

Hipótesis de Mercados Eficientes y estrategias de inversión en el MILA: 2014-2019

Efficient Market Hypothesis and investment strategies in MILA: 2014-2019

(Recibido: 28/marzo/2020; aceptado: 09/julio/2020; publicado: 04/septiembre/2020)

*Bardo Dage Ruiz Dávila**
*Gerardo García Muñoz***

RESUMEN

La presente investigación tiene como objetivo comprobar si los principales índices bursátiles del Mercado Integrado Latinoamericano (MILA) siguen una caminata aleatoria y si es posible considerar que dicho mercado muestra un comportamiento acorde con la Hipótesis de Mercados Eficientes (HME), esto durante el periodo de 2014 a 2019. Lo anterior se realiza mediante la prueba de corridas, una prueba robusta bajo heterocedasticidad de cociente de varianzas y se implementa una regla de inversión para verificar si en dichos índices es posible obtener rendimientos extraordinarios. Los resultados muestran que el mercado de México, Chile y Colombia son eficientes, mientras que es posible obtener rendimientos extraordinarios en el mercado peruano y en el índice representativo del MILA.

Palabras clave: caminata aleatoria; mercados eficientes; regla de inversión.

Clasificación JEL: C10; G10; G14.

ABSTRACT

The aim of this research is to verify if the main stock indexes of the Latin American Integrated Market (LAIM) follow a random walk and if it is possible to consider that said market shows

* Estudiante de doctorado en el programa de Ciencias Económicas de la Universidad Autónoma Metropolitana. México. Correo electrónico: bdrd@azc.uam.mx.

** Profesor-investigador del Departamento de Economía, Universidad Autónoma Metropolitana, Azcapotzalco. México. Correo electrónico: ggmu@azc.uam.mx.

Agradecemos a la Lic. Diana Itzel Álvarez Arroyo, por su valiosa colaboración en la búsqueda de información bibliográfica, y manejo de la base de datos de ECONOMÁTICA.

a behavior in accordance with the Efficient Market Hypothesis (EMH), this during the period of 2014 to 2019. The above is done through the test of runs, a robust test under heteroskedasticity of variance ratio and a trading rule is implemented to verify if in these indexes it is possible to obtain extraordinary returns. The results show that the market of Mexico, Chile and Colombia are efficient, while it is possible to obtain extraordinary returns in the Peruvian market and in the representative index of the LAIM.

Keywords: random walk; efficient markets; trading rule.

JEL Classification: C10; G10; G14.

INTRODUCCIÓN

Un mercado financiero se considera eficiente cuando los precios de los activos reflejan toda la información relevante para tomar decisiones de inversión (Fama, 1965), por lo cual ningún agente puede acceder con mayor rapidez a la información que los demás; de esta manera, es imposible obtener beneficios mayores a los de otros inversionistas. La condición de eficiencia también implica que los agentes económicos que interactúan en un mercado financiero se encuentran en igualdad de condiciones, respecto a la información; por lo tanto, las decisiones de inversión de los participantes en dicho mercado serán las mejores posibles. Adicionalmente, y siguiendo a Malkiel y Fama (1970), en un mercado eficiente se deben cumplir las tres características siguientes: primero, que los costos de transacción sean cero, segundo, que la información esté disponible para todos los participantes del mercado sin costo alguno y, tercero, que los participantes de dicho mercado estén de acuerdo en las implicaciones de la información actual para los precios actuales.

La Hipótesis de Mercados Eficientes (HME) habitualmente es probada mediante modelos estadísticos que establecen supuestos sobre las series de tiempo de los activos financieros, específicamente, sobre las series de los rendimientos de los activos; por ejemplo, normalidad, estacionariedad, independencia, entre otros. El principal modelo para contrastar la HME es el modelo de caminata aleatoria el cual consiste, de manera general, en contrastar si los rendimientos de un activo financiero se distribuyen de manera independiente, si no presentan autocorrelación y si es que ningún agente en el mercado puede obtener rendimientos extraordinarios derivados de estrategias de inversión diseñadas con base en la información disponible.

Los estudios sobre caminata aleatoria y mercados eficientes, en el caso de Mercado Integrado Latinoamericano (MILA) también conocido como la Alianza del Pacífico, son escasos, pese a que dicho mercado forma parte de los mecanismos modernos de integración económica promovidos en los últimos años en América Latina¹. De manera conjunta el grupo de países que actualmente conforman la Alianza

¹ La Alianza del Pacífico se considera una iniciativa de integración regional para promover el crecimiento y desarrollo económico entre Chile, Colombia, México y Perú. Es considerado un mecanismo de

(Chile, Colombia, Perú y México) constituye la octava fuerza económica y la octava potencia exportadora a nivel mundial. En la región de América Latina y el Caribe, dicho bloque representa el 37% del Producto Interno Bruto (PIB), concentra el 52% del comercio total y atrae alrededor del 45% de la inversión extranjera directa.

El MILA, como ya se comentó, es uno de los principales centros financieros y el más grande a nivel Latinoamérica, pero no existen estudios suficientes sobre la HME y debido a su importancia para el desarrollo de la región, y a la potencial diversificación de portafolios de inversión, dichos estudios son necesarios con la finalidad de conocer los potenciales riesgos y beneficios de diversificar las carteras de inversión, lo que justifica la presente investigación.

Por lo anterior, el objetivo del presente trabajo es analizar la eficiencia de los principales índices bursátiles de dicho mercado, durante el periodo de 2014 a 2019, mediante diversas pruebas estadísticas, para con ello concluir si el MILA puede ser caracterizado como eficiente, o no. Adicionalmente, como objetivo particular, se pretende estimar una estrategia de inversión para cada mercado con la finalidad de mostrar la importancia de conocer si un mercado sigue una caminata aleatoria.

Las pruebas implementadas, para verificar la eficiencia del MILA, son la prueba de corridas, una de cociente de varianza robusta bajo heterocedasticidad y una estrategia de gestión de activos, cabe destacar que dichas pruebas son implementadas por su capacidad de verificar cada tipo de caminata aleatoria, en el caso de la prueba de corridas por ser una de las pocas pruebas disponibles para verificar caminata aleatoria tipo 1 y por ser una prueba no paramétrica, la prueba de cociente de varianza se estima para caminata aleatoria tipo 3 por ser un *test* robusto bajo heterocedasticidad, característica propia de las series financieras, y la estrategia de gestión de activos se implementa con la finalidad de verificar caminata aleatoria tipo 2 y con el objetivo de mostrar si es posible obtener rendimientos extraordinarios en el mercado estudiado.

La hipótesis de la presente investigación es que los principales índices de las bolsas que constituyen el MILA no siguen una caminata aleatoria y, por lo tanto, no se comportan de acuerdo con la HME. Lo anterior posibilita la obtención de rendimientos extraordinarios derivados de estrategias de gestión de activos o de la especulación en dichos mercados.

Los resultados obtenidos en la presente investigación muestran que nuestra hipótesis se cumple parcialmente; es decir, es posible considerar que el mercado de México sigue una caminata aleatoria con dos de las tres pruebas estimadas y el mercado chileno se puede considerar eficiente con la prueba de cociente de varianza, lo que coincide con la falta de éxito al estimar estrategias de inversión basadas en

cooperación y articulación política y económica, con el objetivo de impulsar un mayor crecimiento y mayor competitividad entre las cuatro economías que la integran, a partir de la libre circulación de bienes, servicios, capitales y personas.

filtros, mientras que en los casos de los mercados que no siguen una caminata aleatoria (Colombia, Perú y el índice conjunto del MILA) es posible obtener rendimientos extraordinarios de manera sistemática en dos de ellos, a saber, en el IGBVL y el MILA 40, por lo cual, se consideran ineficientes.

Lo anterior implica que las pruebas de eficiencia de mercado pueden servir de guía para realizar inversiones exitosas y más conscientes sobre los posibles riesgos de invertir en un índice o activo específico, así como la manera más eficiente de diversificar un portafolio de inversión. Adicionalmente, los resultados pueden ser de utilidad para los profesionales de las finanzas o para los agentes encargados de gestionar portafolios de inversión, ya sea de manera individual o colectiva, ya que se podría utilizar la información sobre la eficiencia o ineficiencia de un mercado, como una señal para invertir en un mercado con rendimientos potencialmente extraordinarios.

Con el propósito de cumplir con el objetivo del trabajo, anteriormente mencionado, la presente investigación se estructura de la siguiente manera: inicialmente se presentan los elementos principales del modelo de caminata aleatoria; en la sección dos se realiza una revisión sucinta de la literatura pertinente; posteriormente se presenta la metodología de trabajo; en la cuarta sección se justifica el periodo de estudio y se explica el tratamiento de los datos; mientras que en la quinta sección se realiza la evaluación empírica y; finalmente, se presentan las principales conclusiones del trabajo.

I. EL MODELO DE CAMINATA ALEATORIA

El modelo de caminata aleatoria es un proceso estocástico que representa la versión discreta del movimiento browniano, dicho proceso puede ser expresado en dos versiones, una con deriva o con variaciones, lo que implica que tiene un intercepto o término constante y otra sin deriva o variaciones; es decir, no tiene un término constante o intercepto. Las pruebas existentes en la literatura financiera habitualmente consideran el modelo con deriva, por ejemplo, las pruebas de cociente de varianza, pero existen otras pruebas que brindan la posibilidad de probar la existencia de una caminata aleatoria con o sin deriva, por ejemplo, las pruebas de raíz unitaria. Formalmente, el modelo de caminata aleatoria sin deriva se puede expresar como:

$$P_t = P_{t-1} + \epsilon_t. \quad (1)$$

En la ecuación anterior, P_t es el precio del activo en el periodo t y se considera implícito un conjunto de información para P_{t-1} , ϵ_t es el término de error que se considera está idéntica e independientemente distribuido (iid), o que es ruido blanco con media cero y varianza σ^2 . Es evidente que dicha ecuación no presenta deriva, o

término constante. Adicionalmente, se observa que el modelo de caminata aleatoria es un modelo autorregresivo de orden uno, ya que contiene la variable precio rezagada un periodo, esto más un choque aleatorio. Cabe destacar que la ecuación 1 muestra que el precio de un activo financiero en el momento t será el precio del activo en el momento $t - 1$ más un choque aleatorio, de allí que sea imposible pronosticar el precio de los activos y con ello obtener rendimientos extraordinarios en el mercado financiero derivados de la especulación o el arbitraje de carteras.

Es evidente que el proceso descrito por la ecuación 1 se puede extender hasta t periodos, es decir, es fácil demostrar que si el proceso inicia en el momento $t = 0$ con un precio de P_0 entonces el proceso será $P_1 = P_0 + \epsilon_1$ para el periodo uno, del cual, sustituyendo recursivamente, se sigue que los dos primeros momentos centrales están dados por:

$$E[P_t] = P_0 \quad (2)$$

$$Var[P_t] = t\sigma^2. \quad (3)$$

En la ecuación 2 se observa que el valor esperado, o la media del precio futuro del activo financiero es constante e igual a su valor inicial P_0 . Adicionalmente, se observa, en la ecuación 3, que la varianza de dicho proceso no es constante, ya que depende del tiempo, lo que ocasiona que el proceso sea no estacionario.

En cuanto al modelo de caminata aleatoria con deriva este se puede expresar como:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \epsilon_t. \quad (4)$$

En la ecuación anterior μ representa el cambio esperado en el precio o la deriva. Los dos primeros momentos centrales de este proceso, se puede demostrar, al igual que en el caso anterior, están dados por:

$$E[P_t] = P_0 + t\mu \quad (5)$$

$$Var[P_t] = t\sigma^2. \quad (6)$$

En la literatura financiera son reconocidas y aceptadas tres formas de eficiencia, las cuales dependen del tipo de información que se considere implícito en los precios de las ecuaciones 1 y 4. Dichos conjuntos de información se pueden clasificar en tres subconjuntos:

La eficiencia débil: considera que el conjunto de información disponible está compuesto únicamente por los precios históricos de los activos.

La eficiencia semifuerte: el conjunto de información incluye toda la información que es conocida por todos los participantes en el mercado (información pública disponible). Esta información incluye, además de la serie histórica de precios, información de balances y todos los eventos corporativos de las empresas.

La eficiencia fuerte: considera que el conjunto de información incluye toda la información conocida por cualquier participante del mercado (información privada). Este conjunto está formado, además de la información pública disponible, por información privilegiada.

Debido a la estructura jerárquica de los conjuntos de información, si un mercado es eficiente en la forma fuerte también lo es en la forma débil y semifuerte. Asimismo, si un mercado es eficiente en la forma semifuerte también será eficiente en la forma débil. Cabe destacar que pese a la jerarquía de los conjuntos de información, las consecuencias, en el sentido de las ganancias derivadas de la especulación, no necesariamente siguen dicha jerarquía, ya que en un mercado eficiente en la forma débil un agente con información pública podría obtener ganancias derivadas de la especulación, así como en un mercado eficiente en la forma semifuerte un agente con información privilegiada podría obtener ganancias extraordinarias como resultado de la especulación.

Los tipos de eficiencia de mercado anteriormente mencionados pueden ser comprobados mediante el modelo de caminata aleatoria, considerando algunas restricciones sobre la distribución de los rendimientos de los activos que se estén analizando; para ello Campbell, Lo y MacKinlay (1997) proponen tres tipos de caminata aleatoria, las cuales pueden ser vinculadas a una clasificación de eficiencia de mercado dependiendo del conjunto de información que el investigador utilice. Los tipos de caminata aleatoria se diferencian en los supuestos que se establecen sobre la distribución de la serie, es decir sobre los rendimientos de los activos financieros. La clasificación de los tipos de caminata aleatoria es:

Caminata aleatoria tipo 1: considera que el rendimiento es un proceso iid con media 0 y varianza σ^2 .

Caminata aleatoria tipo 2: implica que los rendimientos son un proceso independiente pero no idénticamente distribuido (inid), de manera que contiene a la caminata aleatoria tipo 1 como caso particular. Este tipo de caminata aleatoria permite heterocedasticidad no condicional en los retornos.

Caminata aleatoria tipo 3: considera el rendimiento como un proceso que no es independiente, ni está idénticamente distribuido, pero no está correlacionado; es decir, $Cov(\epsilon_t, \epsilon_s) = 0 \forall t \neq s$ pero $Cov(\epsilon_t^2, \epsilon_s^2) \neq 0 \forall t \neq s$ lo cual implica que

puede haber dependencia pero no correlación. Esta es la versión más débil de la hipótesis de caminata aleatoria y contiene a los tipos 1 y 2 como casos especiales.

El supuesto de constancia en la varianza, requerido por el modelo de caminata aleatoria tipo 1, es muy restrictivo, por lo cual en muchas investigaciones se verifica la caminata aleatoria tipo 2 y 3 (Afego, 2012; Ajao y Osayuwu, 2012; Al Barghouthi, Rehman, Fahmy y Ehsam, 2016), pero en la presente investigación se contrastan los tres tipos de caminata aleatoria, con la finalidad de tener más elementos para determinar si el MILA puede ser considerado eficiente o no.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El MILA, como ya se comentó anteriormente, es el mercado latinoamericano más importante. Dicho mercado inició operaciones en mayo de 2011 incorporando las Bolsas de Valores y depósitos de Chile, Colombia y Perú.² Posteriormente, en 2014 se incorporó la Bolsa de Valores de México. De esta forma, con la integración de la Bolsa de Comercio de Santiago (BCS), la Bolsa de Valores de Colombia (BVC), la Bolsa de Valores de Lima (BVL) y la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) quedaría constituido lo que actualmente se conoce como MILA³.

El propósito del MILA es brindar a los inversionistas de la región mayores oportunidades de diversificación de sus portafolios, y con ello satisfacer sus necesidades de inversión, otorgando mayores beneficios a los emisores internacionales (Sandoval y Soto, 2016). Cada negociación se realiza haciendo uso de la moneda local del país o moneda extranjera del inversor, esto último en el caso de que sea la moneda en la que se hace referencia al instrumento.

Sin llegar a ser efectivamente una fusión o integración corporativa, el MILA es considerado el primer mercado integrado desarrollado a nivel mundial, gracias a que opera a partir de una plataforma digital, que permite la estandarización de las regulaciones sobre la negociación del mercado de capitales y custodia de valores entre los cuatro países integrantes (Lizarzaburu, Burneo, Galindo y Berggrun, 2015). En este sentido, la integración puede verse como un proceso gradual que en el largo plazo permitirá obtener importantes beneficios para los países involucrados, primordialmente en términos de aumento del crecimiento económico en situaciones de contracciones del mercado interno (Asness, Israelov y Liew, 2011).

Siguiendo a Vargas y Bayardo (2013) se puede establecer que, los beneficios que los inversionistas tienen de la integración de los mercados financieros son: el fácil

² Las conversaciones de integración se iniciaron desde el año 2009.

³ Actualmente, este mercado es considerado una de las principales plazas bursátiles, ya que de manera conjunta está integrado por 655 emisoras de las cuales 212 corresponden a Chile, 69 son colombianas, 232 son de Perú y 142 pertenecen al mercado mexicano (MILA, 2018).

acceso a los mercados de otros países, la diversificación de productos y una mayor captación de recursos de las empresas. Sin embargo, así como la integración en el MILA permite simplificar y mejorar la eficiencia en las negociaciones entre los inversores de los cuatro mercados, también es cierto que dicha integración podría originar riesgos importantes, sobre todo en términos de una mayor exposición y contagios de episodios de elevada volatilidad y especulación de los mercados locales, con lo cual se estarían disminuyendo los potenciales beneficios de una diversificación internacional para los inversionistas (Sandoval y Soto, 2016).

Los estudios sobre caminatas aleatorias o eficiencia del MILA son limitados y en la actualidad las investigaciones sobre este mercado son pocas y los resultados encontrados son contradictorios, por lo cual es difícil concluir si dicho mercado es eficiente en la forma débil. Adicionalmente, los estudios existentes no son claros sobre la manera de utilizar la evidencia en las pruebas reportadas en una estrategia de inversión que produzca rendimientos sistemáticos.

La investigación pionera de eficiencia débil para el MILA es el trabajo de Arbeláez y Rosso (2016) quienes estudian los retornos de los cuatro índices accionarios de Chile (IPSA), Colombia (COLCAP), México (IPC) y Perú (IGBVL) utilizando datos diarios en moneda local y en dólares. Adicionalmente, los autores dividen el periodo de estudio en dos, uno de 2002 a 2008 y otro de 2009 a 2014, lo anterior con la finalidad de comprobar si el comportamiento del mercado cambió a través del tiempo. Los resultados reportados por los autores, para los dos periodos, mediante pruebas de efecto de calendario (día de la semana, mes del año, cambio de mes y días festivos), para verificar si es posible obtener mayores rendimientos en un día específico de la semana, o mes, muestran que en los mercados de Chile, Colombia y Perú esto es posible, mientras que en el mercado mexicano existe un efecto cambio de mes. Lo anterior implica que es posible obtener rendimientos extraordinarios en momentos específicos de la semana (o mes) por lo cual, dichos mercados se consideran ineficientes.

En el trabajo de Ramírez, Valencia y Villalba (2017) se utiliza un modelo econométrico de tres factores y la prueba Dickey Fuller (DF) para analizar si es que los rendimientos diarios de los índices de los cuatro países y las acciones representativas de cada mercado siguen una caminata aleatoria. Los resultados reportados por los autores muestran que, durante el periodo de 2011 a 2016, todos los mercados analizados pueden considerarse eficientes; es decir, no es posible obtener rendimientos extraordinarios derivados de la especulación.

En los trabajos que se encontraron para la eficiencia conjunta del MILA se observa que dichas investigaciones utilizan pocas pruebas estadísticas y no verifican, mediante alguna técnica de gestión de activos si es que la caracterización de dicho mercado como eficiente, o ineficiente, puede traducirse efectivamente en ganancias superiores a las obtenidas en el mercado.

En cuanto a los trabajos que estudian la eficiencia de los mercados que integran el MILA de manera individual, se tienen, para el caso mexicano, las investigaciones de López (1998), Grieb y Reyes (1999) que rechazan la eficiencia de dicho mercado, mientras que los trabajos de De la Uz (2001) y Lorenzo (2002) concluyen que el mercado es eficiente, mientras que el trabajo de Duarte, Sierra y Rueda (2015) obtiene resultados mixtos para el periodo que va de 1994 al 2014.

La hipótesis de caminata aleatoria en mercado de valores de Colombia es estudiada por Cruz, Zapata y Medina (2010) mediante la prueba de autocorrelación y encuentran que, durante 2009, el Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC)⁴ es estacionario; es decir, no sigue una caminata aleatoria y, por lo tanto, muestra ineficiencia en el sentido débil. Adicionalmente, lo anterior es confirmado por Ramírez y Chacón (2013) quienes demuestran, mediante pruebas de autocorrelación y cociente de varianzas, que durante 2001 a 2010 cinco acciones del mercado de valores de Colombia y el IGBC muestran un comportamiento no normal ni aleatorio, por lo cual, son ineficientes en la forma débil.

En lo que respecta a estudios sobre la HME en el mercado de valores de Perú, Duarte (2014) analiza el rendimiento diario del IGBVL y 5 de las principales acciones en dicho mercado durante el periodo de 2006 a 2012. Los resultados reportados por el autor, mediante la prueba de corridas, la prueba BDS, filtros de inversión, *test* de Bartlett y la prueba Ljung Box, muestran que el mercado es ineficiente y que tendió a la eficiencia durante 2011 y 2012.

El mercado de valores chileno es estudiado por Worthington y Higgs (2003) utilizando datos diarios en dólares para el periodo del 31 de diciembre de 1987 al 28 de mayo de 2003. La hipótesis de caminata aleatoria se prueba mediante el coeficiente de autocorrelación, prueba de corridas, las pruebas de raíz unitaria Augmented Dickey-Fuller (ADF), PP, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) y la prueba de cociente de varianzas múltiple. Los resultados de las distintas pruebas aplicadas indican que la aleatoriedad del mercado chileno se rechaza y, por lo tanto, se rechaza la eficiencia en la forma débil del mercado estudiado.

Lo anterior es confirmado por Acuña y Pinto (2009), quienes estudian el mismo mercado, pero para un periodo más extenso (de 1987 a 2007), esto mediante una prueba de volatilidad y pruebas de raíz unitaria. Los autores reportan que dicho mercado no puede ser considerado eficiente en la forma débil, ya que presenta un exceso de volatilidad en el rendimiento de las acciones e índices del mercado chileno.

⁴ En noviembre de 2013, el índice COLCAP remplazó al IGBC como el principal índice bursátil de Colombia.

En un trabajo reciente Sánchez-Granero, Balladares, Ramos-Requena y Trinidad-Segovia (2020) estudian la eficiencia de los mercados de Brasil, Chile y Argentina durante el periodo de 2002 a 2017 dividiéndolo en cuatro diferentes sub-periodos. Los resultados reportados, mediante estrategias de inversión en pares, muestran que es posible obtener rendimientos extraordinarios en todos los mercados, esto sin importar el sub-periodo de estudio, por lo cual se rechaza la HME.

Huang (2019) estudia el mercado estadounidense mediante el análisis del desempeño del *Standard & Poor's* durante el periodo de octubre de 1998 hasta octubre de 2018. Los resultados reportados por el autor, mediante la prueba Diebold-Mariano modificada, sugieren que el mercado estadounidense se comporta de acuerdo con la Hipótesis de Mercados Adaptativos, (HMA) y que su eficiencia depende de la manera en la que los inversores valoran las pérdidas.

En un trabajo reciente Obalade y Muzindutsi (2020) estudian la HME contra la HMA para el mercado de Túnez y encuentran, mediante modelos lineales y no lineales de regresión *dummy*, que para el periodo de abril de 1999 a febrero de 2018 el mercado estudiado tiene alta previsibilidad del retorno durante periodos de alta volatilidad, pero baja previsibilidad del retorno en periodos de baja volatilidad, lo anterior valida la HMA.

III. METODOLOGÍA

En la presente investigación se estiman tres pruebas para contrastar la HME, cada una de ellas para un tipo de caminata aleatoria. Para contrastar la caminata aleatoria 1 se estima la prueba de *runs* (corridas), el cual es una prueba estadística, desarrollada por Wald y Wolfowitz (1940), utilizada para probar la aleatoriedad de una serie; es una prueba no paramétrica, por lo cual no requiere que la serie se distribuya normalmente. La prueba está diseñada para conocer si los cambios en una serie son o no independientes.

Formalmente, la prueba de corridas consiste en probar la hipótesis nula de que la serie sigue una caminata aleatoria tipo 1 mediante la clasificación de los rendimientos; es decir, se clasificará como 1, si el retorno es mayor a la media, y como 2, si el retorno es menor o igual al retorno medio. Adicionalmente, se considera a n_1 y n_2 como los tamaños de las muestras de las clasificaciones 1 y 2 y se define γ como el número total de corridas en una serie (en este caso el número de corridas en los rendimientos de un activo financiero). Mood (1940) demuestra, mediante análisis combinatorio, que para el caso en los que n_1 y n_2 son mayores a 20 γ se distribuye de manera asintótica como una normal con media y varianza:

$$\mu_Y = \frac{2n_1n_2}{n} + 1, \quad n = n_1 + n_2 \quad (7)$$

$$\sigma_Y = \sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2-n)}{n^2(n-1)}}. \quad (8)$$

Por lo cual, la hipótesis nula de caminata aleatoria puede ser probada mediante el estadístico estandarizado siguiente:

$$Z = \frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} = \frac{Y - \left(\frac{2n_1n_2}{n} + 1\right)}{\sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2-n)}{n^2(n-1)}}} \quad (9)$$

La caminata aleatoria tipo 2 se contrasta mediante la prueba de filtros de Alexander (1961), la cual consiste en generar una regla de inversión. Dicha herramienta es una de las más sofisticadas del análisis técnico⁵, esta técnica pretende descubrir la posibilidad de generar una regla de inversión exitosa, sistemáticamente, basada en la información histórica de los precios de los activos.

El funcionamiento de una regla de inversión se fundamenta en la posición que un agente toma en el mercado durante un periodo de inversión, básicamente existen dos posiciones: larga y corta. Por un lado, una posición larga implica la compra de un activo financiero en un momento del tiempo, con la previsión de que el valor de dicho activo aumente en el futuro, para así venderlo y obtener una ganancia derivada del diferencial del precio de compra y el precio de venta. Por otro lado, una posición corta implica la venta de un activo financiero en un momento del tiempo, ya que se considera que el precio del activo se depreciará en el corto plazo, para en el futuro, cuando los activos financieros tengan un precio menor, comprar dichos activos; en este caso la ganancia que obtiene el inversionista deriva de la diferencia entre el precio de venta y el precio de compra⁶.

⁵ El análisis técnico consiste en analizar el desempeño del precio de los activos mediante gráficas y figuras del rendimiento, volumen de negociación y pérdidas, para con ello intentar predecir los movimientos futuros y obtener ganancias derivado de la gestión de activos.

⁶ Es importante mencionar que los gestores de activos pueden tomar posiciones cortas pese a no ser propietarios de los activos en venta, es decir con activos prestados, bajo la promesa de devolverlos en un periodo futuro.

La toma de posiciones largas y cortas, con la finalidad de obtener rendimientos mayores a los del mercado, es la idea que subyace a la aplicación de reglas de inversión mediante filtros, la cual consiste en comprar un activo cuando su precio se incrementa al menos en un $x\%$ (tomar una posición larga), y esperar a venderlo cuando su precio caiga al menos un $x\%$ (tomar una posición corta). La posición corta se mantiene hasta que el precio del activo nuevamente se incremente al menos un $x\%$, es decir, allí se toma nuevamente una posición larga. El proceso de inversión continúa con base en las señales de compra o venta, a través de los aumentos o disminuciones en $x\%$ de los precios de los activos, ignorando todos los movimientos, hacia arriba o hacia abajo, menores al $x\%$.

Adicionalmente, los resultados de la estrategia de filtro deben compararse con la estrategia de inversión de *Buy and Hold* (comprar y mantener), la cual consiste en comprar un activo al inicio del periodo y venderlo al final de este. Considerando lo anterior, el éxito de la estrategia de inversión mediante filtros depende de que los retornos generados por dicha estrategia sean mayores a los de la estrategia *Buy and Hold*.

Finalmente, la caminata aleatoria tipo 3 se contrasta mediante la prueba de cociente de varianza propuesta inicialmente por Lo y MacKinlay (1988). Dichos autores desarrollaron un estadístico Z bajo la hipótesis de caminata aleatoria que se distribuye asintóticamente de manera normal bajo homocedasticidad y otro estadístico Z^* que es más robusto y que es consistente bajo heterocedasticidad y que puede ser utilizado con datos traslapados, dicha prueba es más poderosa que Z .

Formalmente, para desarrollar la prueba se tiene que considerar el rendimiento compuesto continuamente ($r_t = \log(p_t/p_{t-1})$) generado durante un periodo para un activo, dicho rendimiento se supone esta iid. Ahora, siguiendo a Campbell *et al.* (1997), como consecuencia de que los retornos están iid entonces la varianza del rendimiento del segundo periodo ($r_t(2) = r_t + r_{t-1}$) debe ser el doble de la varianza del rendimiento en el primer periodo (r_t); por lo anterior, es posible escribir la razón de varianzas o cociente de varianza como:

$$VR = \frac{Var[r_t(2)]}{2Var[r_t]} = \frac{Var[r_t + r_{t-1}]}{2Var[r_t]} = \frac{2Var[r_t] + 2Cov[r_t, r_{t-1}]}{2Var[r_t]} = 1 + \rho(1) \quad (10)$$

En la ecuación (10), $\rho(1)$ representa el coeficiente de autocorrelación de primer orden, lo que implica, como consecuencia de que en la caminata aleatoria los rendimientos están iid, que el cociente de varianzas será igual a uno. Generalizando la expresión del cociente de varianzas para q periodos, se tiene:

$$VR = \frac{Var[r_t(q)]}{qVar[r_t]} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho(k). \quad (11)$$

Lo anterior implica que, sin importar el número de periodos que se consideren, bajo la hipótesis de caminata aleatoria el cociente de varianza será siempre 1, ya que el coeficiente de autocorrelación de orden k será cero.

Ahora, siguiendo a Campbell *et al.* (1997), si se tienen $2n + 1$ logaritmos de los precios de los activos, es decir $\{p_0, p_1, \dots, p_{2n}\}$ y se requiere estimar la media y varianza, se pueden definir los siguientes estimadores:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} (p_k - p_{k-1}) = \frac{1}{2n} (p_{2n} - p_0) \quad (12)$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (13)$$

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^n (p_{2k} - p_{2k-q} - 2\hat{\mu})^2. \quad (14)$$

Las dos primeras ecuaciones son los estimadores de la media y la varianza, así como los estimadores que maximizan la función de máxima verosimilitud y la tercera ecuación puede ser utilizada para calcular la varianza ya que en el modelo de caminata aleatoria con deriva los incrementos en la media y la varianza son lineales. Adicionalmente, los autores demuestran que bajo la teoría asintótica estándar los estimadores son consistentes y prueban que el cociente de varianza se distribuye asintóticamente como:

$$\widehat{VR}(2) = \frac{\hat{\sigma}_b^2}{\hat{\sigma}_a^2}, \quad \sqrt{2n}(\widehat{VR}(2) - 1) \sim N(0,1) \quad (15)$$

El análisis anterior es generalizado para q periodos y los autores corrigen los estimadores por sesgo y para poder considerar el mayor número de datos, por lo cual los estimadores se convierten en:

$$\bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (16)$$

$$\bar{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (17)$$

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right). \quad (18)$$

En las ecuaciones anteriores, los estimadores con una barra denotan estimadores insesgados. Así, el cociente de varianza para q periodos corregido por sesgo se define como:

$$\overline{VR}(q) = \frac{\overline{\sigma}_c^2(q)}{\overline{\sigma}_a^2}. \quad (19)$$

El cociente de varianza para q periodos debe ser igual a uno para que el rendimiento de los activos cumpla con la hipótesis de caminata aleatoria. Adicionalmente, los autores muestran que la distribución del coeficiente de varianza para q periodos, así como el estadístico estandarizado son:

$$Z(q) = \frac{\sqrt{nq}(\overline{VR}(q)-1)}{\hat{\theta}(q)^{1/2}} \sim N(0,1) \quad (20)$$

$$\hat{\theta}(q) = \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right). \quad (21)$$

El estadístico $Z(q)$ debería ser igual a la unidad si la hipótesis de caminata aleatoria se verifica. Aunque el estadístico $Z(q)$ es consistente y fue corregido para eliminar el sesgo, aún tiene una limitante debido a que no es robusto bajo heterocedasticidad, lo que puede ocasionar el rechazo de la hipótesis nula como consecuencia de las variaciones de la varianza durante el periodo de estudio, ya sea por un choque exógeno o por el fenómeno de *volatility clustering*⁷. Para solucionar el problema anterior, Lo y MacKinlay (1988) desarrollaron una prueba robusta bajo heterocedasticidad, que será utilizada en la presente investigación y que se puede estimar como:

$$Z^*(q) = \frac{\sqrt{nq}(\overline{VR}(q)-1)}{\sqrt{\hat{\theta}^*(q)}} \sim N(0,1) \quad (22)$$

$$\hat{\theta}^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left(\frac{2(q-j)}{q} \right)^2 \hat{\delta}(j) \quad (23)$$

$$\hat{\delta}(j) = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (X_j - X_{j-1} - \hat{\mu})^2 (X_{j-k} - X_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (X_j - X_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2}. \quad (24)$$

IV. EL PERIODO Y LOS DATOS

Las pruebas aplicadas, para comprobar la HME en el MILA, se realizan con datos tomados de ECONOMÁTICA de precios diarios de cierre y se calculan los rendimientos para los cuatro índices representativos de cada país y el índice del MILA 40, todas las

⁷ Dicho fenómeno sucede cuando distintas estimaciones de la varianza de los rendimientos presentan autocorrelaciones positivas durante periodos cortos, lo que implica que los eventos de alta volatilidad se agrupan.

series están denominadas en moneda local⁸. La selección de los índices se justifica debido a la disponibilidad de los datos y debido a la capacidad de representar el funcionamiento general de los mercados estudiados, el periodo de estudio obedece a la fecha de integración de México al MILA, por lo cual, el periodo de estudio abarca del tres de enero del 2014 al 28 de noviembre del 2019, contando con un total de 1540 observaciones para cada serie.

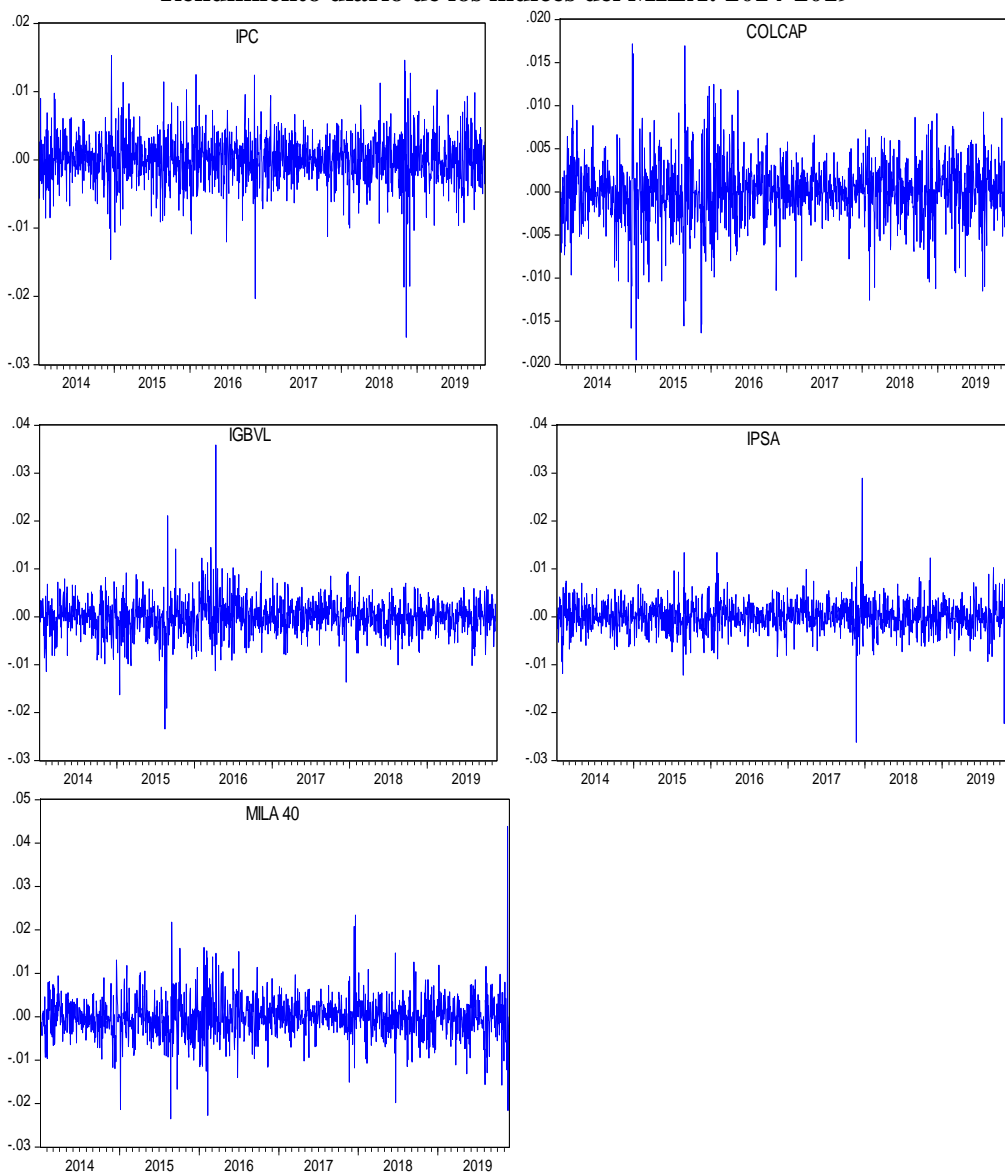
La gráfica 1 muestra el rendimiento diario de los cinco índices estudiados, siendo el IPC y el COLPAC los de mayor volatilidad. En el caso del IPC se observa un aumento de la volatilidad durante finales de 2014, 2016 y 2018. La volatilidad durante el primer periodo obedece en gran medida al aumento del tipo de cambio y a las manifestaciones sociales derivadas de la desaparición forzada de 43 estudiantes durante la noche del 26 y la madrugada del 27 de septiembre de 2014. Durante el segundo periodo la volatilidad puede ser atribuida a la salida de Reino Unido de la Unión Europea en junio de 2016 y a las elecciones de los Estados Unidos durante el mes de noviembre del mismo año, dichos eventos aumentaron la incertidumbre de los mercados internacionales y, en el caso de la economía mexicana, introdujeron factores adicionales de riesgo, ocasionando volatilidad en el tipo de cambio y en el mercado financiero.

Finalmente, a finales de 2018 se observó un aumento de la volatilidad del mercado de valores como consecuencia de las elecciones presidenciales en el mes de julio, de las cuales salió ganador, por primera vez en la historia de México, un candidato de izquierda.

En el caso del mercado colombiano, es posible observar periodos de alta volatilidad durante finales de 2014 y 2015. En 2014 la volatilidad fue consecuencia de una depreciación de su moneda durante el mes de diciembre de casi el 10%, de una disminución de los precios internacionales del petróleo, al pasar de 75 dólares por barril a inicios del año, a 60 dólares a finales de 2014, lo que afectó en gran medida su actividad económica, ya que los hidrocarburos representan más del 50% de las exportaciones de ese país. Lo anterior afectó el desempeño de las empresas petroleras y disminuyó su capitalización en la bolsa ocasionando una disminución del precio de las acciones y del COLCAP. En lo que respecta a 2015 el panorama fue semejante, pero con un aumento de la deuda pública, lo que generó aún más volatilidad.

⁸ En moneda local o en unidades, según sea el caso. El índice MILA 40 está expresado en soles peruanos y se construye con base en las 40 acciones más grandes y líquidas de Chile, Colombia y Perú.

Gráfica 1
Rendimiento diario de los índices del MILA: 2014-2019



Fuente: elaboración propia.

En lo que respecta al mercado chileno se observa un aumento de la volatilidad durante finales de 2017 y 2019; lo anterior se debe, en esencia, a las elecciones

presidenciales de noviembre y diciembre de 2017 y a las manifestaciones sociales que dichos acontecimientos conllevaron; la historia es semejante para 2019, ya que la volatilidad también fue ocasionada por manifestaciones sociales, pero en esta ocasión derivadas del aumento del precio del transporte, pasando de 800 a 830 pesos chilenos (1.17 dólares), durante inicios del mes de noviembre de 2019. En esta ocasión las manifestaciones se tornaron violentas, derivaron en saqueos de supermercados y se vandalizaron instituciones públicas por todo el país. Adicionalmente, hubo enfrentamientos entre la policía nacional y los manifestantes, teniendo como saldo defunciones de algunos manifestantes, lo que agravó la situación.

Lo anterior ocasionó que el gobierno cancelara cumbres internacionales que se llevarían a cabo en dicho país, lo que generó mayor incertidumbre en los inversionistas y en el mercado internacional y derivó en una caída generalizada del precio de los activos y en una fuga de capitales.

En lo que respecta al mercado peruano, se puede observar volatilidades altas durante mediados de 2015 y mediados de 2016. En el primer caso, la volatilidad fue consecuencia de un retroceso de los precios internacionales de las materias primas, que son sus principales productos de exportación, y de una desaceleración del mayor consumidor de materias primas: China. En 2016 la victoria de Pedro Pablo Kuczynski en las elecciones presidenciales de aquel país, le dieron optimismo al mercado, lo que ayudó a un repunte extraordinario del mercado de valores impulsado por el aumento internacional del precio de materias primas como el zinc, cobre, oro, entre otras. Cabe destacar que en 2016 la rentabilidad de la BVL fue de 58.8%.

Finalmente, el comportamiento del MILA 40 obedece a los fenómenos que afectan a cada mercado individual ya que, como se comentó anteriormente, dicho índice se construye con base en el desempeño de algunas empresas de tres de los mercados que integran el MILA.

V. EVIDENCIA EMPÍRICA

Un primer acercamiento al comportamiento de las series de tiempo estudiadas consiste en analizar los primeros cuatro momentos centrales de las mismas, esto con la finalidad de verificar si los rendimientos son normales, o no. Así, con los datos de los precios de cierre de las variables se calcula el rendimiento, los cuatro primeros momentos centrales y el estadístico Jarque-Bera. La tabla 1 muestra los resultados, en la cual se muestra que los datos presentan curtosis superiores a las normales y sesgo positivo y negativo, lo cual ocasiona que las series tengan colas pesadas, así como un rechazo de la hipótesis de normalidad, lo cual es evidenciado con el estadístico Jarque-Bera.

Los resultados de la prueba no paramétrica de corridas, para contrastar la hipótesis nula de distribución aleatoria en el rendimiento de los índices, y con ello verificar la hipótesis de caminata aleatoria tipo uno, muestran que la hipótesis nula se rechaza para cuatro de los cinco índices estudiados. Adicionalmente, se observa, en la tabla 2, que el estadístico Z reporta valores negativos para todos los casos analizados, lo cual implica que el número de corridas actuales es menor al número de corridas esperado bajo la hipótesis de independencia en los retornos, esto implica que existe, en alguna medida, correlación serial positiva en los rendimientos estudiados.

La falta de independencia en los rendimientos de las variables analizadas sugiere que existe un grado de dependencia en el rendimiento de los activos estudiados, por lo cual, esto abre la puerta a la obtención sistemática de rendimientos extraordinarios en cuatro de los cinco índices estudiados, esto con base en la información histórica de dichos activos. Cabe destacar que solamente el IPC cumple con la hipótesis de caminata aleatoria tipo 1.

Los resultados del *test* de cociente de varianza, que es un estadístico robusto bajo heterocedasticidad para probar la hipótesis de caminata aleatoria tipo tres en un mercado y con ello concluir si dicho mercado es eficiente, o no, muestran (ver tabla 3), que el mercado de valores de México puede ser considerado eficiente, así como el mercado chileno, para los niveles de agregación de 4, 8 y 16 días, mientras que en el resto de los mercados no es posible aceptar la HME.

Tabla 1

Momentos centrales y estadístico Jarque-Bera para los rendimientos diarios de los índices del MILA: 2014-2019

Índice	Media	Varianza	Sesgo	Curtosis	Jarque-Bera	<i>p-value</i>
IPC	0.00001	0.00001	-0.46174	4.08846	1120.61100	0.00000*
COLCAP	0.00000	0.00001	-0.28950	3.04003	610.56300	0.00000*
IPSA	0.00005	0.00001	0.51487	13.52926	12145.00000	0.00000*
IGBVL	0.00007	0.00001	0.35650	8.93202	5079.24500	0.00000*
MILA 40	-0.00009	0.00002	0.42545	7.61104	3752.36200	0.00000*

Fuente: elaboración propia.

Nota: * Se rechaza la hipótesis nula de normalidad en los retornos de los índices al 95% de confianza.

Tabla 2
Prueba de corridas para los rendimientos diarios de los índices del MILA:
2014-2019

Índice	n_1	n_2	Número de corridas	Desviación estándar	Estadístico Z	p -value
IPC	748	792	746	19.59902	-1.24350	0.21368
COLCAP	828	712	728	19.50368	-1.98071	0.04762*
IPSA	721	819	672	19.53556	-4.90807	0.00000*
IGBVL	774	766	700	19.61451	-3.61871	0.00029*
MILA 40	798	742	699	19.58909	-3.62354	0.00029*

Fuente: elaboración propia.

Nota: * Se rechaza la hipótesis nula de independencia en los retornos de los índices al 95% de confianza.

Tabla 3
Test de cociente de varianza para los rendimientos diarios de los índices del
MILA: 2014-2019

Índice	$q = 2$	$q = 4$	$q = 8$	$q = 16$
IPC	1.09764 (3.27158)*	1.09284 (1.55896)	0.96196 (-0.39082)	0.89127 (-0.76214)
COLCAP	1.14345 (4.45041)*	1.28121 (4.65803)*	1.30418 (3.16731)*	1.29046 (2.08285)*
IPSA	1.09483 (2.15810)*	1.05685 (1.25417)	0.95394 (0.87028)	0.86530 (0.90177)
IGBVL	1.15941 (5.47293)*	1.27755 (5.10466)*	1.39678 (4.67216)*	1.59863 (4.82493)*
MILA 40	1.09097 (2.23343)*	1.15915 (2.30612)*	1.22571 (2.23270)*	1.30002 (2.18235)*

Fuente: elaboración propia.

Nota: el primer término representa en cociente de varianza, mientras que el estadístico Z^* se presenta en paréntesis. Los valores del estadístico Z^* con un asterisco indican que los cocientes de varianza son estadísticamente diferentes de 1, con un nivel de confianza del 95%.

Finalmente, se implementa la estrategia de gestión de activos mediante filtros para verificar la posibilidad de obtener ganancias extraordinarias, esto para un tamaño

de filtro del 10%, mismas que se comparan con una estrategia de *Buy and Hold* en un escenario sin comisiones. Posteriormente, se consideran escenarios con costos de transacción por operar en el mercado, mismos que son del 1 y 5%, respectivamente⁹. Los resultados obtenidos, para el periodo de análisis se muestran en la tabla 4, en la cual se observa que, bajo tal estrategia de inversión, los rendimientos obtenidos de la estrategia *Buy and Hold* muestran un desempeño mejor que la estrategia de filtros para los casos del IPC, COLCAP e IPSA sin importar si se consideran, o no, comisiones, mientras que en los casos del IGBVL y MILA 40 la estrategia *Buy and Hold* muestra un rendimiento peor a la estrategia de filtros, esto aún después de descontar comisiones. Destaca el hecho que el rendimiento del MILA 40 es negativo mientras que el rendimiento obtenido de la estrategia de inversión es positivo y superior al 15%.

Tabla 4
Rendimientos de *Buy and Hold* y filtros al 10%, antes y después de comisiones de los índices del MILA: 2014-2019

Índice	<i>Buy and Hold</i>	Filtro sin comisión	Comisión de 1%	Comisión de 5%
IPC	-0.03170	-0.51989	-0.52994	-0.57119
COLCAP	-0.05805	-0.34954	-0.35959	-0.40084
IPSA	0.15491	-0.17763	-0.18768	-0.22893
IGBVL	0.17963	0.46300	0.45295	0.41171
MILA 40	-0.41516	0.15687	0.14682	0.10558

Fuente: elaboración propia.

Lo anterior hace evidente la posibilidad de obtener rendimientos extraordinarios derivados de la especulación con activos financieros en el MILA, lo cual requiere de un análisis profundo del desempeño de los datos y un extenso monitoreo de las noticias externas que puedan afectar el desempeño de estos.

⁹ Las comisiones seleccionadas son las representativas de las casas de bolsa y las plataformas electrónicas de los mercados estudiados. Las comisiones fijadas en la presente investigación consideran un costo al final del periodo de inversión. También se asume que el inversionista comienza con 100000 unidades monetarias al principio del periodo y que todas las ganancias obtenidas se reinvierten nuevamente. Las ganancias de la estrategia *Buy and Hold* son el cociente del rendimiento logarítmico del dato final y el dato inicial.

CONCLUSIONES

En la presente investigación se contrasta la HME mediante el modelo de caminata aleatoria en sus distintas versiones, los resultados obtenidos en la presente investigación muestran que la hipótesis se cumple parcialmente; es decir, es posible considerar que el mercado de México sigue una caminata aleatoria con dos de las tres pruebas estimadas y el mercado chileno se puede considerar eficiente con la prueba de cociente de varianzas, lo que coincide con la falta de éxito al estimar estrategias de inversión basadas en filtros, mientras que en los casos de los mercados que no siguen una caminata aleatoria (Colombia, Perú y el índice conjunto del MILA) es posible obtener rendimientos extraordinarios de manera sistemática en dos de ellos, a saber, en el IGBVL y el MILA 40, por lo cual, se consideran ineficientes. Lo anterior implica que las pruebas de eficiencia de mercado pueden servir de guía para realizar inversiones exitosas y más conscientes sobre los posibles riesgos de invertir en un índice o activo específico, así como la manera más eficiente de diversificar un portafolio de inversión.

Los resultados específicos sobre las pruebas de caminata aleatoria muestran que, en el caso de la caminata aleatoria tipo 1, solamente el mercado mexicano se puede considerar eficiente, mientras que en la prueba de caminata aleatoria tipo 2 el mercado mexicano, colombiano y chileno se consideran eficientes. Finalmente, en el caso de la caminata aleatoria tipo 3 la evidencia muestra que únicamente los mercados de México y Chile se consideran eficientes. Destaca el hecho de que al analizar la caminata aleatoria tipo 1 solamente un mercado es eficiente, esto como resultado de que dicho modelo requiere que los rendimientos estén iid, mientras que el modelo de caminata aleatoria tipo 2 y 3 son más laxos en la distribución de las series.

Los resultados encontrados coinciden con los hallazgos reportados por Cruz, Zapata y Medina (2010) y Ramírez y Chacón (2013) para el mercado colombiano, Duarte (2014) para el mercado de Perú, Worthington y Higgs (2003) y Acuña y Pinto (2009) para el caso chileno y De la Uz (2001) y Lorenzo (2002) para el caso mexicano. Lo anterior puede ser explicado como consecuencia de que la eficiencia en dichos mercados se ha mantenido durante los diferentes periodos de estudio.

Adicionalmente, los resultados sugieren que, mediante el arbitraje de carteras, es posible generar rendimientos extraordinarios en algunos activos financieros específicos, ya que los índices estudiados se construyen con base en el desempeño de un conjunto de acciones, por lo cual, es necesario abonar en el estudio de mercados y sectores específicos para conocer así su microestructura, los fenómenos que les afectan y la posibilidad de obtener rendimientos extraordinarios derivados de la especulación o el arbitraje de carteras en los activos individuales listados en cada uno

de los mercados que integra el MILA, lo cual queda asentado en nuestra agenda de investigación.

Finalmente, es importante resaltar que la posibilidad de obtener rendimientos superiores a los del mercado es un incentivo adicional para atraer capitales de inversionistas internacionales, y así proporcionar mayor liquidez al MILA y con ello contribuir al desarrollo económico de los países que constituyen dicho mercado.

REFERENCIAS

- Acuña, A., & Pinto, C. (2009). Eficiencia del mercado accionario Chileno: un enfoque dinámico usando test de volatilidad. *Lecturas de Economía*, no. 70, 39-61. DOI: <https://doi.org/10.17533/udea.le.n70a2254>
- Afego, P. (2012). Weak Form Efficiency of the Nigerian Stock Market: An Empirical Analysis (1984–2009). *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(3) 340-347.
- Ajao, M., & Osayuwu, R. (2012). Testing the Weak Form of Efficient Market Hypothesis in Nigerian Capital Market. *Accounting and Finance Research*, 1(1), 169-179. DOI: <https://doi.org/10.5430/afr.v1n1p169>
- Al Barghouthi, S., Rehman, I., Fahmy, S., & Ehsan, A. (2016). The use of unit root and Box-Jenkins in Amman Stock Exchange. *Electronic Journal of Applied Statistical Analysis*, 9(3), 552-571. DOI: <https://doi.org/10.1285/i20705948v9n3p552>
- Alexander, S. (1961). Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks. *Industrial Management Review*, 2(2), 7-26.
- Arbeláez, D., & Rosso, J. (2016). Efectos estacionales en los mercados de capitales de la Alianza del Pacífico. *Estudios Gerenciales* 32 358–368. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.estger.2016.10.002>
- Asness, C., Israelov, R., & Liew, J. (2011). International Diversification Works (Eventually). *Financial Analysts Journal*, 67(3), 24-38. DOI:10.2469/faj.v67.n3.1
- Campbell, J., Lo, A., & MacKinlay, C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press. DOI: <https://doi.org/10.2307/j.ctt7skm5>
- Cruz, E., Zapata, C., & Medina, P. (2010). Comportamiento del precio de las acciones en Colombia un enfoque de la Caminata Aleatoria. *Scientia et Technica*, 16(44), 84-89. DOI: <http://dx.doi.org/10.22517/23447214.1777>
- De la Uz, N. (2001). La hipótesis de Martingala en el mercado bursátil mexicano. *Estudios Económicos*, 17(1), 91-127.
- Duarte, J. B. (2014). *Comprobación de la eficiencia débil en los principales mercados financieros latinoamericanos (tesis doctoral)*. Madrid: Dpto. Economía Financiera y Contabilidad III. Universidad Complutense de Madrid.

- Duarte, J. B., Sierra, K. J., & Rueda, V. A. (2015). Análisis comparativo de eficiencia entre Brasil, México y Estados Unidos. *Finanzas y Política Económica*, 7(2), 341-357. DOI: <http://dx.doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2015.7.2.7>
- Fama, E. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Grieb, T., & Reyes, M. (1999). Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms. *The Journal of Financial Research*, 22(4), 371-383. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1999.tb00701.x>
- Huang, C. (2019). US Stock Market Efficiency: EMH or AMH? *4th International Conference on Financial Innovation and Economic Development* (págs. 171-175). Atlantis Press. DOI: <https://doi.org/10.2991/icfied-19.2019.32>
- Lizarzaburu, E., Burneo, K., Galindo, H., & Berggrun, L. (2015). Emerging Markets Integration in Latin America (MILA) Stock Market Indicators: Chile, Colombia, and Peru. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20, 74-83. DOI: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2714430>
- Lo, A., & MacKinlay, C. (1988). Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. *The Review of Financial Studies*, 1(1), 41-66. DOI: <https://doi.org/10.1093/rfs/1.1.41>
- López, F. (1998). Análisis de la eficiencia del mercado accionario mexicano. *Facultad de Contaduría y Administración*, no. 191, 75-83.
- Lorenzo, A. (2002). Pruebas de no linealidad de los rendimientos del mercado mexicano accionario: coeficientes de Lyapunov. *Estudios Económicos*, 17(2), 305-322.
- Malkiel, B. & Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>
- MILA. (2018). MILA. Recuperado el 20 de Enero de 2020, de MILA: <http://www.mercadomila.com>.
- Mood, A. (1940). The Distribution Theory of Runs. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(4), 367-392. DOI: <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731825>
- Obalade, A., & Muzindutsi, P. (2020). Validating the adaptive market hypothesis in the Tunisian stock market. *International Journal of Trade and Global Markets*, 13(1), 42-51. DOI: <https://doi.org/10.1504/IJTGM.2020.104906>
- Ramírez, J. C., & Chacón, O. (2013). Los riesgos de no ser normal en las finanzas: Un ensayo sobre el comportamiento leptocúrtico de las series accionarias de Colombia. *Economía mexicana*, Nueva época, vol. I, 165-201.
- Ramírez, L., Valencia, D., & Villalba, D. (2017). *Evaluación de la eficiencia en nivel débil de la información en los mercados de renta variable de los países pertenecientes al MILA 2011-2016: una estimación a partir del modelo de Tres*

Factores de Fama y French. Universidad de La Salle Ciencia Unisalle. Tesis de grado.

- Sánchez-Granero, M., Balladares, K., Ramos-Requena, J., & Trinidad-Segovia, J. (2020). Testing the efficient market hypothesis in Latin American stock market. *Physica A*, 540, 1-14. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.123082>
- Sandoval, E., & Soto, M. (2016). Mercado integrado latinoamericano: Un análisis de cointegración. *Revista Internacional Administración & Finanzas*, 9(2), 1-17.
- Vargas, W., & Bayardo, J. (2013). El mercado de integración entre Chile, Perú y Colombia. *Revista de relaciones internacionales, estrategia y seguridad*, 8(1), 113-133. DOI: <https://doi.org/10.18359/ries.67>
- Wald, A., & Wolfowitz, J. (1940). On the Test Whether Two Samples are from the Same Population. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(2), 147-162. DOI: <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731909>
- Worthington, A., & Higgs, H. (2003). An empirical note on the random walk behaviour and market efficiency of Latin American stock markets. *Empirical Economics Letters*, 2(5), 183-197.