

# Volatilidad del Mercado Integrado Latinoamericano: un enfoque multivariado

## Volatility of the Latin American Integrated Market: A Multivariate Approach

---

Martha Beatriz Mota Aragón\*

Leovardo Mata Mata\*\*

(Fecha de recepción: 27 de julio de 2016, Fecha de aceptación: 19 de octubre de 2016)

### RESUMEN

En este trabajo se describe la volatilidad y se aborda el grado de dependencia de los rendimientos de los principales índices accionarios del Mercado Integrado Latinoamericano (MILA), mediante un modelo GARCH multivariado no normal de correlaciones condicionales constantes, para el periodo 2009-2016. Se encuentra evidencia de que el grado de dependencia entre los rendimientos es bajo y que existe segmentación entre algunos de sus miembros. Los mercados mayormente integrados son Chile y México, después sigue Perú y finalmente Colombia. En contraste, a pesar de la volatilidad diferenciada entre los miembros del MILA, el nivel de dependencia entre sus rendimientos ha sido estable en el periodo de referencia, lo que sugiere una mayor integración de los mercados hacia el largo plazo.

Clasificación JEL: C32, G11, G14.

**Palabras clave:** GARCH multivariado, volatilidad, MILA, causalidad de Granger.

### ABSTRACT

*This paper describes Latin American Integrated Market (MILA) major stock indices yields' volatility and addresses the degree of dependence among such stock indices, by means of a multivariate non normal constant conditional correlation GARCH model*

---

\* Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa, Ciudad de México, México, beatrizmota4@gmail.com

\*\* Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa, Ciudad de México, México, leovardomata@gmail.com

*for 2009-2016. Evidence was found that there is a low degree of dependence among the yields and that segmentation exists among some of its members. The degree of integration is higher in Chile and Mexico followed by Peru and finally Colombia. Despite the differentiated volatility between members of the MILA, the dependency level among their yields has been stable over the reference period, suggesting long term market integration.*

*JEL Classification: C32, G11, G14*

**Key words:** *Multivariate GARCH model, volatility, MILA, Granger causality.*

## Introducción

En esta época la interacción económica entre los diferentes países ha crecido constantemente, si bien es cierto que existe una tendencia hacia procesos globales con nacionalismos culturales, las relaciones económicas son el ejemplo más claro y tácito de cómo una nación influye sobre otra (Figueroa, 2014). En este sentido, la situación de los países emergentes resulta un caso de interés macroeconómico, ya que sus mercados financieros reflejan la capacidad que tiene un país para reaccionar ante choques externos e internos (Cantor, 2015). A este respecto, los mercados de valores constituyen una parte del sistema económico que se inserta con mayor profundidad en el contexto global, de ahí que sus operaciones afectan a otras economías y representan elementos ineludibles del proceso financiero (Sanz, 2013).

En los países emergentes de América existe una integración entre los mercados bursátiles de Chile, Perú, Colombia y México, denominado como el Mercado Integrado Latinoamericano (MILA), su desarrollo es incipiente y se encuentra en una época temprana de desarrollo, aunque existen expectativas de altos beneficios para los miembros en el largo plazo, (Romero-Álvarez *et al*, 2013).

Los principales índices accionarios dentro del MILA son IPSA (Chile), COLCAP (Colombia), S&P/BVL (Perú) y el IPC (México); usualmente se involucran empresas con un alto nivel de capitalización y una apertura mayor a los mercados internacionales (Figueroa, 2014).

La relación que existe entre los distintos mercados bursátiles se puede indagar mediante los co-movimientos que presentan sus variables financieras y económicas, así como la evolución de sus volatilidades. (Calderón, 2007) analiza la evolución del comercio y del producto de Latinoamérica con el continente asiático y encuentra evidencia de una sincronía relevante, similar a los resultados de (Granger *et al.*, 2000) para los tipos de cambio y los índices accionarios de Hong Kong, Malasia, Singapur, Corea del Sur, Tailandia y Taiwan.

Bajo este contexto, se encuentra usualmente en la literatura que los autores analizan los grados de dependencia (Cont, 2001) mediante vectores autorregresivos (VAR), modelos de cointegración (VEC) y especificaciones univariadas de la familia GARCH, tales como el modelo GARCH(1,1), (Tsay, 2010).

En este trabajo se estudia la dependencia y volatilidad de los rendimientos accionarios de los principales índices del MILA mediante los cuatro principales modelos de GARCH multivariado (Hou y Li, 2016). El conjunto de estimaciones consideran tanto a la distribución normal multivariante como a la distribución t-Student múltiple, el objetivo es calibrar de manera robusta la especificación GARCH (Bauwens *et al.*, 2006) y capturar en mayor medida los hechos estilizados que suceden usualmente en los rendimientos financieros (Cont, 2001).

La especificación GARCH multivariada que se ajuste en mayor medida, permitirá verificar si existe una correlación positiva estacionaria entre los índices del MILA. Asimismo, se podrá establecer el grado de dependencia entre sus elementos y estudiar la magnitud de la volatilidad realizada en el periodo de referencia. Este conjunto de estimaciones contribuyen a la literatura con una herramienta integral para analizar las variaciones de los rendimientos al interior del MILA, pues el enfoque de este documento para abordar la dependencia y la volatilidad es multivariado, es decir, se aborda el comportamiento de la media y la varianza a lo largo del tiempo mediante distribuciones de probabilidad conjuntas. De esta forma, el modelo GARCH multivariado de mejor ajuste al MILA, puede ser un instrumento útil tanto para académicos como para quienes día a día se enfrentan a los cambios bruscos de los rendimientos financieros.

En este sentido, en el siguiente apartado se comienza con la descripción de las cuatro especificaciones más relevantes de los modelos GARCH multivariados, bajo los cuales se persigue describir la volatilidad y dependencia de los rendimientos históricos en el periodo que va de septiembre de 2009 a junio de 2016.

## 1. Volatilidad y especificación GARCH multivariada

Los rendimientos de los principales índices accionarios del MILA se analizan desde dos frentes, la media y la varianza. En ese caso, resulta crucial el concepto de estacionariedad (Greene, 2012), pues implica indirectamente que existe una distribución de probabilidad estable sobre el periodo de análisis. Para ello, se realizará la prueba clásica de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron (Tsay, 2010) cuya hipótesis nula es que existe raíz unitaria (no estacionariedad). Si es el caso, el rechazo de la hipótesis nula señala evidencia sobre la naturaleza de la serie de tiempo. De igual forma, el test de Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) es una prueba relevante para verificar estacionariedad bajo el no rechazo de la hipótesis base (Hamilton, 1994). Este conjunto de pruebas son de gran importancia, pues permiten un uso correcto de las distribuciones de probabilidad.

En el caso de los rendimientos de los índices del MILA, la condición de estacionariedad implica también algunos hechos relevantes. Concretamente, si las series de tiempo son estacionarias, entonces existe una varianza finita, memoria limitada; fluctúan alrededor de su valor medio y las autocorrelaciones disminuyen rápidamente, a medida que el número de rezagos aumenta. Estas características son elementos cruciales para verificar si existe causalidad en el sentido de Granger y para concretar una especificación de GARCH multivariado (Silvennoinen y Terasvirta, 2009).

La causalidad en el sentido de Granger es un concepto relevante, pues permite encontrar evidencia suficiente para establecer un efecto a lo largo del tiempo entre dos variables aleatorias (Granger, 2002). La hipótesis nula es que no existe causalidad en el sentido de Granger para cierto número de rezagos específico. Entonces, si se rechaza la hipótesis base, existe evidencia para sustentar una o más relaciones entre dos o más variables y sus rezagos. En relación a los modelos GARCH multivariados, se realiza la prueba de causalidad en el sentido de Granger para sustentar la estructura autorregresiva que presentan las diferentes especificaciones (Hou y Li, 2016).

En general, un modelo GARCH multivariado permite a la matriz de covarianzas condicional de un vector aleatorio seguir una estructura dinámica flexible (Bauwens *et al*, 2006) y de esta forma permitir que la media condicional (Engle, 2002) se estime bajo un vector autorregresivo (VAR). En general, la especificación es:

$$y_t = Ax_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t \sim B_t^{1/2} v_t \quad (2)$$

donde  $y_t$  es un vector aleatorio de tamaño  $m \times 1$  de variables dependientes,  $A$  es una matriz de parámetros  $m \times k$ ,  $x_t$  es un vector  $m \times 1$  de variables explicativas, usualmente los rezagos de  $y_t$ ,  $B_t^{1/2}$  es el factor de Cholesky de la matriz de covarianzas condicional (Bollerslev y Wooldridge, 1988) a lo largo del tiempo y  $v_t$  es un vector aleatorio  $m \times 1$  cuyos elementos son ruido blanco escrito (Aielli, 2009).

Existen cuatro parametrizaciones usuales (Comte y Lieberman, 2003) para un GARCH multivariado, según se asuma una estructura para la matriz de covarianzas condicional (Engle, 1982):

a) GARCH DVECH. Este modelo considera a la matriz  $H_t$  como

$$H_t = S + \sum_{i=1}^p A_i \odot u_{t-1} u'_{t-1} + \sum_{j=1}^q B_j \odot H_{t-j} \quad (3)$$

siendo  $S$ ,  $A_i$  y  $B_j$  matrices simétricas de parámetros  $m \times m$  y  $\odot$  el producto de Hadamard (Tse y Tsui, 2002). Los estimadores se encuentran usualmente mediante la función de log-verosimilitud de una distribución normal multivariante

$$l = \sum_{t=1}^T -\frac{1}{2} m \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(\det(H_t)) - \frac{1}{2} u_t H_t^{-1} u'_t \quad (4)$$

aunque puede emplearse una especificación más flexible mediante la distribución multivariada t-Student (Lütkepohl, 2005).

b) GARCH CCC. La especificación con correlaciones condicionales constantes (CCC) asume una matriz  $R$  de correlaciones fijas, invariantes en el tiempo, tal que

$$H_t = D_t^{1/2} R D_t^{1/2} \quad (5)$$

con  $D_t$  una matriz diagonal de varianzas condicionales (Bollerslev, 1986), donde se define para cada elemento de la diagonal

$$\sigma_{i,t}^2 = s_{i,t} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_j u_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^{q_i} \beta_j \sigma_{i,t-j}^2 \quad (6)$$

- c) GARCH DCC. Por el contrario, la especificación bajo correlaciones condicionales dinámicas (DCC) asume que la matriz de correlaciones no es constante (Silvennoinen y Terasvirta, 2009) y establece las siguientes matrices

$$H_t = D_t^{1/2} R_t D_t^{1/2} \quad (7)$$

$$R_t = Z_t^{-1/2} Q_t Z_t^{-1/2} \quad (8)$$

donde  $Z_t$  es la diagonal de la matriz  $Q_t = (1 - a - b)R + a\tilde{u}_{t-1}\tilde{u}'_{t-1} + bQ_{t-1}$  para algunos valores específicos  $a, b \in \mathbb{R}$  y residuales estandarizados  $\tilde{u}_t$ , (Escribano y Pfann, 1998).

- d) GARCH VCC. Este modelo, (Tsay, 2010), extiende el modelo GARCH multivariado del inciso c) bajo una matriz de correlaciones variante en el tiempo (VCC) de la forma

$$R_t = (1 - a - b)R + a\Psi_{t-1} + bR_{t-1} \quad (9)$$

donde  $\Psi_t = f(\tilde{u}_t)$  es una matriz que se obtiene como función de los residuales estandarizados y  $a, b \in \mathbb{R}$  son parámetros según la dinámica de  $R_t$ .

Un comentario importante es que la bondad de ajuste de cada uno de los modelos GARCH que se han señalado en los incisos a), b), c) y d) se pueden evaluar mediante los criterios de información de Akaike y Schwarz (Hou y Li, 2016).

Finalmente, bajo los conceptos y modelos señalados en esta sección, el procedimiento de estimación que se implementa en este trabajo para encontrar el modelo GARCH de mejor ajuste a los rendimientos del MILA en el periodo 2009-2016 es como sigue:

- i) Se realizan las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller, Phillips-Perron y KPS para verificar si las series de tiempo de los rendimientos son estacionarias.
- ii) Se lleva a cabo la prueba de causalidad en el sentido de Granger para diferentes rezagos y hallar evidencia de relaciones a lo largo del tiempo.
- iii) Se estiman los cuatro modelos GARCH, empleando tanto la distribución normal multivariante como la distribución t-Student multivariada sobre el periodo de referencia. Las estimaciones se realizan empleando diferentes rezagos y se elige el modelo cuya bondad de ajuste promedio sea superior. Para ello, se escoge el modelo GARCH cuyos criterios de Akaike y Schwarz sean mínimos.
- iv) Mediante el modelo GARCH de mejor ajuste se analiza la volatilidad realizada y las correlaciones entre los rendimientos a lo largo del tiempo.

Por último, en la siguiente sección se presentan las estimaciones pertinentes sobre las cuatro especificaciones GARCH para describir la volatilidad de los principales índices accionarios del MILA y valorar el grado de dependencia entre ellos, en el periodo 2009-2016.

## 2. Estimaciones y resultados

Los rendimientos diarios de los diferentes índices IPSA, IPC, COLCAP y S&P/BVL se calcularon bajo la expresión

$$x_{it} = \ln(p_{it}) - \ln(p_{it-1}) \quad (10)$$

donde  $p_{it}$  es el nivel de un índice en el tiempo  $t$ . Los estadísticos descriptivos para el periodo 2009-2016 se presentan en el Cuadro 1, donde se puede observar que los rendimientos de COLCAP exhiben la desviación estándar más alta, le sigue S&P/BVL, IPC y luego IPSA. También sobresale que los rendimientos más altos y más bajos corresponden a COLCAP y S&P/BVL.

Cuadro 1. Índices bursátiles en el MILA

<b>Variable</b>	<b>Media</b>	<b>Desviación estándar</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
S&P/BVL	-0.0112%	0.894%	-13.291%	6.917%
IPC	0.010%	0.650%	-5.985%	4.167%
IPSA	0.001%	0.624%	-7.236%	5.732%
COLCAP	-0.007%	1.296%	-7.517%	13.118%

Fuente. Elaboración propia con datos de Bloomberg.

En el Cuadro 2 se presentan tres pruebas de hipótesis para verificar si las series de tiempo de los rendimientos son estacionarias (Hamilton, 1994). Bajo la prueba KPSS no se rechaza la hipótesis nula, en tanto que bajo la prueba de hipótesis de Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria (Granger, 2000), así que existe evidencia para afirmar que las series de los rendimientos son estacionarias en la ventana de tiempo 2009-2016. Esta característica es importante, pues es un requisito para el modelo VAR de la media condicional que se encuentra dentro de cada especificación del modelo GARCH multivariado señaladas en el apartado 1.

Cuadro 2. Pruebas de raíz unitaria

<b>Variable</b>	<b>Dickey Fuller</b> <b>Estadístico t</b>	<b>Phillips-Perron</b> <b>Estadístico t</b>	<b>KPSS</b> <b>Estadístico t</b>
S&P/BVL	-48.36***	-48.39***	0.52
IPC	-52.04***	-52.03***	0.05
IPSA	-32.06***	-44.70***	0.22
COLCAP	-41.59***	-90.76***	0.53

Fuente. Elaboración propia con datos de Bloomberg.

\*Nivel de confianza al 90%.

\*\*Nivel de confianza al 95%.

\*\*\* Nivel de confianza al 99%.



Asimismo, en el Cuadro 3 se realiza la prueba de causalidad de Granger para las series de tiempo de los rendimientos de COLCAP, IPC, IPSA y S&P/BVL sobre un conjunto de cinco rezagos, ya que son datos diarios. Se puede apreciar que existe evidencia de causalidad en el sentido de Granger (Greene, 2012) desde el primer día hasta el quinto día, aunque debe señalarse que la relación es heterogénea entre los diversos índices. S&P/BVL causa en el sentido de Granger a IPC e IPSA, pero no a COLCAP. En tanto que IPC causa en el sentido de Granger a S&P/BVL e IPSA, pero no a COLCAP. Asimismo, IPSA causa en el sentido de Granger a S&P/BVL e IPC, pero no a COLCAP. De igual forma, COLCAP causa en el sentido de Granger a IPC e IPSA, pero no a S&P/BVL, lo cual sugiere que los mercados bursátiles de Perú y Colombia se encuentran menos integrados dentro del MILA.

En el Cuadro 4 se presentan los criterios de información para las cuatro especificaciones GARCH, donde se puede observar que el modelo de mejor ajuste corresponde al caso GARCH CCC. Asimismo, en el Cuadro 5 se presentan los criterios de Akaike y Schwarz para elegir el número de rezagos óptimo en el GARCH CCC, bajo la distribución normal y t-Student multivariadas. Se puede apreciar que dos rezagos, bajo la distribución t-Student multivariada con dos grados de libertad, es la especificación más adecuada para el GARCH CCC. El nivel mínimo de los criterios de información se señala con un asterisco (\*).

El modelo estimado de mejor ajuste, GARCH CCC, con dos rezagos y bajo la distribución t-Student, se muestra en el Cuadro 6. Ahí se puede apreciar que en lo que respecta a la media condicional de los rendimientos diarios, S&P/BVL e IPSA afectan con un día de retraso, en el sentido de Granger, al nivel de S&P/BVL, y que su volatilidad realizada se puede describir adecuadamente mediante un GARCH(1,1), siendo que se ha considerado la relación conjunta entre los cuatro índices bursátiles. Este comportamiento es similar para los cuatro casos que se han considerado, así que se puede reafirmar la robustez del GARCH(1,1) dentro del GARCH CCC. Además, debe señalarse que el efecto de un índice sobre otro, en la media condicional, es positivo; ya que los coeficientes significativos del modelo VAR implícito son mayores a cero. De igual forma, los coeficientes estimados del apartado GARCH(1,1) para cada ecuación tienen signos positivos y sugieren sincronía en la volatilidad histórica.

La relación positiva señalada por los coeficientes del modelo GARCH multivariado tanto en las ecuaciones de la media como en las ecuaciones de la varianza, reafirman una relación de corto plazo directa y sincrónica, que

Cuadro 3. Pruebas de causalidad de Granger en MILA

	IPC		IPSA		COLCAP	
	Rezagos	Estadístico F	Rezagos	Estadístico F	Rezagos	Estadístico F
S&P/BVL	1	0.964	1	2.879*	1	0.001
	2	4.456**	2	6.186***	2	0.051
	3	10.118***	3	9.893***	3	0.174
	4	14.256***	4	10.065***	4	0.298
	5	16.281***	5	10.501***	5	0.368

	S&P/BVL		IPSA		COLCAP	
	Rezagos	Estadístico F	Rezagos	Estadístico F	Rezagos	Estadístico F
IPC	1	0.908	1	0.115	1	0.277
	2	1.346	2	0.491	2	0.467
	3	1.378	3	1.445	3	0.717
	4	2.856*	4	2.769*	4	0.718
	5	3.097***	5	2.707*	5	0.671

	IPC		S&P/BVL		COLCAP	
	Rezagos	Estadístico F	Rezagos	Estadístico F	Rezagos	Estadístico F
IPSA	1	2.981**	1	0.297	1	0.016
	2	4.187**	2	0.240	2	0.227
	3	4.221**	3	0.298	3	0.615
	4	4.769***	4	0.882	4	0.616
	5	5.368***	5	2.398*	5	1.295

	IPC		IPSA		S&P/BVL	
	Rezagos	Estadístico F	Rezagos	Estadístico F	Rezagos	Estadístico F
COLCAP	1	0.486	1	0.007	1	0.007
	2	0.429	2	0.596	2	0.025
	3	0.517	3	1.925	3	0.429
	4	1.471	4	2.021*	4	0.466
	5	2.412*	5	3.392***	5	1.555

Fuente. Elaboración propia con datos de Bloomberg.

\*Nivel de confianza al 90%.

\*\*Nivel de confianza al 95%.

\*\*\* Nivel de confianza al 99%.

Cuadro 4. Elección del modelo GARCH de mejor ajuste en el periodo 2009-2016

Especificaciones	Criterios de información	
	Akaike	Schwarz
GARCH CCC	-86663.93*	-86065.86*
GARCH DCC	-86694.95	-86078.94
GARCH VCC	-86779.91	-86259.59
GARCH VECH	-86712.93	-86134.79

Cuadro 5. Rezagos óptimos para el modelo de mejor ajuste, GARCH CCC

Rezagos óptimos para el modelo GARCH CCC				
Rezagos	Criterios de información		Criterios de información	
	Distribución normal multivariante		Distribución t-student múltiple	
	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz
1	-86911.48*	-86690.14*	-91770.13	-91560.76
2	-86846.06	-86535.01	-91906.98*	-91601.91*
3	-86759.21	-86352.48	-91438.01	-91307.26
4	-86626.73	-86124.32	-91598.10	-91101.57
5	-52402.66	-52378.73	-91778.46	-91186.37

Fuente. Elaboración propia con datos de Bloomberg.

\*Nivel de confianza al 90%.

\*\*Nivel de confianza al 95%.

\*\*\* Nivel de confianza al 99%.

sugiere una relación de largo plazo tanto en la media condicional como en la volatilidad realizada. Este comportamiento se encuentra bajo la especificación de una matriz de correlación condicional estacionaria al interior del GARCH multivariado. Es decir, bajo la existencia de una matriz de correlaciones fija e invariante en el periodo 2009-2016.

Cuadro 6. Estimación del modelo de mejor ajuste, GARCH CCC.

Distribución t-Student multivariada		Log-verosimilitud = 46004.49		Grados de libertad = 2		Estadístico ji-cuadrado= 672.51***	
Variable dependiente		Variables explicativas					
S&P/BVL	Rezagos	S&P/BVL	IPC	IPSA	COLCAP		
	1	0.1176 (6.21)***	-0.0002 (-0.01)	0.0496 (2.41)**	0.0010 (0.43)		
	2	0.0249 (1.57)	-0.0147 (-0.95)	0.0265 (1.42)	0.0051 (2.11)**		
	Constante		-0.0001 (-2.86)***				
	ARCH(1)		1.7302 (13.68)***				
	GARCH(1)		0.4979 (26.96)***				
IPC	Rezagos	S&P/BVL	IPC	IPSA	COLCAP		
	1	-0.0141 (-1.36)	0.0309 (1.52)	-0.0085 (-0.45)	0.0001 (0.38)		
	2	0.0236 (2.46)***	-0.0276 (-1.61)	0.0079 (0.45)	0.0075 (2.93)***		
	Constante		0.0002 (4.68)***				
	ARCH(1)		1.0842 (12.53)***				
	GARCH(1)		0.5859 (37.44)***				
IPSA	Rezagos	S&P/BVL	IPC	IPSA	COLCAP		
	1	0.0082 (0.89)	0.0699 (4.68)***	0.1106 (5.17)***	0.0033 (1.79)*		
	2	0.0072 (0.92)	0.0226 (1.87)*	-0.0239 (-1.41)	0.0037 (2.01)**		
	Constante		-0.0001 (-0.63)				
	ARCH(1)		1.9802 (14.74)***				
	GARCH(1)		0.4273 (22.56)***				
COLCAP	Rezagos	S&P/BVL	IPC	IPSA	COLCAP		
	1	0.0069 (0.91)	0.0052 (0.40)	0.0026 (0.20)	-0.4332 (-21.15)***		
	2	0.0150 (2.15)**	-0.0341 (-2.65)***	0.0361 (2.66)**	-0.2073 (-11.83)***		
	Constante		-0.0002 (-2.74)***				
	ARCH(1)		2.4716 (22.82)***				
	GARCH(1)		0.4801 (7.33)***				

Fuente. Elaboración propia con datos de Bloomberg.

\*Nivel de confianza al 90%.

\*\*Nivel de confianza al 95%.

\*\*\* Nivel de confianza al 99%.

Los coeficientes de correlación entre los rendimientos de los índices accionarios de los cuatro países miembros del MILA se presentan en el Cuadro 7. La mayoría de los estimadores son mayores a cero y significativos, salvo las correlaciones entre los rendimientos de COLCAP, IPSA, IPC y S&P/BVL. La ausencia de significancia en estos casos indica una relación lineal peque-

ña e intermitente, aunque podría pensarse en relaciones no lineales elevadas, lo que podría sugerir una agenda de investigación futura. En cualquier caso, las correlaciones positivas y relevantes entre los rendimientos de los índices S&P/BVL, IPC e IPSA sugieren una relación fuerte y directa entre Chile, México y Perú.

De la información que aparece en el Cuadro 7, se puede deducir que los países con mayor integración son Chile y México, le siguen México y Perú y por último Perú y Chile. Colombia presenta correlaciones más pequeñas, lo que sugiere segmentación respecto a los miembros del MILA.

Por otra parte, si se observa el comportamiento de la volatilidad realizada, el modelo GARCH CCC señala que el índice bursátil COLCAP ha sido el más volátil, le sigue S&P/BVL, luego IPSA y finalmente México, ver Figura 1.

La volatilidad de los cuatro índices se encuentra relacionada entre todos los miembros del MILA, como se había comentado, pero su comportamiento es diferenciado y ha venido disminuyendo a lo largo del tiempo, lo que sugiere un voto de confianza para la diversificación y para una mayor integración hacia el futuro.

Por último, en la Figura 1 también se puede apreciar que en la estimación encontrada durante el año 2011, la volatilidad de los cuatro índices alcanzó un valor más alto. Esto puede explicarse por la gran incertidumbre en ese año, debe recordarse que cayeron dictaduras en Egipto, Libia y otros más de Euroasia, sin mencionar la muerte de Osama Bin Laden, la recesión en países europeos y movimientos militares en Medio Oriente (OCDE, 2015).

Cuadro 7. Correlaciones condicionales estacionarias en 2009-2016

corr(S&P/BVL, IPC)	0.3648 (15.65)***
corr(S&P/BVL,IPSA)	0.3369 (14.36)***
corr(S&P/BVL, COLCAP)	0.0129 (0.86)
corr(IPC, IPSA)	0.4647 (22.61)***
corr(IPC, COLCAP)	0.0125 (0.83)
corr(IPSA, COLCAP)	0.0036 (0.24)

Fuente. Elaboración propia con datos de Bloomberg.

\*Nivel de confianza al 90%.

\*\*Nivel de confianza al 95%.

\*\*\* Nivel de confianza al 99%.

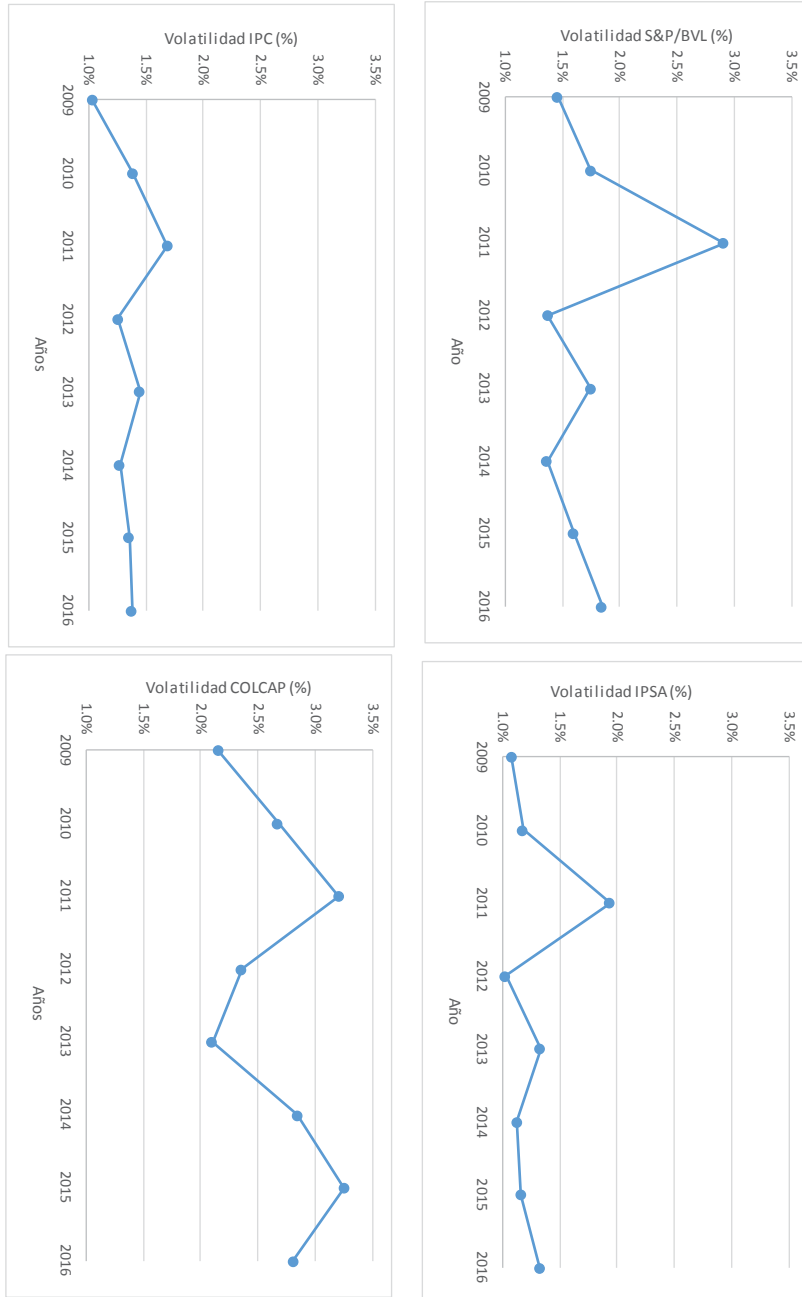


Figura 1. Volatilidad realizada anual 2009-2016 según el modelo GARCH CCC.

Fuente: Elaboración propia.

## Conclusiones

Este documento describe la volatilidad y el grado de dependencia entre los rendimientos accionarios diarios de los principales índices que se encuentran dentro del MILA. La dependencia es positiva y significativa entre sus elementos, tanto en la media como en la volatilidad condicional, para Perú, México y Chile, en tanto que Colombia se encuentra menos integrado, pues los coeficientes de correlación no son significativos para COLCAP. Concretamente, el grado de dependencia entre los rendimientos es bajo y existe segmentación respecto a Colombia.

Los mercados mayormente integrados son Chile y México, después sigue Perú y finalmente Colombia. Respecto a las volatilidades, el índice bursátil COLCAP ha sido el más volátil, le sigue S&P/BVL, luego IPSA y finalmente IPC de México. En este sentido, a pesar de la volatilidad diferenciada entre los miembros del MILA, el nivel de dependencia entre sus rendimientos ha sido estable en el periodo de referencia, lo que sugiere una mayor integración de los mercados hacia el largo plazo. Es decir, indirectamente se ha encontrado evidencia a favor de la diversificación y la integración hacia el MILA.

El modelo multivariado de mejor ajuste (GARCH CCC) emplea una distribución t-Student múltiple con dos grados de libertad, según los criterios de información clásicos de Akaike y Schwarz, y asume una matriz de correlaciones condicionales estacionarias para el periodo 2009-2016. Esto es relevante, pues estadísticamente se ha encontrado que las correlaciones condicionales constantes constituyen la mejor especificación.

Esto sugiere adicionalmente que la relación de integración entre los miembros del MILA ha sido estable en los últimos años, a pesar de la volatilidad heterogénea de sus miembros y de su incipiente desarrollo. Estos resultados confirman las expectativas positivas que existen en el mercado financiero sobre el MILA y su evolución hacia el largo plazo.

## Referencias bibliográficas

- Aielli, G. P. (2009). "Dynamic Conditional Correlations: On Properties and Estimation". (*working paper*, Dipartimento di Statistica, University of Florence, Florence, Italy).
- Bauwens, L., S. Laurent, y J.V.K., Rombouts (2006). "Multivariate GARCH Models: A Survey". *Journal of Applied Econometrics*, 21 (1), pp. 79–109.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31(1), pp. 307-327.
- Bollerslev, T. Engle, R. y Wooldrige, J. (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances". *The Journal of Political Economy*, 96 (1), pp. 116-113.
- Calderón, C. (2007). "Trade, Specialization and Cycle Synchronization: Explaining Output Comovement between Latin America, China and India". (*working paper*, The World Bank, LCRCE).
- Cantor, R. A. (2015). "El retorno de activos de renta variable pertenecientes al Mercado Integrado Latinoamericano MILA: un enfoque cuantitativo". (*working paper*, Pontificia Universidad Javeriana).
- Comte, F. y Lieberman, O. (2003). "Asymptotic theory for multivariate GARCH processes". *Journal of Multivariate Analysis*, 84 (1), pp. 61–84.
- Cont, R., (2001). "Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues". *Quantitative Finance*, 1 (2), pp. 223-236.
- Engle, R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation". *The Journal of Political Economy*, 96 (1), pp. 116-131.
- Engle, R. F. (2002). "Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models". *Journal of Business & Economic Statistics*, 20 (1), pp. 339–350.
- Escribano, A. y Pfann, G. A. (1998). "Non-linear error correction, asymmetric adjustment and cointegration". *Economic Modelling*, 15 (2), pp. 197-216.
- Figuroa, D. (2014). "Integrating Latin American Stock Markets: The Mercado Integrado Latinoamericano (MILA): Innovations and Perspectives". *American University Business Law Review*, 3 (2), pp. 277-303.
- Granger, C. W., Huangb, B. N. y Yang, C. W. (2000). "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asianflu". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), pp. 337-354.



- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis* (2a. Ed.). Boston, EEUU: Prentice Hall.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis* (1a. Ed.). New Jersey, EEUU: Princeton University Press.
- Hou, Y. y Li, S. (2016). "Information transmission between US and China index futures markets: An asymmetric DCC GARCH approach". *Economic Modelling*, 52 (1), pp. 884-897.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York, EEUU: Springer Science & Business Media.
- OCDE (2015). *Perspectivas económicas*. París.
- Romero-Álvarez, Y. P., Ramírez-Atehortúa, F. H. y Guzmán-Aguilar, D. S. (2013). "Mercado Integrado Latinoamericano (MILA): análisis de correlación y diversificación de los portafolios de acciones de los tres países miembros en el período 2007-2012". *Cuadernos de Contabilidad*, 14(34), pp. 53-74.
- Sanz, J. (2013). "La influencia de China en Latinoamérica: el Consenso de Washington y el de Beijing". *Cuadernos de Pensamiento Político*, 37(1), pp. 145-166.
- Silvennoinen, A. y Terasvirta, T. (2009). *Multivariate GARCH models*. In *Handbook of Financial Time Series* (1a. Ed.). New York, EEUU: Springer.
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis of financial time series* (2a. Ed.). Massachusetts, EEUU: Wiley.
- Tse, Y.K. y Tsui, A.K.C. (2002). "A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations". *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), pp. 351-362.

