegración. El "Trace Statistic" tiene un valor de 22.49, que es menor al valor crítico al 5%, que es igual a 24.27, por lo que la hipótesis nula de vectores no cointegrados no puede ser rechazada. Como resultado de dicha prueba, es posible darse cuenta que no existe un vector de cointegración, por lo que no hay una relación de equilibrio a largo plazo entre los índices bursátiles de estos países. En el caso del test de máxima verosimilitud, se obtienen los mismos resultados.

Segundo Subperiodo: 31/05/2011 – 30/05/2012. (Primer año luego de la implementación del MILA)

Se procede a verificar si existe un vector de cointegración entre las tres series, realizando el test de cointegración de Johansen, una vez estimada la ecuación (7), cuyos resultados son presentados en la Tabla 6. Al examinar los resultados del test de la traza y el test de máxima verosimilitud ambos muestran que no existe un vector de cointegración entre las series al 5% de significancia, no existiendo una relación de equilibrio a largo plazo entre los índices bursátiles de estos países.

Tabla 6: Test de Cointegración de Johansen Con 1 Rezago Sin Tendencia Determinística Para el Segundo Subperiodo (31 de Mayo de 2011 al 30 de Mayo de 2012). Indices Accionarios en Dólares de Estados Unidos

Rango del Test de la Traza. Cointegración Sin Restricción				
No. de Ecuaciones de Cointegración Hipotetizadas	Máximo Autovalor	Test de la Traza	5% Valor Crítico	Prob.**
Ninguna	0.028765	12.65199	24.27596	0.6511
A lo más 1	0.018673	5.004973	12.32090	0.5669
A lo más 2	0.000254	0.066436	4.129906	0.8326

  

Rango de la Prueba de Máxima Verosimilitud. Cointegración Sin Restricción				
No. de Ecuaciones de Cointegración Hipotetizadas	Máximo Autovalor	Máxima Verosimilitud	5% Valor Crítico	Prob.**
Ninguna	0.028765	7.647013	17.79730	0.7444
A lo más 1	0.018673	4.938538	11.22480	0.4860
A lo más 2	0.000254	0.066436	4.129906	0.8326

Rango del test de la Traza. Cointegración Sin Restricción: Muestra (ajustada): 31/05/2011 30/05/2012. Observaciones incluidas: 262 después de ajustes. Supuesto de tendencia: Sin tendencia determinística. Series: IGBC IGBVL IGPA. Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 1 Test de la Traza indica no cointegración al nivel del 5%. \* denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5%. \*\* Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Rango de la prueba de Máxima Verosimilitud. Cointegración Sin Restricción: Test de Máxima Verosimilitud indica no cointegración al nivel del 5%. \* denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5%. \*\* Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

La Tabla 6 muestra los resultados del test de cointegración de Johansen con 1 rezago sin tendencia determinística para el segundo subperiodo (31 de Mayo de 2011 al 30 de Mayo de 2012), con los índices accionarios en dólares de Estados Unidos. Las pruebas realizadas corresponden a la traza (trace statistic) y de máxima verosimilitud (Max-Eigenvalue statistic), donde la segunda columna presenta los valores propios (eigenvalues) ordenados, la tercera columna el test estadístico, la cuarta columna el valor crítico y la última columna el valor p.

Tercer subperiodo: 31/05/2012 – 30/05/2013 (Segundo año después de la implementación del MILA)

Se procede a verificar si existe un vector de cointegración entre las tres series, realizando el test de cointegración de Johansen, luego de estimar la ecuación (7), cuyos resultados son presentados en la Tabla 7. Las pruebas estadísticas de la traza y de máxima verosimilitud indican que existe un vector de cointegración entre las series a un nivel de 5% de significancia, siendo la hipótesis nula de no cointegración rechazada, existiendo una relación de equilibrio a largo plazo entre los índices bursátiles de este grupo de países.

Cuarto periodo: 31/05/2013 – 30/05/2014 (Tercer año después de la implementación del MILA)

Se procede a verificar si existe un vector de cointegración entre las tres series, realizando el test de cointegración de Johansen, después de estimar la ecuación (7), cuyos resultados son presentados en Tabla 8. El test estadístico de la traza y el test de máxima verosimilitud indican que existe un vector de cointegración entre las series al nivel del 10% y 11% de significancia, respectivamente, siendo la hipótesis nula de no cointegración rechazada a este nivel.

### Indicadores en Moneda Local

Se realizó el mismo procedimiento que el de los indicadores en dólares de Estados Unidos, para lo cual se verificó en primera instancia si se cumplen las condiciones de estacionariedad, realizándose las pruebas de raíz unitaria (Augmented Dickey-Fuller) a las series IGBC, IGPA y IGBVL en logaritmos naturales y en moneda local (pesos colombianos, pesos chilenos y nuevos soles peruanos, respectivamente). Los

resultados (no reportados aquí por limitaciones de espacio, pero disponibles según requerimiento a los autores) no muestran diferencias en términos cualitativos en comparación a los ya presentados en dólares. Esto es, las series de índices resultan no estacionarias mientras que las series en primeras diferencias si lo son independientemente del mercado accionario o subperiodo examinado.

Tabla 7: Test de Cointegración de Johansen Con 2 Rezagos Sin Tendencia Determinística Para el Tercer Subperiodo (31 de Mayo de 2012 al 30 de Mayo de 2013). Índices en Dólares de Estados Unidos

Rango del Test de la Traza. Cointegración Sin Restricción				
No. de Ecuaciones de Cointegración Hipotetizadas	Máximo Autovalor	Test de la Traza	5% Valor Crítico	Prob.**
Ninguna *	0.086132	31.45068	24.27596	0.0053
A lo más 1	0.017107	7.942551	12.32090	0.2412
A lo más 2	0.013090	3.438938	4.129906	0.0755
Rango de la Prueba de Máxima Verosimilitud. Cointegración Sin Restricción				
No. de Ecuaciones de Cointegración Hipotetizadas	Máximo Autovalor	Máxima Verosimilitud	5% Valor Crítico	Prob.**
Ninguna *	0.086132	23.50813	17.79730	0.0062
A lo más 1	0.017107	4.503613	11.22480	0.5500
A lo más 2	0.013090	3.438938	4.129906	0.0755

Rango del test de la Traza. Cointegración Sin Restricción: Muestra (ajustada): 31/05/2012 30/05/2013. Observaciones incluidas: 261. Supuesto de tendencia: Sin tendencia determinística. Series: IGBC IGBVL IGPA. Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 2  
Test de la Traza indica 1 ecuación de cointegración al nivel del 5%. \* denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5%. \*\* Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Rango de la prueba de Máxima Verosimilitud. Cointegración Sin Restricción:  
Test de Máxima Verosimilitud indica 1 ecuación de cointegración al nivel del 5%  
\* denota rechazo de la hipótesis al nivel del 5%

\*\* Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

La Tabla 7 muestra los resultados del test de cointegración de Johansen con 2 rezagos sin tendencia determinística para el tercer subperiodo (31 de Mayo de 2012 al 30 de Mayo de 2013), con los índices accionarios en dólares de Estados Unidos. Las pruebas realizadas corresponden a la traza (trace statistic) y de máxima verosimilitud (Max-Eigenvalue statistic), donde la segunda columna presenta los valores propios (eigenvalues) ordenados, la tercera columna el test estadístico, la cuarta columna el valor crítico y la última columna el valor p.

Luego se procedió a verificar si existe un vector de cointegración entre las tres series, realizando el test de cointegración de Johansen, cuyos resultados (no reportados aquí por limitaciones de espacio, pero disponibles según requerimiento a los autores) muestran que para el primer y segundo subperiodo (31/05/2010 a 30/05/2011 y 31/05/2011 a 30/05/2012, respectivamente) no existe en cada uno de ellos un vector de cointegración entre las series al 5% de nivel de significancia, por lo que no fue posible identificar una relación de equilibrio a largo plazo entre los índices bursátiles de estos países.

Para el tercer y cuarto subperiodos (31/05/2012 a 30/05/2013 y 31/05/2013 a 30/05/2014, respectivamente), los resultados (no reportados aquí por limitaciones de espacio, pero disponibles según requerimiento a los autores) si fue posible detectar un vector de cointegración entre las tres series al realizar el test de cointegración de Johansen al igual que en el caso de los índices en dólares de Estados Unidos.

Tabla 8: Test de Cointegración de Johansen con 1 Rezago Sin Tendencia Determinística Cuarto Subperiodo (31 de Mayo de 2013 al 30 de Mayo de 2014), Dólar Estadounidense

Rango del test de la Traza. Cointegración Sin Restricción				
No. de Ecuaciones de Cointegración Hipotetizadas	Máximo Autovalor	Test de la Traza	5% Valor Crítico	Prob.**
Ninguna *	0.073474	34.73173	32.26837	0.0560
A lo más 1	0.039842	14.96662	17.98038	0.2282
A lo más 2	0.016983	4.436316	7.556722	0.3510

  

Rango de la prueba de Máxima Verosimilitud. Cointegración Sin Restricción				
No. de Ecuaciones de Cointegración Hipotetizadas	Máximo Autovalor	Máxima Verosimilitud	5% Valor Crítico	Prob.**
Ninguna *	0.073474	19.76511	20.05014	0.1088
A lo más 1	0.039842	10.53030	13.90590	0.2885
A lo más 2	0.016983	4.436316	7.556722	0.3510

Rango del test de la Traza. Cointegración Sin Restricción: Muestra (ajustada): 04/06/2013 30/05/2014. Observaciones incluidas: 259 después de ajustes. Supuesto de tendencia: Sin tendencia determinística. Series: IGBC IGBVL IGPA. Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 1 Test de la Traza indica 1 ecuación de cointegración al nivel del 10%. \* denota rechazo de la hipótesis al nivel del 10%. \*\* Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Rango de la prueba de Máxima Verosimilitud. Cointegración Sin Restricción: Test de Máxima Verosimilitud indica 1 ecuación de cointegración al nivel del 11%. \* denota rechazo de la hipótesis al nivel del 11%. \*\* Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

La Tabla 8 muestra los resultados del test de cointegración de Johansen con 1 rezago sin tendencia determinística para el cuarto subperiodo (31 de Mayo de 2013 al 30 de Mayo de 2014), con los índices accionarios en dólares de Estados Unidos. Las pruebas realizadas corresponden a la traza (trace statistic) y de máxima verosimilitud (Max-Eigenvalue statistic), donde la segunda columna presenta los valores propios (eigenvalues) ordenados, la tercera columna el test estadístico, la cuarta columna el valor crítico y la última columna el valor p.

## CONCLUSIONES

Este artículo analiza la evolución de una virtual cointegración de los mercados accionarios integrantes de la infraestructura MILA, en subperiodos anuales que abarcan desde un año antes de su implementación efectiva y hasta tres años luego de ésta, con el propósito de examinar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los mercados accionarios de Colombia, Chile y Perú.

Las estimaciones se realizaron con observaciones diarias para las series de índices bursátiles representativos de los mercados accionarios participantes del MILA durante subperiodos anuales que van desde el 31 de Mayo de 2010 al 30 de Mayo de 2014. Los resultados en el primer subperiodo de análisis, esto es, un año antes de la implementación de la infraestructura MILA, no muestran evidencia de cointegración tanto en dólares de Estados Unidos como en moneda local. Similar resultado se obtuvo para el primer año luego de su implementación, lo que señala un comienzo que ha sido lento, compatible con el bajo volumen relativo de negociaciones de la plataforma MILA en comparación al volumen total transado en los mercados accionarios integrantes.

Lo anterior se concilia con un periodo de tiempo en que la coyuntura internacional que vivieron algunas economías de la zona euro generó niveles de deuda y gasto público superiores a los ingresos, atemorizando a los inversionistas a efectuar operaciones en el mercado accionario a nivel global buscando así refugio principalmente en activos más seguros como el oro, títulos del tesoro americano y títulos del tesoro alemán.

Lo anterior, explica en parte la cointegración no significativa en el primer año de implementación de la plataforma MILA.

Junto a esto, se encuentran las posibles diferencias en los sistemas de los países miembros, y a la falta de información en torno a los títulos de renta variable, lo que dificultó las transacciones y no permitió obtener los resultados esperados. Esto puede ser atribuido a la poca información divulgada a los participantes del Mercado de Valores por parte de los organismos encargados de llevar a cabo la integración, así como la aparente desorganización mostrada (Buendía & Giraldo, 2012).

A partir del segundo año de su implementación, los mercados muestran un vector de cointegración significativo, independientemente de si los índices accionarios se trabajan en dólares de Estados Unidos o en moneda local, demostrando así que existe un equilibrio a largo plazo entre los indicadores de los mercados accionarios, sin que el tipo de cambio afecte los resultados. Esto se concilia con el incremento exhibido en la participación relativa del volumen negociado en la plataforma MILA en relación al volumen total transado en los mercados (sobre todo en el caso de Chile y Perú) en los dos últimos años. Esto implica que los fundamentos económicos y financieros de cada mercado accionario que participa en el MILA pueden tener un impacto en el largo plazo en el rendimiento de los otros mercados accionarios integrantes, generando a su vez que los efectos de los derramamientos de volatilidad y contagio “spillover effects” pueden llegar a ser más significativos entre los mercados disminuyendo así los potenciales beneficios de la diversificación internacional en el marco del MILA.

Este artículo abre la posibilidad de futura investigación en el contexto del MILA. Observar la tendencia de los volúmenes transados en términos cruzados y relativos en comparación de los volúmenes totales transados en cada mercado accionario como la persistencia de una relación de equilibrio de largo plazo es un tema que a juicio de los autores de este artículo debe seguir siendo examinado en el futuro. Además, la entrada de nuevos integrantes al MILA, el caso de México a fines del año 2014, y eventualmente otros mercados Latinoamericanos en el futuro abre la posibilidad de estudiar además estos mercados accionarios y los efectos de sus respectivas entradas al MILA, en los temas ya citados.

## REFERENCIAS

Agudelo y Gutiérrez (2011), Anuncios macroeconómicos y mercados accionarios: El caso latinoamericano, *Revista Latinoamericana de Administración*, 48:46-60.

Asness, Israelov y Liew (2011), International Diversification Works (Eventually), *Financial Analysts Journal*, 67-3: 24-38.

Assidenou (2011), Cointegration of Major Stock Market Indices during the 2008 Global Financial Distress, *International Journal of Economics and Finance*, 3-2: 212-222.

Carrieri, Errunza y Hogan (2007), Characterizing world market integration through time, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42-4: 915-940.

Chambet y Gibson (2008), Financial integration, economic instability and trade structure in emerging markets, *Journal of International Money and Finance*, 27-4: 654-675.

Chang (2002), Long-run Benefits from Equity Diversification in two Chinese Share Markets: B-share from Shanghai and Shenzhen Stock exchanges, *The Indian Journal of Economics* LXXXII, 303-310

Chen, Firth y Meng Rui (2002), Stock market linkages: Evidence from Latin America, *Journal of Banking & Finance*, 26-6:1113-1141.



Corbo (1997), Integración Financiera en América Latina, *Serie de documentos de trabajo de la oficina del economista jefe*, Banco Interamericano de Desarrollo, 1-26.

Diamandis (2009), International stock market linkages: evidence from Latin America, *Global Finance Journal*, 20-1: 13-30.

Dickey y Fuller (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74-366: 427-431. JSTOR 2286348.

Dickey y Fuller (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49-4: 1057-1072.

Engle y Granger (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55-2: 251-276.

Federico (2007), Market integration and market efficiency: The case of 19th century Italy, *Explorations in Economic History*, 44-2: 293-316.

Johansen (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economics and Dynamic Control*, 12, 231-254.

Johansen y Juselius (1990), Maximum Likelihood Estimation and inference on cointegration with applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51:169-210.

Nath y Verma (2003), Study of Common Stochastic Trend and Cointegration in the Emerging Markets: A Case Study of India, Singapore & Taiwan, *NSE Research Paper India*.

Thapa y Poshakwale (2010), International equity portfolio allocations and transaction costs, *Journal of Banking & Finance*, 34-11: 2627-2638.

## BIOGRAFÍA

Dr. Eduardo E. Sandoval es profesor asociado en: Facultad de Ingeniería, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Concepción. Edmundo Larenas 215, Cuarto Piso, Concepción-Chile, y puede ser contactado en correo electrónico: [eduardosandoval@udec.cl](mailto:eduardosandoval@udec.cl)

Ingeniera Industrial Srta. Macarena Soto es Magíster en Gestión Industrial, con mención en Gestión Financiera de la Universidad de Concepción. Puede ser contactada en correo electrónico: [macarenasoto@udec.cl](mailto:macarenasoto@udec.cl)

