

39 Jornadas Nacionales de Administración Financiera
Septiembre 2019

Análisis comparativo de eficiencia en los mercados de capitales de Argentina, Brasil y Chile entre 1999 y 2018

Juan Carlos Alonso

Universidad de Buenos Aires

Mario Luis Perossa

Universidad Maimónides

SUMARIO

1. Introducción
2. Revisión de literatura
3. Metodología
4. Resultados
5. Conclusiones

Para comentarios:
jalonso5@consejo.org.ar
marioperossa@yahoo.com.ar

Los autores agradecen la colaboración de Walter Velárdez y Matías Barta en este proyecto de investigación.

Resumen

Un mercado de capitales es eficiente si refleja toda la información relevante para la fijación del precio de una acción. Entonces, se dice que el mercado es eficiente si el precio del activo no se ve afectado por revelar dicha información a todos los participantes del mercado; la eficiencia puede presentar tres formas distintas:

- 1) la forma débil plantea que la información relevante para tomar decisiones de inversión está recogida en los precios históricos de las acciones,
- 2) la forma semifuerte se presenta cuando además de los precios históricos se cuenta con información adicional, disponible públicamente y por ende contribuye a la formación del precio,
- 3) la forma fuerte se da cuando algunos inversores cuentan con información privilegiada que resulta relevante para la formación de los precios.

En el presente trabajo al evaluar el mercado de Argentina, Brasil y Chile mediante las pruebas realizadas, en un periodo de veinte años y en subperiodos de dos años, se detectó que con un nivel de confianza del 95 % para el test de rachas, la prueba de Backtesting; y la última prueba (prueba de eficiencia débil que detecta correlaciones seriales que podrían dar indicios de predictibilidad), el de ratio-varianza.

Para el caso de Argentina, de acuerdo con los resultados encontrados los autores consideran que salvo en los periodos completo 1999-2018 y 2001-20002 hay evidencia de eficiencia débil; en el caso chileno se puede observar que recién en los últimos años el mercado se hizo más eficiente y finalmente en el mercado brasileño los test revelan que es muy eficiente en término de eficiencia débil- según la evidencia empírica.

1. Introducción

El mercado financiero está formado por un conjunto de operadores financieros y reglas de funcionamiento que se utilizan para realizar la contratación de los diversos activos financieros, tanto de renta fija -bonos, obligaciones negociales, certificados de depósito, pagarés, letras del Tesoro, entre otros- como de renta variable, constituida principalmente por el *floating* de las empresas, y los instrumentos derivados financieros, como futuros y opciones, que están en manos del público inversor. Un activo financiero es un título-valor que representa un derecho sobre un bien perfectamente identificado y que no requiere esfuerzo significativo de venta; esta última característica, junto a que los activos que integran esta categoría son perfectamente intercambiables y todos los participantes que intervienen tienen la información sobre las condiciones de ésta, y esa información es igual y veraz para todos, lo convierten en un mercado transparente. La naturaleza de transparencia asume que cada uno de los protagonistas que participan en un determinado mercado tienen la capacidad de tomar decisiones de consumo o producción contando con el máximo nivel de información disponible referente a las condiciones propias de cada sector. Además, en términos económicos, un mercado transparente funciona como instrumento de transferencia de fondos de los agentes con superávit hacia aquellos otros agentes deficitarios, junto con la transferencia de riesgo entre ellos a través del mercado financiero.

Rentabilidad y riesgo son las principales características de los activos financieros y las cuales se mueven en sintonía: a menor riesgo menor rendimiento. En este sentido, Keynes

subraya el hecho de que los inversores de bolsa no son recompensados por conocer mejor el mercado o el futuro de los activos, sino más bien por el riesgo intrínseco al que están expuestos al invertir en ellos, premisa que indirectamente asume que los precios recogen toda la información disponible y que por tal motivo la única fuente de ganancias extraordinarias es la capacidad del inversor para asumir riesgos.

Amplitud, transparencia, libertad, profundidad y flexibilidad son las características propias de un mercado de valores; cuando estas condiciones son explícitas es posible decir que el mercado financiero se asemeja a un mercado perfecto, ya que traslada al ámbito de negociación el concepto de competencia perfecta, dadas las características antes mencionadas.

La transparencia propia de un mercado bursátil hace que todos los participantes puedan conocer todas las puntas compradoras y vendedoras, las cantidades disponibles y los precios ofrecidos y demandados, lo que hace que los precios incorporen toda esta información disponible al instante, además de aquella información pública que las empresas cotizantes realizan periódicamente, tales como estados contables y toda otra información relevante para los inversores, propiciando las operaciones de acuerdo con las expectativas de precios de los participantes, generando un cambio constante de los precios hacia su valor fundamental que los hace eficientes informacionalmente y por lo tanto, difíciles de anticipar.

Los mercados financieros no se vuelven eficientes en forma automáticamente, sino que es la acción de los inversores que racionalmente buscan maximizar los beneficios a través de la práctica de modelos de valuación -como el CAPM o el APT-, a través del análisis técnico o el análisis fundamental intentan vencer al mercado, haciéndolo de esta forma más eficiente. Resulta evidente la contradicción entre mercado eficiente -que no es posible vencerlo- e inversores racionales que constantemente intentan dar cuenta de él; este tema fue tratado ampliamente en la literatura. Siguiendo a Damodaran (1996) si los mercados fueran eficientes los inversores dejarían de buscar ineficiencias, lo cual llevaría a que los mercados pudiesen volverse ineficientes. Tiene sentido pensar en un mercado eficiente como un mecanismo autocorrectivo, donde las ineficiencias surgen a intervalos regulares, pero desaparecen casi instantáneamente a medida que los inversores las encuentran y comercian sobre ellas.

Según Fama (1970), las siguientes serían las condiciones suficientes, pero no necesarias, para la eficiencia de un mercado de capitales:

- a. No deben existir costos de negociación de los valores.
- b. Toda la información disponible debe ser disponible sin costo para para todos los participantes del mercado.
- c. Todos deben estar de acuerdo en las implicaciones de la actual información para el precio actual y en las distribuciones de los precios futuros de cada valor.

De acuerdo con Malkiel (1992) Se dice que un mercado de capitales es eficiente si refleja total y correctamente la información relevante en la determinación del precio de una acción. Formalmente, se dice que el mercado es eficiente con respecto a un conjunto de información si el precio del activo no es afectado por revelar esa información a todos los participantes.

Siguiendo a Fama (1991) los trabajos acerca de la eficiencia en los mercados pueden ser clasificados en 3 grandes categorías:

1. estudios de predictibilidad en los retornos (¿son los retornos predecibles a partir de los retornos pasados u otras variables?),

2. estudios de eventos (que tan rápido los precios de los valores reflejan los anuncios de información pública, como por ejemplo cambios en los dividendos, decisiones de inversión o cambios en la estructura del capital), y
3. estudios sobre información privada (¿existen inversores que poseen información privada que no está totalmente reflejada en los precios de mercado?).

Tipos de eficiencia de mercado

La eficiencia de mercado ha sido definida dependiendo del grado de información con que se cuente en la formación de los precios. Fama (1970) amplía la definición a tres niveles de eficiencia de acuerdo con el *fully reflect* de la información:

- la forma débil (*weak efficiency*) plantea que la información relevante para tomar decisiones de inversión está recogida en los precios históricos de las acciones,
- la forma semifuerte (*semi-strong*), que se presenta cuando además de los precios históricos se cuenta con información adicional, que está disponible públicamente y por tal motivo contribuye a la formación de los precios,
- la forma fuerte (*strong*) de eficiencia del mercado cuando algunos inversores cuentan con información privilegiada relevante para la formación de los precios.

El presente trabajo se centrará en el estudio sobre predictibilidad de los retornos.

En la literatura el modelo más común de formación de precios viene dado por la hipótesis de que los retornos esperados son constantes a través del tiempo. La eficiencia, por lo tanto, implica que la mejor predicción de un retorno es su media histórica y que los retornos son impredecibles a partir de los retornos pasados u otras variables. Es así, como se llevará a cabo tres tipos de evaluaciones (test de rachas, test de *Backtesting* y test de ratio-varianza) para contrastar la eficiencia de la Bolsa de Buenos Aires, la de San Pablo y la de Santiago de Chile.

El trabajo continúa con la revisión literaria donde se desarrollan las principales ideas de los autores relevantes que han trabajado el tema, con los resultados obtenidos; luego continúa con la sección metodología, donde se explican las herramientas a utilizar para probar la eficiencia del mercado argentino, continuando con los resultados obtenidos mediante las pruebas de rachas, *backtesting* y de ratio-varianza para finalmente llegar a las conclusiones.

2. Revisión de literatura

De acuerdo con Millionis (2007) un mercado es llamado eficiente si el estimador que el mercado usa para pronosticar el retorno del periodo siguiente es el valor esperado condicional sobre toda la información disponible -incluyendo- el periodo presente, mientras que para Lo el concepto puede percibirse “entre mayor eficiencia en el mercado, mayor aleatoriedad debe haber en la secuencia de cambios en los precios, por lo que el mercado más eficiente es uno en el cual, el cambio en los precios sea completamente aleatorio e impredecible”.

Varios autores (Malkiel, 1989; Campbell et al. 1997) refieren que la hipótesis de la eficiencia de mercado se asociada con la idea del paseo aleatoria, donde todos los cambios de precios significan desviaciones aleatorias de los precios pasados.

Bachelier mencionado por Mascareñas & Duarte (2013, p.22) concluye que “un mercado es eficiente cuando en él se cuenta con la suficiente liquidez y racionalidad económica por parte de los agentes como para que cualquier tipo de información relevante sea absorbida por los precios de forma instantánea, generando un comportamiento aleatorio entre ellos, lo que hace imposible su pronóstico sistemático”.

Según Brock, Lakonishok y Lebaron (1992) a través del uso de análisis técnico han encontrado posibilidades de predicción en mercados considerados eficientes como Estados Unidos; el mismo resultado hallaron Fernández y González (2000) para Madrid, pero a pesar de ello Lu, Shiu y Liu (2012) concluyen que aunque puedan predecirse series de precios, las ganancias producidas no serían suficientes para pagar los costos de transacción, o a lo sumo, éstos se anularían.

Dentro dos estudios realizados en Latinoamérica, Urrutia (1995) analiza mediante pruebas de rachas y razón de varianzas los mercados de Argentina, Chile y México para el periodo 1975-1991, comprobando la aleatoriedad de los mercados bursátiles de dichos países; Ojah y Karemera (1999) usan razón de varianza y modelos autorregresivos para los mercados bursátiles de Argentina, Brasil, Chile y México, no hallando evidencia para rechazar la hipótesis de eficiencia débil. También Worthington & Higgs (2003) examinan la eficiencia en su forma débil en mercados de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela mediante coeficientes de autocorrelación y prueba de rachas de los retornos diarios para. Al contrario que Urrutia, los resultados indican que ninguno de los mercados es definido por paseos aleatorios, resultado ineficientes en la forma débil.

Grieb y Reyes (1999) examinan las propiedades de caminata aleatoria de las acciones de Brasil y México mediante el ratio de varianza; encuentran que para Brasil no se rechaza la hipótesis de aleatoriedad, mientras que el mercado mexicano muestra reversión a la media.

Finalmente, Butler en 2012 estudia los mercados de Brasil, México y Argentina para el periodo comprendido entre los años 2000 y -2010; hallando que en los mercados analizados hubo periodos de no rechazo de eficiencia débil y en otros si, concluyendo que la eficiencia no es permanente en las bolsas analizadas.

Durante la crisis mundial del 2008 se observaron coincidencias en la aparición de ineficiencias en varios de los mercados bursátiles analizados, demostrando que la influencia externa puede condicionar la eficiencia de éstos.

3. Metodología

3.1 Datos

En este trabajo se analiza la serie del Índice del Mercado de Valores de Buenos Aires (MERVAL). El mismo es analizado en un período de 20 años, desde el 1 de enero de 1999 hasta el 31 de diciembre de 2018. Se omiten los días en los que la bolsa no operó y los que presentan valores nulos. La serie se analiza diariamente y de forma bianual (diez subperíodos, de aproximadamente 500 datos cada uno), con la meta de evaluar la eficiencia del mercado de estudio. Las series de cotizaciones son tomadas de la base de datos Bloomberg, y la variable de estudio seleccionada es la rentabilidad diaria del activo en cuestión.

3.2 Etapas

La metodología por utilizar se compone de dos etapas secuenciales. Una primera etapa que consiste en la estimación de los estadísticos preliminares de las series de retornos, para identificar sus principales características econométricas y qué tanto se aproximan a una distribución normal. En la segunda etapa se llevan a cabo tres tipos de evaluaciones que buscan contrastar la eficiencia de la bolsa de Buenos Aires. Dichas evaluaciones son una prueba de rachas, un *backtesting* y una prueba de ratio de varianza automático, definidas a continuación.

La prueba de rachas analiza el número total de rachas que se presentan en una serie (si esta cantidad es muy pequeña o muy grande puede significar una baja aleatoriedad en los datos). Este test se determina mediante la estimación del número de rachas con datos superiores a la media de los retornos (n_1) y la cantidad de rachas con valores inferiores a la media (n_2), cuya suma genera el número total de rachas (R); variable que se comporta asintóticamente como una distribución normal y que puede ser estandarizada mediante el estadístico Z : $Z = \frac{R - \hat{\mu}}{\sigma}$,

donde $\hat{\mu} = \frac{2 \times n_1 \times n_2}{n_1 + n_2} + 1$, y $\sigma = \sqrt{\frac{(2 \times n_1 \times n_2 \times (2 \times n_1 \times n_2 - n_1 - n_2))}{(n_1 + n_2)^2 \times (n_1 + n_2 - 1)}}$.

Se rechaza la hipótesis de retornos independientes e idénticamente distribuidos si el p-valor es inferior al nivel de significación.

La prueba de *backtesting* se realiza para testear independencia entre haber obtenido un “hit” o no en el período anterior a un “hit”; para ello hay que primero definir a qué se entiende como “hit”. Si el retorno medio del período analizado es r' , entonces define como “hit” a todo retorno r'' mayor o igual que r' .

- N_{00} : Variable que cuenta la cantidad de “no hits” que sucedieron a un “no hit”.
- N_{01} : Variable que cuenta la cantidad de “hits” que sucedieron a un “no hit”.
- N_{10} : Variable que cuenta la cantidad de “no hits” que sucedieron a un “hit”.
- N_{11} : Variable que cuenta la cantidad de “hits” que sucedieron a un “hit”.

Una vez definidas dichas variables, se procede a definir tres más:

- $\hat{\pi}_{01} = \frac{N_{01}}{N_{00} + N_{01}}$: probabilidad de obtener un “hit” luego de un “no hit”.
- $\hat{\pi}_{11} = \frac{N_{11}}{N_{10} + N_{11}}$: probabilidad de obtener un “hit” luego de un “hit”.
- $\pi = \frac{n_1}{T}$: probabilidad de obtener un “hit”, siendo T el tamaño de la muestra.

El paso final del test es presentar el Estadístico de Kuiper, definido como:

$$LR_{ind} = -2 \times \ln \left(\frac{L(\pi)}{L(\pi_A)} \right) \sim \chi_1^2$$

en donde se definen a las funciones máximo-verosímiles como:

- $L(\pi) = \pi^{n_1} \times (1 - \pi)^{T - n_1}$
- $L(\pi_A) = \pi_{01}^{N_{01}} \times (1 - \pi_{01})^{N_{00}} \times \pi_{11}^{N_{11}} \times (1 - \pi_{11})^{N_{10}}$

Se rechazará o no la hipótesis de independencia de acuerdo con el contraste entre el p-valor que surja del test y el teórico.

La tercera prueba, conocida como la prueba ratio de la varianza automático, planteado inicialmente por Choi (1999) y modificado por Kim (2009), para detectar correlaciones seriales que podrían dar indicios de predictibilidad en un mercado. Dicha prueba es explicada por Ely (2011), quien se basa en el trabajo de Lo y MacKinlay (1988) para estimar la ratio de varianza de una serie mediante la siguiente ecuación:

$$VR(k) = 1 + 2 \sum_{i=1}^{T-1} m\left(\frac{i}{k}\right) \times \hat{p}_i \quad \text{Ecuación 1}$$

donde \hat{p}_i es el estimador del coeficiente de autocorrelación del orden i -ésimo, y k es el período de referencia (holding), siendo $m(i/k)$ la función cuadrática espectral dada por la expresión:

$$m\left(\frac{i}{k}\right) = \frac{25}{12\pi^2 \left(\frac{i}{k}\right)^2} \times \left[\frac{\sin\left(\frac{6\pi}{5}\right)}{\frac{6\pi}{5} \frac{i}{k}} - \cos\left(\frac{6\pi}{5} \frac{i}{k}\right) \right] \quad \text{Ecuación 2}$$

La hipótesis nula de la ratio de la varianza plantea que $VR(k) = 1$. Esto representaría que no se detecta autocorrelación en el rezago i -ésimo para todo k .

Si bien la elección del período de tenencia se hace generalmente de forma arbitraria, Choi (1999) propone un método dependiente solamente de los datos para la elección del k óptimo (llámese \hat{k}), mediante esta ecuación:

$$\hat{k} = 1,3221 [\hat{\alpha}(2) \times T]^{1/5} \quad \text{Ecuación 3}$$

donde T es el tamaño de la muestra y $\hat{\alpha}(2)$ depende de la autocorrelación de primer orden \hat{p}_1 :

$$\hat{\alpha}(2) = \frac{4\hat{p}_1^2}{(1-\hat{p}_1)^4}$$

A partir de la ratio de la varianza de la ecuación [2] y el parámetro \hat{k} de la ecuación [4], se estima el ratio de varianza automático (AVR), mediante la ecuación:

$$AVR(\hat{k}) = \frac{\sqrt{\frac{T}{\hat{k}}} [VR(\hat{k}) - 1]}{\sqrt{2}} \rightarrow N(0,1) \quad \text{Ecuación 4}$$

El estadístico AVR desde el supuesto de que los retornos son independientes e idénticamente distribuidos, se distribuye normalmente con media 0 y varianza 1.

Finalmente, en el marco de esta investigación se utilizará el valor 0,05 como nivel de significación en cada una de las pruebas realizadas. De acuerdo con Wesserstein & Lazar (2016), consideramos prudente considerar los aportes respecto a los procesos y propósito en torno a los p-valores.

4. Resultados

4.1 Estadísticas preliminares

Tal como se mencionó en la primera parte, en la Tabla 1, se presenta el análisis de las estadísticas descriptivas correspondiente a la serie de retornos diarios del Índice del Mercado de

Valores de Buenos Aires entre 1998 y 2018. En el caso del análisis completo se consideró 5204 días omitiendo aquellos días en donde la bolsa no tuvo operaciones u obtuvo valores nulos, mientras que para los análisis bianuales se trabajó entre 511 y 523 días, sujeto de igual manera de los días sin operaciones o con valores nulos.

De igual manera, se presenta los valores correspondientes a los estadísticos de prueba y p-valores de la prueba desarrollada por Carlos Jarque y Anil Bera, la cual permite probar la normalidad de los datos correspondientes a la muestra, bajo la hipótesis nula de que los datos se distribuyen normalmente.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas Merval.

Período		Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvío	Curtosis	Sesgo	Cant. Datos	Jarque Bera
Completo	1/1/1999 31/12/2018	0,08%	0,00%	16,12%	-12,95%	2,08%	4,63101	-0,13789	5204	4666,75702
1	1/1/1999 31/12/2000	-0,01%	-0,02%	11,57%	-10,80%	2,02%	5,64515	0,21551	511	682,47292
2	1/1/2001 31/12/2002	0,04%	0,00%	16,12%	-11,29%	3,02%	3,1635	0,45519	522	235,69499
3	1/1/2003 31/12/2004	0,18%	0,17%	6,49%	-9,02%	1,92%	2,85396	-0,56857	523	205,67403
4	1/1/2005 31/12/2006	0,08%	0,10%	6,09%	-4,67%	1,48%	0,98056	-0,10757	520	21,83517
5	1/1/2007 31/12/2008	-0,13%	0,00%	10,43%	-12,95%	2,20%	7,37538	-0,93063	523	1260,87794
6	1/1/2009 31/12/2010	0,23%	0,12%	6,92%	-7,70%	1,88%	2,0937	-0,16088	522	97,59481
7	1/1/2011 31/12/2012	-0,04%	0,00%	5,87%	-11,35%	1,71%	4,85232	-0,55664	521	538,02933
8	1/1/2013 31/12/2014	0,21%	0,12%	8,32%	-10,64%	2,23%	2,9712	-0,63969	522	227,61058
9	1/1/2015 31/12/2016	0,13%	0,00%	6,53%	-6,52%	2,06%	1,01196	-0,0526	522	22,5142
10	1/1/2017 31/12/2018	0,11%	0,09%	9,07%	-9,39%	1,90%	3,74877	-0,0461	518	303,50049

Estadísticos descriptivos para la serie de los rendimientos diarios del Índice del Mercado de Valores de Buenos Aires, correspondientes al periodo comprendido entre 1999 y 2018. Así como también los estadísticos descriptivos bianuales entre 1999 y 2019, para los rendimientos diarios del Índice del Mercado de Valores de Buenos Aires. Presentación de la cantidad de datos empleados por periodos y de los retornos medio, mediano, mínimo y máximo. Determinación de la variabilidad absoluta de los retornos, así como también de los coeficientes de asimetría y curtosis.

Tal como señala la última columna de la Tabla 1, los p-valores de la prueba de Jarque Bera resultan inferiores al nivel de significación del 0,05 establecido para la investigación, por lo que, tanto en el análisis completo de la serie, como en los periodos bianuales, no se puede probar la normalidad de los retornos.

4.2 Test de rachas

Continuando con el análisis, en la Tabla 2 se presenta la media de los retornos diarios del Índice del Mercado de Valores de Buenos Aires, correspondiente al periodo de veinte años y periodos bianuales entre 1999 y 2018, así como también la cantidad de total de rachas que se presenta en la serie analizada, el estadístico de prueba correspondiente a la prueba, como su p-valor. La prueba realizada trabaja con la hipótesis nula de que las observaciones correspondientes a una muestra son independientes, pudiéndose concluir que hay suficiente evidencia muestral al nivel de significación del 1% para indicar que los sucesivos retornos de los datos correspondientes a los periodos 1999-2018, 2001-2002 y 2007-2008 no son independientes. Mientras que en el periodo 2011-2012, así como también el periodo 2017-2018, hay suficien-

te evidencia muestral al nivel de significación del 10% para indicar que los sucesivos retornos analizados no son independientes.

Tabla 2: Retornos diarios del Merval.

Período		Media	Casos < Media	Casos >= Media	R	Z	P-valor
Completo	1/1/1999 - 31/12/2018	0,00082	2703	2501	2499	-2,77910	***0,55%
1	1/1/1999 - 31/12/2000	-0,00006	260	251	251	-0,48022	63,11%
2	1/1/2001 - 31/12/2002	0,00044	298	224	227	-2,66074	***0,78%
3	1/1/2003 - 31/12/2004	0,00184	273	250	261	-0,08720	93,05%
4	1/1/2005 - 31/12/2006	0,00081	263	257	271	0,88106	37,83%
5	1/1/2007 - 31/12/2008	-0,00126	221	302	225	-2,80090	***0,51%
6	1/1/2009 - 31/12/2010	0,00227	276	246	279	1,57030	11,63%
7	1/1/2011 - 31/12/2012	-0,00040	243	278	241	-1,70256	*8,87%
8	1/1/2013 - 31/12/2014	0,00211	275	247	247	-1,25214	21,05%
9	1/1/2015 - 31/12/2016	0,00130	284	238	249	-0,96903	33,25%
10	1/1/2017 - 31/12/2018	0,00112	264	254	241	-1,66337	*9,62%

*** y * significativo al 1% y al 10% respectivamente. Datos correspondientes a la prueba de rachas, la cual se utiliza para probar la hipótesis nula de que los datos correspondientes a una muestra se presentan al azar, dado un universo dicotómico, donde los elementos que los componen pueden tener o no un determinado atributo (ser mayor o igual al retorno medio). Valores correspondientes al periodo comprendido entre 1999 y 2018, así como también para periodos bianuales entre los mismos años previamente mencionados.

4.3 Backtesting

A continuación, en la Tabla 3 se presentan los resultados de la Prueba de Backtesting la cual trabaja con la hipótesis de independencia de los retornos diarios del Índice del Mercado de Valores de Buenos Aires, correspondiente al periodo de veinte años y periodos bianuales entre 1999 y 2018. En dicha tabla se presenta el valor del estadístico de la prueba, así como el valor del p-valor pudiéndose concluir que rechazará la hipótesis nula de independencia con una significación del 1% en el periodo completo entre 1999 y 2018, así como también en el periodo comprendido entre el año 2007 y 2008. De igual manera, se rechazará la hipótesis nula de independencia con una significación del 5% en los periodos 2001-2002, 2011-2012 y 2017-2018. Finalmente, también se rechazará la hipótesis nula de independencia, pero con una significación del 10% en el periodo comprendido entre el año 2009 y 2010.

A partir de la Tabla 2 se puede concluir que hay suficiente evidencia muestral, con una significación del 5%, que los sucesivos retornos de los datos correspondientes a los periodos 1999-2018, 2001-2002, 2007-2008, no son independientes.

En dicha tabla se presenta el valor del estadístico de la prueba, así como el valor del p-valor pudiéndose concluir que rechazará la hipótesis nula de independencia con una significación del 5% en el periodo completo entre 1999 y 2018, así como también en el periodo comprendido entre el año 2001-2002, 2007-2008, 2011-2012 y 2017-2018.

Tabla 3: Prueba de backtesting

Período			N_{00}	N_{01}	N_{10}	N_{11}	χ	P-valor
Completo	1/1/1999	31/12/2018	1454	1250	1249	1251	7,56390	***0,60%
1	1/1/1999	31/12/2000	135	126	125	125	0,15189	69,67%
2	1/1/2001	31/12/2002	178	113	113	117	5,57213	**1,82%
3	1/1/2003	31/12/2004	135	130	130	127	0,50386	47,78%
4	1/1/2005	31/12/2006	122	135	135	127	2,21924	13,63%
5	1/1/2007	31/12/2008	101	112	112	197	13,04511	***0,03%
6	1/1/2009	31/12/2010	131	139	139	112	2,80829	*9,38%
7	1/1/2011	31/12/2012	115	120	120	165	6,27475	**1,22%
8	1/1/2013	31/12/2014	145	123	123	130	1,88536	16,97%
9	1/1/2015	31/12/2016	154	124	124	119	0,67400	41,17%
10	1/1/2017	31/12/2018	141	120	120	136	3,88537	**4,87%

***, ** y * significativo al 1%, al 5% y al 10% respectivamente. Estadísticos y los p-valores derivados de la prueba de Backtesting, con el propósito de verificar si existe independencia entre haber obtenido un “hit” o no en un periodo t , y la presencia de un “hit” en el periodo $t-1$. Valores correspondientes al periodo comprendido entre 1999 y 2018, así como también para periodos bi-anales entre los mismos años previamente mencionados.

Tabla 4: Prueba de ratio-varianza.

Período			k	VR	AVR	P-valor
Completo	1/1/1999	31/12/2018	3,57	0,61	-10,62515	***0,00%
1	1/1/1999	31/12/2000	1,91	1,00	0,01057	99,16%
2	1/1/2001	31/12/2002	3,20	0,42	-5,24623	***0,00%
3	1/1/2003	31/12/2004	0,15	1,00	0,00183	99,85%
4	1/1/2005	31/12/2006	1,80	1,00	0,03543	97,17%
5	1/1/2007	31/12/2008	2,05	0,97	-0,29564	76,75%
6	1/1/2009	31/12/2010	1,92	0,99	-0,08868	92,93%
7	1/1/2011	31/12/2012	2,64	0,90	-1,03668	29,99%
8	1/1/2013	31/12/2014	1,91	0,97	-0,34560	72,96%
9	1/1/2015	31/12/2016	2,32	0,98	-0,24767	80,44%
10	1/1/2017	31/12/2018	2,87	0,67	-3,12559	0,18%***

*** significativo al 1%. Estadísticos y p-valores derivados de la prueba de Ratio de la varianza automático para detectar correlaciones seriales que podrían dar indicios de predictibilidad en un mercado. Presentación del ratio de la varianza, el parámetro k y de las estimaciones del ratio de varianza automático (AVR), trabajando desde el supuesto de que los retornos son independientes e idénticamente distribuidos. Valores correspondientes al periodo comprendido entre 1999 y 2018, así como también para periodos bianuales entre los mismos años previamente mencionados.

4.4 Ratio – Varianza

Finalmente, la Tabla 4 presenta los resultados obtenidos en la Prueba de Ratio-Varianza, en donde la hipótesis nula plantea que no se detecta autocorrelación en el rezago i -ésimo para todo k , permitiendo detectar con ella la existencia de correlaciones seriales que podrían llegar a indicar indicios de predictibilidad de un mercado. Tal es así que a partir de los p-valores se puede identificar que en el periodo completo entre 1999 y 2018, como en los periodos bianuales 2001-2002 y 2017-2018, se rechaza la hipótesis nula a una significación del 1%, pudiéndose detectar autocorrelación en el rezago i -ésimo para todo k .

Tal es así que a partir de los p-valores se puede identificar que en el periodo completo entre 1999 y 2018, como en los periodos bianuales 2001-2002 y 2017-2018, se rechaza la hipótesis nula a una significación del 5%, pudiéndose detectar autocorrelación en el rezago i -ésimo para todo k .

4.5 Brasil

En las tablas a continuación se detecta que no es posible rechazar la hipótesis de aleatoriedad de la serie durante el periodo completo, ni en ningún subperiodo. La prueba de *backtesting* concluye que tampoco hay dependencia entre rendimientos subsiguientes. Con la intención de verificar el resultado del test de rachas, se estima el estadístico AVR para todos los subperiodos. Esta prueba tampoco rechaza la hipótesis nula de la existencia de correlaciones seriales: no hay indicios de predictibilidad en ningún momento del plazo tomado. En resumen, el mercado de Brasil es muy eficiente según la evidencia empírica.

Estadísticas preliminares

Período		Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvío	Curtosis	Sesgo	Cant. Datos	Jarque Bera
Completo	1/1/1999 31/12/2018	0,0498%	0,0000%	28,8325%	-12,0961%	1,8132%	15,81736	0,66384	5145	54012,10971
1	1/1/1999 31/12/2000	0,1647%	0,0000%	28,8325%	-10,5024%	2,4852%	34,78489	2,88473	511	26471,39528
2	1/1/2001 31/12/2002	-0,0572%	-0,0317%	7,3356%	-9,6286%	2,0584%	1,43173	-0,20562	521	48,17017
3	1/1/2003 31/12/2004	0,1632%	0,1710%	5,1615%	-6,3408%	1,6390%	0,78220	-0,32221	517	22,12587
4	1/1/2005 31/12/2006	0,1067%	0,0258%	4,8447%	-4,6486%	1,5119%	0,47280	-0,08348	520	*5,44742
5	1/1/2007 31/12/2008	-0,0329%	0,0965%	13,6782%	-12,0961%	2,5870%	4,92334	0,00825	515	520,14027
6	1/1/2009 31/12/2010	0,1197%	0,0723%	6,9285%	-5,3836%	1,6232%	2,17615	0,18515	522	105,98195
7	1/1/2011 31/12/2012	-0,0248%	0,0000%	4,9752%	-8,4306%	1,4283%	2,88443	-0,32579	521	189,82837
8	1/1/2013 31/12/2014	-0,0385%	-0,0164%	4,8988%	-4,6272%	1,4229%	0,85572	0,06538	514	16,04854
9	1/1/2015 31/12/2016	0,0453%	0,0000%	6,3874%	-4,9877%	1,5379%	0,81269	0,18834	522	17,45121
10	1/1/2017 31/12/2018	0,0758%	0,0468%	4,4690%	-9,2110%	1,2803%	5,52919	-0,68738	518	700,63604

(*) Significativo al 10%.

Test de Rachas

Período			Media	Casos < Media	Casos >= Media	R	Z	P-valor
Completo	1/1/1999	31/12/2018	0,00050	2641	2504	2617	1,26478	20,59%
1	1/1/1999	31/12/2000	0,00165	273	238	254	-0,11580	90,78%
2	1/1/2001	31/12/2002	-0,00057	254	267	255	-0,55621	57,81%
3	1/1/2003	31/12/2004	0,00163	258	259	260	0,04411	96,48%
4	1/1/2005	31/12/2006	0,00107	268	252	269	0,72462	46,87%
5	1/1/2007	31/12/2008	-0,00033	222	293	261	0,66495	50,61%
6	1/1/2009	31/12/2010	0,00120	269	253	254	-0,68013	49,64%
7	1/1/2011	31/12/2012	-0,00025	250	271	265	0,34465	73,04%
8	1/1/2013	31/12/2014	-0,00039	252	262	267	0,80362	42,16%
9	1/1/2015	31/12/2016	0,00045	273	249	259	-0,21498	82,98%
10	1/1/2017	31/12/2018	0,00076	265	253	266	0,54028	58,90%

Backtesting

Período			N_{00}	N_{01}	N_{10}	N_{11}	χ	P-valor
Completo	1/1/1999	31/12/2018	1333	1309	1308	1195	1,67279	19,59%
1	1/1/1999	31/12/2000	146	127	127	111	0,00072	97,86%
2	1/1/2001	31/12/2002	127	128	127	139	0,22105	63,82%
3	1/1/2003	31/12/2004	129	129	130	129	0,00193	96,50%
4	1/1/2005	31/12/2006	134	134	134	118	0,52417	46,91%
5	1/1/2007	31/12/2008	92	131	130	162	0,55014	45,83%
6	1/1/2009	31/12/2010	142	127	127	126	0,35032	55,39%
7	1/1/2011	31/12/2012	118	133	132	138	0,18361	66,83%
8	1/1/2013	31/12/2014	119	134	133	128	0,79108	37,38%
9	1/1/2015	31/12/2016	144	129	129	120	0,04613	82,99%
10	1/1/2017	31/12/2018	132	134	132	120	0,30867	57,85%

Ratio – Varianza

Período			k	VR	AVR	P-valor
Completo	1/1/1999	31/12/2018	0,62	1,00	0,08143	93,51%
1	1/1/1999	31/12/2000	1,75	1,02	0,26174	79,35%
2	1/1/2001	31/12/2002	1,60	1,02	0,20032	84,12%
3	1/1/2003	31/12/2004	1,35	1,02	0,25492	79,88%
4	1/1/2005	31/12/2006	1,88	1,00	0,02450	98,05%
5	1/1/2007	31/12/2008	1,59	0,99	-0,13561	89,21%
6	1/1/2009	31/12/2010	1,69	0,99	-0,12319	90,20%
7	1/1/2011	31/12/2012	1,49	0,98	-0,22382	82,29%
8	1/1/2013	31/12/2014	1,96	1,02	0,22821	81,95%
9	1/1/2015	31/12/2016	1,72	1,02	0,21942	82,63%
10	1/1/2017	31/12/2018	1,88	0,98	-0,18234	85,53%

4.6 Chile

En el mercado chileno sí se rechaza la hipótesis aleatoriedad en la serie durante el periodo completo (también, a distintos niveles de confianza, para casi todos los subperiodos). La prueba de *Backtesting* concluye que no hay independencia entre rendimientos subsiguientes (con la excepción del periodo 2001-2002). El test de Choi revela que se debe rechazar la hipótesis nula de la existencia de correlaciones seriales: el p valor tiende a cero para todos los periodos con la excepción del último. No es casualidad que puede no rechazarse la hipótesis nula de independencia para el test de rachas si la confianza es del 95% para dicho periodo.

Estadísticas preliminares

Periodo			Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvío	Curtosis	Sesgo	Cant. Datos	Jarque Bera
Completo	1/1/1999	31/12/2018	0,0363%	0,0130%	11,8034%	-7,1728%	0,9765%	9,13558	0,10508	5145	17900,94842
1	1/1/1999	31/12/2000	0,0675%	0,0000%	7,1528%	-5,0974%	1,2207%	2,95176	0,41113	511	199,90742
2	1/1/2001	31/12/2002	-0,0167%	0,0000%	3,2777%	-2,8415%	0,8863%	0,91758	-0,01098	521	18,28772
3	1/1/2003	31/12/2004	0,1133%	0,0682%	2,7799%	-3,0910%	0,8252%	0,61411	-0,13882	517	9,78437
4	1/1/2005	31/12/2006	0,0780%	0,0734%	2,8411%	-4,4690%	0,7412%	2,82895	-0,39203	520	186,71709
*5	1/1/2007	31/12/2008	-0,0243%	0,0515%	11,8034%	-6,2146%	1,5382%	8,54800	0,30363	515	1575,83787
6	1/1/2009	31/12/2010	0,1414%	0,1401%	3,2119%	-2,8195%	0,8767%	1,34605	0,01024	522	39,41692
7	1/1/2011	31/12/2012	-0,0257%	0,0000%	5,6688%	-7,1728%	1,0541%	8,67843	-0,52786	521	1659,16055
8	1/1/2013	31/12/2014	-0,0215%	-0,0175%	3,3759%	-3,1051%	0,8067%	1,43827	0,05493	514	44,56175
9	1/1/2015	31/12/2016	0,0160%	0,0147%	3,0944%	-2,8062%	0,6986%	1,93032	0,10729	522	82,04535
10	1/1/2017	31/12/2018	0,0395%	0,0000%	6,6691%	-6,0343%	0,7829%	16,62784	0,46764	518	5986,34576

Test de Rachas

Período			Media	Casos < Media	Casos >= Media	R	Z	P-valor
Completo	1/1/1999	31/12/2018	0,00036	2626	2519	2271	-8,40800	****0,00%
1	1/1/1999	31/12/2000	0,00067	271	240	238	-1,56087	11,86%
2	1/1/2001	31/12/2002	-0,00017	243	278	232	-2,49550	**1,26%
3	1/1/2003	31/12/2004	0,00113	274	243	233	-2,25951	**2,39%
4	1/1/2005	31/12/2006	0,00078	261	259	231	-2,63341	***0,85%
5	1/1/2007	31/12/2008	-0,00024	230	285	210	-4,06588	****0,00%
6	1/1/2009	31/12/2010	0,00141	261	261	230	-2,80390	***0,50%
7	1/1/2011	31/12/2012	-0,00026	234	287	219	-3,52764	****0,04%
8	1/1/2013	31/12/2014	-0,00022	256	258	233	-2,20725	**2,73%
9	1/1/2015	31/12/2016	0,00016	262	260	228	-2,97885	***0,29%
10	1/1/2017	31/12/2018	0,00040	276	242	236	-2,02162	**4,32%

(****) Significativo al 1%; (***) Significativo al 1%; (**) Significativo al 5%.

Backtesting

Período		N_{00}	N_{01}	N_{10}	N_{11}	χ	P -valor
Completo	1/1/1999 - 31/12/2018	1491	1136	1135	1383	70,36001	****0,00%
1	1/1/1999 - 31/12/2000	152	119	119	121	2,16333	14,13%
2	1/1/2001 - 31/12/2002	127	116	116	162	5,79172	**1,61%
3	1/1/2003 - 31/12/2004	158	116	116	127	5,10160	**2,39%
4	1/1/2005 - 31/12/2006	146	115	115	144	6,93693	***0,84%
5	1/1/2007 - 31/12/2008	126	105	104	180	16,61473	****0,00%
6	1/1/2009 - 31/12/2010	146	115	115	146	7,38140	***0,66%
7	1/1/2011 - 31/12/2012	125	110	109	177	11,88092	****0,06%
8	1/1/2013 - 31/12/2014	140	117	116	141	4,48910	**3,41%
9	1/1/2015 - 31/12/2016	149	114	113	146	8,88006	***0,29%
10	1/1/2017 - 31/12/2018	158	118	118	124	3,73308	*5,33%

(****) Significativo al 1%; (***) Significativo al 1%; (**) Significativo al 5%; (*) Significativo al 10%.

Ratio – Varianza

Período		k	VR	AVR	P -valor
Completo	1/1/1999 - 31/12/2018	5,47	-2,49	-75,74175	****0,00%
1	1/1/1999 - 31/12/2000	4,25	-1,35	-18,22467	****0,00%
2	1/1/2001 - 31/12/2002	4,05	-0,89	-15,15229	****0,00%
3	1/1/2003 - 31/12/2004	3,89	-0,52	-12,42088	****0,00%
4	1/1/2005 - 31/12/2006	3,13	0,40	-5,48219	****0,00%
5	1/1/2007 - 31/12/2008	2,94	0,68	-2,99641	***0,27%
6	1/1/2009 - 31/12/2010	2,68	0,78	-2,21224	**2,69%
7	1/1/2011 - 31/12/2012	3,75	-0,36	-11,34127	****0,00%
8	1/1/2013 - 31/12/2014	3,98	-0,80	-14,43241	****0,00%
9	1/1/2015 - 31/12/2016	3,29	0,31	-6,14583	****0,00%
10	1/1/2017 - 31/12/2018	1,93	1,00	0,01142	99,09%

(****) Significativo al 1%; (**) Significativo al 5%.

5. Conclusiones

Al evaluar el mercado de Argentina, de manera global, se pueden concluir que a un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula de cada una de las tres pruebas (rachas, *backtesting*, ratio varianza) en la serie completa de rendimientos 1999-2018, así como también en el periodo comprendido por los años 2001-2002.

Tabla 5. Comparación de p-valores de las pruebas realizadas

Período			P-valores		
			Rachas	Backtesting	Ratio Varianza
Completo	1/1/1999	31/12/2018	*0,55%	*0,60%	*0,00%
1	1/1/1999	31/12/2000	63,11%	69,67%	99,16%
2	1/1/2001	31/12/2002	*0,78%	*1,82%	*0,00%
3	1/1/2003	31/12/2004	93,05%	47,78%	99,85%
4	1/1/2005	31/12/2006	37,83%	13,63%	97,17%
5	1/1/2007	31/12/2008	*0,51%	*0,03%	76,75%
6	1/1/2009	31/12/2010	11,63%	9,38%	92,93%
7	1/1/2011	31/12/2012	8,87%	*1,22%	29,99%
8	1/1/2013	31/12/2014	21,05%	16,97%	72,96%
9	1/1/2015	31/12/2016	33,25%	41,17%	80,44%
10	1/1/2017	31/12/2018	9,62%	*4,87%	*0,18%

* significativo al %. P-valores derivados de las pruebas de Rachas para probar independencia de los datos de una muestra, *Backtesting* para probar la aleatoriedad de los datos y Ratio de la varianza automático para detectar correlaciones seriales que podrían dar indicios de predictibilidad en un mercado. Valores correspondientes al periodo comprendido entre 1999 y 2018, así como también para periodos bianuales entre los mismos años previamente mencionados.

Por otro lado, se puede corroborar que en el periodo 2007-2008, se rechaza la hipótesis nula de que las observaciones correspondientes a una muestra son independientes, así como también se rechaza la hipótesis nula de independencia correspondiente a la prueba de *backtesting*.

En el caso del periodo bianual comprendido por los años 2017-2018, se rechaza la hipótesis nula de independencia de la prueba de *backtesting*, de igual manera que se rechaza la hipótesis nula de la prueba ratio-varianza, pudiéndose detectar autocorrelación en el rezago i -ésimo para todo k .

Finalmente, tan solo el período 2011-2012 se rechaza la hipótesis nula de independencia correspondiente a la prueba de *backtesting*,

De acuerdo con los resultados encontrados se puede considerar que, salvo en el período completo 1999-2018 y en 2001-2002, hay evidencia de eficiencia débil en el mercado argentino.

En las tablas presentadas en el análisis del caso brasileño se detecta que no es posible rechazar la hipótesis de aleatoriedad de la serie durante el periodo completo de 1998/2018 ni tampoco en ningún subperiodo de dos años. A continuación con la prueba de *backtesting* es posible concluir que no existe dependencia entre rendimientos subsiguientes.

Para verificar el resultado del test de rachas, se estima el estadístico AVR para todos los subperiodos comprendidos en el período bajo estudio y esta prueba tampoco rechaza la hipótesis nula de la existencia de correlaciones seriales, por lo que no hay indicios de predictibilidad para el plazo tomado. Por lo tanto, es posible afirmar que el mercado de Brasil es muy eficiente en término de eficiencia débil de acuerdo con la evidencia empírica.

Finalmente, en el mercado chileno es posible rechazar la hipótesis de aleatoriedad en la serie durante el periodo completo y para casi todos los subperiodos tomados en forma individual. La prueba de *backtesting* concluye que, salvo para el periodo 2001-2002, no hay independencia entre rendimientos consecutivos. En el siguiente test, el test de Choi, indica que se debe rechazar la hipótesis nula de la existencia de correlaciones seriales, ya que el p valor tiende a cero para todos los periodos con la excepción del último analizado. Y con respecto al test de rachas, con un nivel de confianza es del 95% indica que no puede rechazarse la hipótesis nula de independencia para el último período, lo que puede interpretarse como que el mercado se hizo más eficiente en los últimos años.

Limitaciones: No obstante, como se reconoce a lo largo de la literatura estadística una de las características más cuestionables respecto al p-valor radica en que este puede resultar lo suficientemente pequeño como el investigador desee, pues tan solo sería necesario tomar una muestra que sea considerada lo suficientemente grande. Basta con observar como en el periodo completo que va desde 1999 al 2018 con una gran cantidad de retornos diarios, en todas ellas el p-valor dio valores lo suficientemente pequeño como para rechazar la hipótesis nula. Quedan abiertas líneas de investigación para continuar con el estudio de eficiencia de mercado en otros países latinoamericanos, su comparación y la comparación con economías avanzadas; otra línea que queda abierta es la de modelar los estudios analizando distintos períodos de tiempo y/o por industria.

REFERENCIAS

- Bachelier, L. (1964). En *The Random Character of Stock Market Prices*. MIT Press, 17-78.
- Brock, W., Lakonishok, J. & Lebaron, B. (1992). *Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns*. Journal of Finance, 47(5), 1752.
- Butler, M. (2012). *Computational intelligence for analysis concerning financial modelling and the adaptive market hypothesis*. Tesis doctoral, Universidad de York.
- Campbell, J., Lo, A., & Mackinlay, A. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Choi, I. (1999). *Testing the random walk hypothesis for real exchange rates*. Journal of Applied Econometrics, 14(3), 293-308.
- Damoradan, A. (1996): *Investment Valuation. Tools and Techniques for Determining the Value of any Asset*, Wiley Frontiers in Finance.
- Ely, R. A. (2011). *Returns predictability and stock market efficiency in Brazil*. Bras. Finanças, Rio de Janeiro, 9(4), 571-584.
- Fama, E. (1970) *Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*. Journal of Finance, 25:383-417.
- Fama, E. (1991) *Efficient capital markets: II*. Journal of Finance, 46:1575-1617.
- Fernández, F. y González, C. (2000). *Optimización de reglas técnicas en el IGBM usando algoritmos genéticos*. Anales de Economía Aplicada. Oviedo.
- Grieb, T. & Reyes, M. (1999). *Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms*. Journal of Financial Research, 22(4), 371-383.

-
- Lo, A. & MacKinlay, A. (1988). *Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test*. *Review of Financial Studies*, 1(1), 41-66.
- Lu, T., Shiu, Y. & Liu, T. (2012). *Profitable candlestick trading strategies: The evidence from a new perspective*. *Review of Financial Economics*, 21(2), 63-68.
- Malkiel, B. (1992). *Efficient Market Hypothesis*. En *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan. London: Newman, P., M.Milgate and J. Eatwell.
- Malkiel, B (1989). *Is the stock market efficient?* *Science*, 243:1313–1318
- Mascareñas, J., & Duarte, J. (2013). *La eficiencia de los mercados de valores: Una revisión*. *Análisis Financiero*, 21-35
- Milionis, A. (2007) *Efficient capital markets: A statistical definition and comments*. *Statistics & Probability Letters*, 77:607–613
- Ojah, K. y Karemera, D. (1999). *Random walks and market efficiency test of Latin American emerging equity markets*. *The Financial Review*, 34, 57-72
- Urrutia, J. (1995). *Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging equity markets*. *Journal of Financial Research*, 299-309
- Wasserstein R. & Lazar N. (2016) *The ASA's statement on p-values: Context, process, and purpose*, *The American Statistician*, 70:2, 129-133