



Universidad de  
**San Andrés**

Universidad de San Andrés  
Escuela de Administración y Negocios  
Magister en Finanzas  
Trabajo Final de Graduación

**REVERSIÓN A LA MEDIA Y ESTRATEGIAS  
CONTRARIAS EN EL MERCADO  
ACCIONARIO LATINOAMERICANO**

Autor: Lucas Ezequiel Guzmán

DNI: 39.138.434

Director: Fernando Grosz

---

Buenos Aires, 1 de Septiembre de 2023

## ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN .....	3
2. REVISIÓN DE LITERATURA.....	4
3. DATOS.....	7
4. METODOLOGÍA .....	11
4.1 Prueba de Dickey-Fuller Aumentada.....	12
4.2 Prueba de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) .....	13
4.3 Prueba de Zivot-Andrews .....	14
4.4 Prueba de Kapetanios.....	15
5. RESULTADOS .....	16
5.1 Test de Dickey – Fuller Aumentado (ADF) .....	16
5.2 Prueba de KPSS .....	18
5.3 Prueba de Zivot - Andrews .....	19
5.4 Prueba de Kapetanios.....	22
6. CREACIÓN DE PORTFOLIOS DE INVERSIÓN.....	28
6.1 Resultados.....	30
7. CONCLUSIÓN .....	33
8. BIBLIOGRAFÍA.....	35
9. ANEXO .....	37

## 1. INTRODUCCIÓN

Las diversas técnicas que han surgido con el tiempo para desarrollar pronósticos sobre eventos inciertos han evolucionado de la mano de la disponibilidad de la información y del beneficio que puede obtenerse de ellas, favoreciendo la toma de decisiones de los agentes. Sin embargo, en economía existen pocas proposiciones que se sostienen con más fervor que la teoría de que los mercados financieros son "eficientes", y, por lo tanto, los precios de los activos bursátiles impredecibles.

La hipótesis del mercado eficiente sostiene que el precio de los activos financieros debe ser igual a su valor intrínseco; es el valor presente del flujo futuro de fondos a cobrar por la tenencia de dicho activo y, que ese precio, sólo responde ante cambios inesperados en su valor fundamental. Si el precio fuera predecible, la estrategia por excelencia sería comprar barato y vender caro, por lo que las fuerzas de la competencia llevarían al precio a reflejar de nuevo su valor fundamental (De Bondt & Thaler, 1989).

Formalmente, la proposición clásica de eficiencia del mercado, implica que el proceso que siguen los precios de los activos financieros es el de un *Random Walk* o Caminata Aleatoria; esto es, un proceso estocástico no estacionario, cuya distribución de probabilidad varía en el tiempo de forma no constante. En otras palabras, se infiere que el precio de los activos financieros no tiene dependencia con su precio en un momento anterior del tiempo, sino que depende de la información que adquieren los agentes que operan en el activo de manera inmediata.

Por el contrario, existe una corriente de pensamiento que defiende la teoría de que los precios de los activos financieros siguen un proceso de reversión a la media, término acuñado por Francis Galton en sus estudios sobre genética, para describir que los precios pueden alejarse de su tendencia natural por un período de tiempo, pero que deben confluir a ella en algún momento. De esta manera, activos cuyos precios subieron por encima de su tendencia natural en un período determinado, deberían sufrir caídas en períodos posteriores, y los activos cuyo precio cayó por debajo de su tendencia de largo plazo, experimentarían aumentos de precios en los períodos subsiguientes.

Si los precios de los activos financieros siguieran un proceso de *random walk*, dada la naturaleza del proceso de generación de los precios sería imposible utilizar la información del pasado para

predecir su comportamiento en períodos posteriores; y esto representaría un apoyo a la teoría del mercado eficiente: el precio sólo depende de la nueva información que adquieren los agentes en el momento, y no de su comportamiento pasado.

Rechazar la hipótesis de *random walk* y encontrar que existe reversión a la media para los precios supondría evidencia a favor de la teoría de que los precios de los activos son en algún punto predecibles a partir de la información pasada de los mismos: el comportamiento de los precios de los activos financieros por fuera de la tendencia de largo plazo durante un período determinado, debería revertirse en períodos posteriores, información que podría aprovecharse para llevar a cabo una estrategia de inversión que genere retornos superiores a los del mercado.

El objetivo de este trabajo es estudiar si en el mercado de valores de algunos países de Latinoamérica y en Estados Unidos, se produce o no el fenómeno de reversión a la media. Esto se abordará a través de un análisis histórico de precios de los activos financieros que componen los índices de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Estados Unidos para el período de Enero 2000 a Diciembre de 2022. Se realizarán pruebas de estacionariedad clásicas en la literatura, y se implementarán controles por quiebres estructurales en las series. A posterior, se computarán los retornos de los activos en un período de formación para llevar a cabo estrategias de inversión de tipo “contrarias” propuestas por Graham (1949) y utilizadas por De Bondt & Thaler (1989). La estrategia consiste en comprar los activos cuyo precio esté por debajo de su tendencia natural, y vender los activos cuyo precio esté por encima, esperando que el comportamiento se revierta en los períodos posteriores. Para finalizar, se evaluará la performance de los portafolios de inversión generados según esta estrategia en períodos posteriores.

## **2. REVISIÓN DE LITERATURA**

Sobre la predictibilidad de los precios, Fama (1965) presenta fuerte evidencia a favor de la hipótesis de *random walk*; sin embargo, es él mismo quien en 1986 argumenta que al analizar períodos de 2 a 5 años, puede encontrarse el fenómeno de reversión a la media. Tal comportamiento de los precios, es consistente con los modelos de un mercado “irracional” en el cual los precios de los activos pueden alejarse durante un tiempo prolongado de sus valores fundamentales.

Diversos autores apoyan estos modelos de “irracionalidad”. Keynes (1936) argumentaba que “las fluctuaciones día a día de las ganancias en inversiones ya existentes, las cuales son obviamente efímeras y de carácter insignificante, tienden a tener una excesiva y a veces absurda influencia en el mercado”. Williams (1938) en sus notas sobre “Teoría de la Inversión en Valor” comentaba “los precios se han basado demasiado en el poder de ganancia actual, muy poco en el poder de pago de dividendos a largo plazo”.

Más recientemente, Shiller (1984), manifiesta que la inversión en activos financieros es una actividad social, y, por lo tanto, al igual que la comida, la moda, la salud y la política, está influenciada por la psicología de masas y el sentimiento de los agentes, provocando que el precio de los activos no necesariamente ajuste a su valor intrínseco. Existe cierta tendencia de los inversores en volcarse a ciertos papeles en conjunto, y, cuando esta dinámica finaliza, el activo se vuelve vendedor, revirtiendo este movimiento al alza.

De Bondt y Thaler (1985) plantean que las personas tienden a sobredimensionar drásticamente la información nueva y no anticipada, y dando particular importancia a aquellos eventos negativos. Sostienen que existe sustancial evidencia en la psicología que apoya este fenómeno, y argumentan cómo los agentes ponderan mucho más la información reciente para hacer proyecciones. Aclaran que no todos los agentes se comportan de esta manera, pero que los inversores “irracionales” pueden superar a los “*Smart money*” dando lugar estas anomalías en los precios.

Los mismos autores en 1989 utilizan el argumento de reversión a la media para llevar a cabo un experimento de “estrategias contrarias”. Estas estrategias fueron planteadas por primera vez por Benjamin Graham en 1949, quien abogaba por la compra de acciones cuyos precios parecían bajos en relación a su valor fundamental. Esta advertencia se basaba en la premisa de que dichos precios son temporalmente bajos y se podía esperar que se recuperasen después de uno o dos años.

Existen también en la literatura más moderna, estudios en los que se observa la presencia de esta anomalía. Clare & Thomas (1995) estudian la bolsa del Reino Unido para el período 1955-1990. Obtienen una muestra aleatoria de 1000 acciones en un año al azar y respaldan la teoría de reversión a la media, dado que demuestran que los “perdedores” superan en retorno a los “ganadores” previos en 1.7% por año, siendo este 1.7% estadísticamente significativo.

Balvers, Wu & Gilliland (2000) utilizan datos de los índices bursátiles de 18 países desde 1969 a 1996. Encuentran sustancial evidencia en favor de la hipótesis de reversión a la media cuando se

toma un índice de referencia, y utilizan una versión paramétrica de las estrategias contrarias de Graham para computar los retornos de diferentes portafolios. Concluyen en que las estrategias elegidas, superan a la estrategia de “*buy & hold*”, como también a la versión original de las estrategias contrarias.

Chaudhuri & Wu (2003), investigan el comportamiento de los precios de los índices bursátiles en 17 países en desarrollo para el período 1985-1977. Implementan tests para tener en cuenta quiebres estructurales, argumentando que los mercados en desarrollo atravesaron un proceso de liberalización en la década de los 90 y, concluyen que se puede rechazar la hipótesis de *random walk* en favor de reversión a la media en 11 de estos mercados. Los resultados obtenidos usando índices de precios en moneda local y en términos reales son cualitativamente los mismos que para los índices de precios en dólares. Argumentan además, que lo encontrado difícilmente esté influenciado por reversiones a la media en las tasas de inflación.

Mukherji (2010) utiliza métodos más modernos de *bootstrapping* para las acciones de índices estadounidenses en el período 1926 -2007. El objetivo de esta metodología es aprovechar la correlación serial como también la correlación *cross-section* para ampliar el tamaño de la muestra y aproximar la verdadera distribución de retornos. Concluye en que la reversión a la media es más fuerte para el subperíodo 1926-1966, y que decae para el subperíodo 1967-2007; pero que sin embargo es significativa, particularmente para compañías pequeñas.

Sollazi (2017), utiliza los precios ajustados de las acciones del índice BOVESPA para el período 1996-2016. Computa los retornos mensuales para cada acción para cada año, y forma grupos de portafolios constituidos por las acciones con mayores y menores retornos mensuales. A partir de ello, obtiene el exceso de retorno respecto del índice del mercado, y se observa que los portafolios perdedores superan a los portafolios ganadores en los 3 años subsiguientes. El análisis de robustez de los resultados no es muy concluyente, dado que el test que realiza supone normalidad de los retornos, sin embargo, presenta evidencia a favor de reversión a la media en términos del análisis de De Bondt y Thaler, utilizando las estrategias propuestas por Graham.

Por último, Buzzi (2018), utiliza la serie de precios de diferentes índices bursátiles para estudiar la interrelación entre los diferentes mercados del mundo, y en el proceso, utiliza los datos del índice Merval para el período 1998 – 2016. Utiliza tres diferentes modelos para testear la hipótesis de

estacionariedad, y concluye con uno de ellos que la serie de precios es estacionaria en torno a un nivel con cinco quiebres estructurales.

Por otra parte, existe literatura que discute, el éxito de éstas estrategias de inversión y las atribuyen a otros factores. Chan (1988) y Ball y Khotari (1989) argumentan que luego de pérdidas sustanciales, una firma puede estar más apalancada (si no se hacen los ajustes necesarios a su estructura de capital), y por lo tanto el beta de la firma perdedora no puede ser igual al de una firma que no sufrió pérdidas.

Banz (1981) y Keim (1983), establecen que las firmas pequeñas obtienen retornos anormalmente altos. Argumentan que las firmas “perdedoras” tienden a ser más pequeñas en promedio, entonces el efecto “firmas perdedoras” es sólo otra versión del efecto “firma pequeña”. Segundo, dado que las “perdedoras” han atravesado tiempos difíciles financieramente, es probable que el exceso de retorno se deba a un nivel más alto de riesgo.

A esta propuesta se suman Zarowin (1990) y Richards en (1997) basándose en el tamaño de la firma. Dado que los índices que más valor pierden son los cuales se componen de las compañías han perdido más, y ésta pérdida reduce el tamaño (de mercado) de la compañía, el retorno extraordinario que se obtiene al invertir en estas firmas captura el hecho de que hay un mayor riesgo.

Otra explicación es propuesta por Clements y Drew (2007). Los autores mencionan el sesgo de supervivencia haciendo referencia a que retornos negativos persistentes en el tiempo, pueden provocar la desaparición de la firma y por lo tanto quitarla de la muestra.

### **3. DATOS**

Para llevar a cabo el estudio se utiliza la serie histórica de precios de los índices bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Estados Unidos, para el período que abarca entre el 03 de enero del 2000 al 31 de diciembre de 2022.

Se escoge este marco temporal por diversas razones. En primer lugar, se busca un rango de tiempo lo suficientemente grande para abarcar los numerosos ciclos económicos, dado que representa un período de altos vaivenes tanto políticos como económicos hasta el día de la fecha, y para obtener

así más datos a fin de presentar conclusiones con significancia estadística. En segundo lugar, la metodología no se ha aplicado antes para este período, por lo que representaría una novedad en la disciplina. Por último, al abarcar un período reciente, se dota al estudio de un grado de actualidad.

Los índices bursátiles seleccionados son los más representativos del mercado de Latinoamérica, motivo de ser el elegido para el estudio en cuestión. El índice de Estados Unidos se incluye como benchmark para la presentación de resultados.

Para controlar los efectos inflacionarios en las monedas, se trabajará siempre en dólares estadounidenses.

Se presenta a continuación la evolución de los índices bursátiles, medidos en dólares. Del análisis gráfico pueden resaltarse los cambios de tendencia determinística en las series, anticipando la importancia de la inclusión de los quiebres estructurales en el estudio.

*Figura 1: Evolución del índice Merval (Argentina) en dólares*



*Fuente: Elaboración propia en base a Reuters*



Figura 2: Evolución del índice BOVESPA (Brasil) en dólares



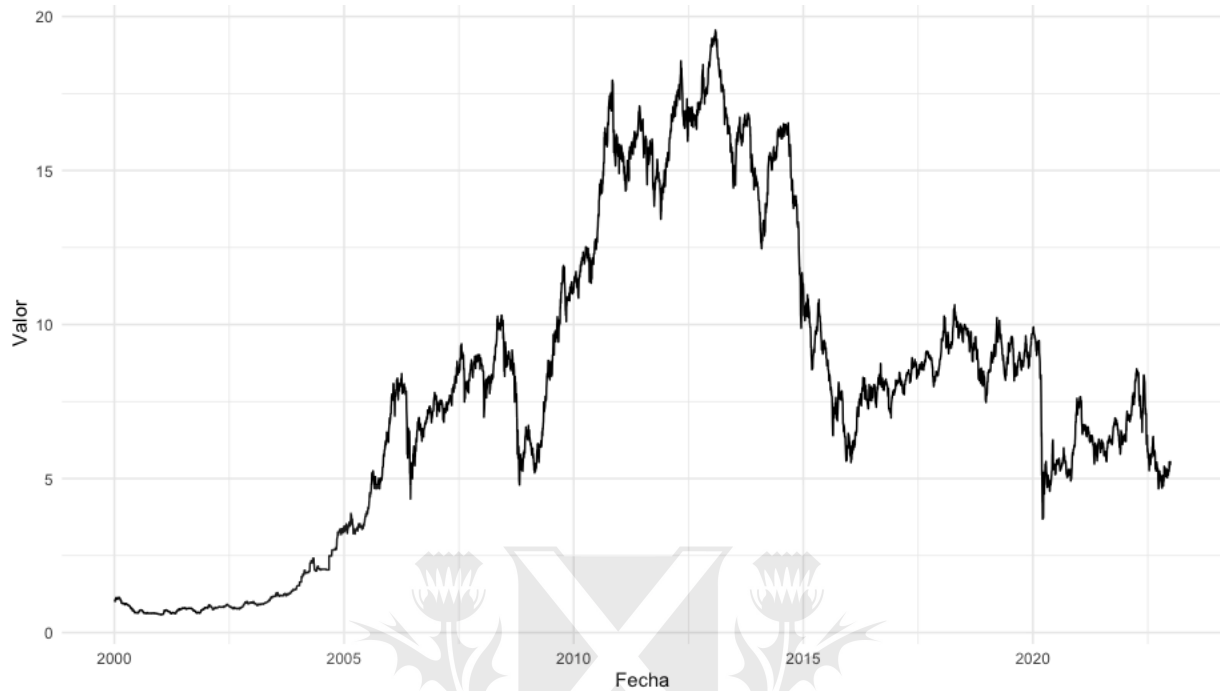
Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

Figura 3: Evolución del índice IPSA (Chile) en dólares



Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

Figura 4: Evolución del índice COLCAP (Colombia) en dólares



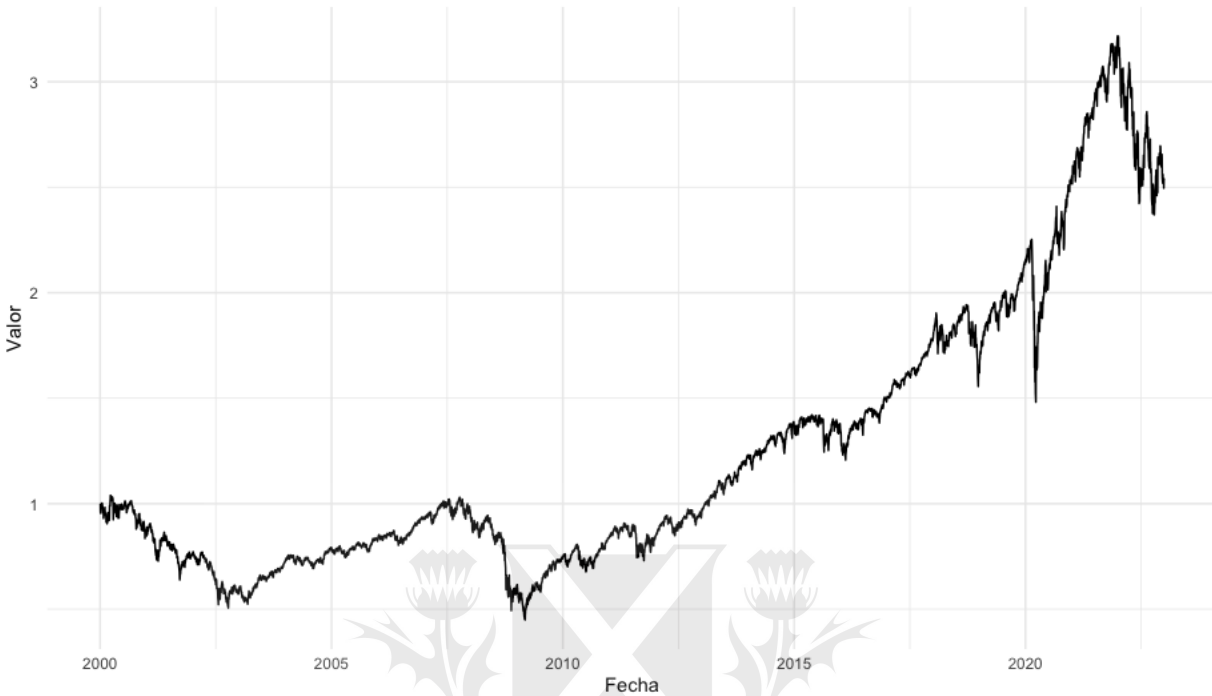
Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

Figura 5: Evolución del índice del Mercado Valores de México (México) en dólares



Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

Figura 6: Evolución del índice SPY (Estados Unidos) en dólares



Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

#### 4. METODOLOGÍA

Para indagar si las series de precios son de algún modo predecibles, lo que se busca responder es si las series de precios son estacionarias o no. Esto puede responderse a través de diversas pruebas de raíz unitaria, ampliamente difundidas en la disciplina. Los tests a realizar en el estudio son los siguientes:

- (1) Prueba de Dickey-Fuller aumentada
- (2) Prueba de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)
- (3) Prueba de Zivot-Andrews
- (4) Prueba de Kapetanios

Las estimaciones se realizan utilizando el paquete estadístico R. Se emplean diferentes librerías para la obtención de los datos, su procesamiento, transformación y presentación. Entre las más importantes se destaca la librería URCA (*Unit Root and Cointegration Tests for Time Series Data*), que contiene las funciones para ejecutar los contrastes centrales del estudio.

La prueba ADF es la más utilizada y plantea como hipótesis nula la presencia de una raíz unitaria. En ciertas condiciones, la potencia de la prueba es baja y se puede cometer el error de concluir que la serie tiene una raíz unitaria, siendo que realmente es  $I(0)$ .

La prueba KPSS, estrictamente es una prueba de estacionariedad, dado que postula que la serie es estacionaria en la hipótesis nula. Resulta de utilidad para confirmar la existencia de raíz unitaria, dado que en caso de enfrentar problemas de potencia concluye erróneamente la existencia de estacionariedad.

La prueba de Zivot-Andrews contrasta la existencia de raíz unitaria contra la alternativa de que la serie es  $I(0)$  pero sigue una tendencia determinística con un quiebre estructural, tanto en tendencia determinística como en intercepto. También complementa a la prueba ADF, dado que la misma puede concluir que la serie tiene una raíz unitaria siendo que realmente es  $I(0)$  y existe un quiebre estructural.

La prueba de Kapetanios es una generalización del test de Zivot-Andrews, dado que permite testear la hipótesis nula de raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad controlando por hasta  $m$  quiebres estructurales. En la actualidad, existen tablas para los valores críticos del test hasta  $m=5$  quiebres estructurales. Si se quisiera controlar por más, los valores críticos podrían obtenerse a través de simulaciones, lo que no es objetivo de este trabajo.

#### 4.1 Prueba de Dickey-Fuller Aumentada

Se estima la ecuación completa:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t$$

donde

- $Y_t$  es el precio del activo en el momento  $t$
- $\beta_1$ : Término constante
- $\beta_2$ : Coeficiente de tendencia determinística
- $\pi$ : Coeficiente de la variable rezagada un período
- $\gamma_j$ : Coeficiente del  $j$ -ésimo rezago en el período  $t-j$ .
- $\mu_t$ : Término de error.

Los  $k$  rezagos a incluir en el modelo se estiman a partir del criterio de información de Akaike (AIC) o del criterio Bayesiano (BIC).

Se realiza un procedimiento de testeo secuencial, tal cual describe Pfaff (2011). Puede encontrarse un esquema del mismo en el anexo de este trabajo.

Se testea si el coeficiente de  $\pi = 0$ . Para ello se emplea el estadístico  $\tau_3$ , que no tiene una distribución asintótica  $t$  convencional por lo que los valores críticos fueron generados por Dickey-Fuller (1981). Si se rechaza la hipótesis se concluye que la serie no presenta raíz unitaria. Caso contrario, se testea si  $\beta_2 = 0$  dado  $\pi = 0$  utilizando el estadístico pseudo-F,  $\phi_3$ . Si se rechaza la hipótesis, se testea si  $\pi = 0$  para comprobar si la serie es estacionaria en torno a una tendencia determinística.

Si el procedimiento anterior no lleva a rechazar ninguna hipótesis, se procede a estimar la ecuación sin tendencia determinística.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t$$

Se computa el estadístico  $\tau_2$ , para probar si  $\pi = 0$ . Si se rechaza la hipótesis nula, se concluye que la serie es estacionaria sin tendencia determinística; caso contrario se prueba si  $\beta_1 = 0$  dado  $\beta_2 = 0$  por medio del estadístico  $\phi_1$ . Nuevamente, si se rechaza la hipótesis, se indaga si  $\pi = 0$ , para determinar si la serie es estacionaria en torno a una media no nula, mientras que si se rechaza se procede a reestimar el modelo sin intercepto y sin tendencia determinística.

$$\Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t$$

Finalmente, se prueba si  $\pi = 0$  empleando el estadístico  $\tau_1$  para concluir si la serie es estacionaria o tiene raíz unitaria sin constante ni tendencia determinística.

#### 4.2 Prueba de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

La prueba de KPSS considera la hipótesis nula de estacionariedad. Se plantea el siguiente modelo:

$$y_t = \varepsilon_t + r_t + \epsilon_t$$

$$r_t = r_{t-1} + \mu_t$$

donde  $r_t$  es una caminata aleatoria,  $\varepsilon_t$  es una tendencia determinística, y donde  $\varepsilon_t$  y  $\mu_t$  son los términos de error, i.i.d  $(0, \sigma_u^2)$ . El valor inicial de  $r$ ,  $r_0$  es considerado fijo y juega el rol de intercepto. La hipótesis nula es que  $\sigma_u^2 = 0$ , por lo que  $y_t$  es estacionario en torno a una tendencia determinística si  $\varepsilon_t \neq 0$  o estacionario con media no nula si  $\varepsilon_t = 0$ . El estadístico de prueba es un estadístico del tipo LM para el cálculo del test.

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}$$

### 4.3 Prueba de Zivot-Andrews

Dado que si existe un quiebre estructural la prueba de ADF puede indicar erróneamente que la serie es no estacionaria cuando si lo es, el test de Zivot Andrews considera la hipótesis nula de no estacionariedad hasta con un quiebre estructural en intercepto, tendencia determinística o ambos. A diferencia del test de Perron (1989), donde el control por quiebre estructural lo incluye el investigador de manera exógena, el test de Zivot – Andrews determina este quiebre endógenamente, analizando la posible presencia de cambio estructural de la serie en cada una de las observaciones, de manera secuencial, generando variables *dummy* en cada período. Luego, aquella variable *dummy* con mayor significancia es tomada como el punto en el que la serie sufre un cambio estructural.

Formalmente, las ecuaciones a estimar son las siguientes:

Modelo A: Quiebre estructural en nivel

$$Y_t = \mu^A + \phi^A D U_t(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i^A \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modelo B: Quiebre estructural en tendencia determinística

$$Y_t = \mu^B + \gamma^B DT_t(\lambda) + \beta^B t + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i^B \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modelo C: Quiebre estructural en tendencia determinística e intercepto

$$Y_t = \mu^C + \phi^C DU_t(\lambda) + \gamma^C DT_t(\lambda) + \beta^C t + \alpha^C Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i^C \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde

- $DU_t$ : *Dummy* de quiebre estructural en intercepto
- $DT_t$ : *Dummy* de quiebre estructural en tendencia determinística

En los modelos mencionados, se lleva a cabo una prueba para determinar la significancia del coeficiente  $\alpha$ . En caso de que este coeficiente resulte ser significativamente distinto de cero, se rechaza la presencia de una raíz unitaria en la serie y se llega a la conclusión de que dicha serie es estacionaria, presentando un quiebre estructural en términos de tendencia determinística, intercepto o ambos simultáneamente.

#### 4.4 Prueba de Kapetanios

El test de Kapetanios consiste en una generalización del modelo de Zivot – Andrews, y considera la hipótesis nula de no estacionariedad con  $m$  quiebres estructurales. La ecuación que se estima es:

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \psi_i DT_{i,t} + \varepsilon_t$$

Donde  $DU_{i,t}$  y  $DT_{i,t}$  son variables ficticias que capturan los quiebres estructurales en el nivel y la tendencia determinística, respectivamente.

Se sigue un esquema de búsqueda por malla o red (*grid search*), que consta de varias etapas:

1. Para un número máximo de quiebres,  $m$ , calcular los estadísticos  $t$  asociados a las estimaciones de  $\alpha$ , para cada partición posible de la muestra. El conjunto de todas las posibles particiones se denota  $T_1^\alpha$  y el conjunto de estadísticos  $t$ ,  $\tau^1$ .

2. Encontrar la fecha de quiebre que minimiza la suma de los cuadrados de los residuos dados por

$$SSR = \sum_{t=k+2}^T (y_t - u_0 + u_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \phi_i D U_{i,t} + \sum_{i=1}^m \psi_i D T_{i,t})^2$$

donde  $k$  se supone conocido de antemano.

3. Luego de imponer la fecha de quiebre encontrada en la etapa anterior, buscar el siguiente quiebre entre todas las posibles particiones en las submuestras resultantes. Denotar a esta conjunto de posibles particiones  $T_2^\alpha$  y al conjunto de estadísticos  $t$  asociados  $\tau^2$ . Unir  $\tau^1$  y  $\tau^2$ , para obtener  $\tau_1^2 = \tau^1 \cup \tau^2$
4. Elegir el quiebre con menor  $SSR$  como el próximo quiebre estimado.
5. Repetir los pasos 3 y 4 hasta que  $m$  quiebres hayan sido estimados y denotar los conjuntos resultantes de todas la particiones posibles como  $T_i^\alpha$  para  $i = 3, \dots, m$ .
6. Obtener el estadístico de prueba  $\tau_{\min}^m$ , el mínimo estadístico  $t$  del conjunto  $\tau_1^m = \cup_{i=1}^m \tau^i$

## 5. RESULTADOS

### 5.1 Test de Dickey – Fuller Aumentado (ADF)

El primer paso en el proceso secuencial de pruebas consiste en calcular el estadístico  $\tau_3$ . Un valor más extremo que el valor crítico indicaría el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en las series. En nuestro análisis, ninguno de los índices arroja un valor más extremo que el valor crítico para el estadístico  $\tau_3$ , lo que nos lleva a evaluar el estadístico  $\phi_3$ . En este paso, probamos si el parámetro  $\beta_2 = \pi = 0$  para detectar la presencia de tendencia determinística en la serie.

Si obtenemos un valor más extremo que el valor crítico para el estadístico  $\phi_3$ , realizamos una prueba para determinar si el parámetro  $\pi = 0$ . Esto nos permitiría concluir si la serie es estacionaria en torno a una tendencia determinística.



En nuestros resultados, ninguno de los valores del estadístico  $\phi_3$  supera el valor crítico, por lo tanto, procedemos a repetir el proceso estimando el modelo sin tendencia determinística y utilizando el estadístico  $\tau_2$ .

Si obtenemos un valor más extremo que el valor crítico para el estadístico  $\tau_2$ , rechazamos la presencia de raíz unitaria y concluimos que la serie es estacionaria sin tendencia determinística.

Sin embargo, en ninguna de las series analizadas, el estadístico  $\tau_2$  supera el valor crítico, lo que nos impide rechazar la presencia de raíz unitaria. Por lo tanto, procedemos a realizar una prueba donde testamos  $\beta_1 = \beta_2 = \pi = 0$  utilizando el estadístico  $\phi_1$  en presencia de un "drift".

Si obtenemos un valor más extremo que el valor crítico para el estadístico  $\phi_1$ , realizamos una prueba para determinar si el parámetro  $\pi=0$ . Esto nos permitiría concluir si la serie es estacionaria en torno a una media no nula.

En nuestro caso, ninguno de los valores del estadístico  $\phi_1$  es más extremo que el valor crítico, por lo que procedemos a estimar el modelo final sin intercepto ni tendencia determinística utilizando el estadístico  $\tau_1$ .

Si obtenemos un valor más extremo que el valor crítico para el estadístico  $\tau_1$ , indicaría que las series son estacionarias sin constante ni tendencia determinística.

Sin embargo, observamos que ninguno de los valores del estadístico  $\tau_1$  supera el valor crítico, lo que nos lleva a concluir que todas las series analizadas son no estacionarias para el período analizado.

Cuando analizamos las series en primeras diferencias, observamos que para todos los casos se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que se puede concluir que las series son I(1).

En la tabla 1 se presentan los valores observados de los estadísticos explicados previamente, y sus respectivos valores críticos a un nivel de significación del 5. En la tabla 2 se adjuntan los resultados de aplicar el test a las series en primeras diferencias.

Tabla 1: Prueba de Dickey Fuller Aumentada

Variable	$\tau_3$	$\tau_3^*$	$\varphi_3$	$\varphi_3^*$	$\tau_2$	$\tau_2^*$	$\varphi_1$	$\varphi_1^*$	$\tau_1$	$\tau_1^*$
ARG	-2,38	-3,41	2,86	6,25	-2,08	-2,86	2,22	4,59	-0,54	-1,95
BRA	-1,81	-3,41	1,93	6,25	-1,95	-2,86	1,93	4,59	-0,72	-1,95
CHI	-1,43	-3,41	1,49	6,25	-1,69	-2,86	1,45	4,59	-0,47	-1,95
COL	-0,98	-3,41	1,46	6,25	-1,50	-2,86	1,21	4,59	-0,47	-1,95
MEX	-2,11	-3,41	2,42	6,25	-2,05	-2,86	2,26	4,59	-0,20	-1,95
SPY	-2,07	-3,41	3,30	6,25	0,18	-2,86	0,95	4,59	1,29	-1,95

\*Valores críticos al 5%

Tabla 2: Prueba de Dickey Fuller Aumentada – Primeras diferencias

Variable	$\tau_3$	$\tau_3^*$	$\varphi_3$	$\varphi_3^*$	$\tau_2$	$\tau_2^*$	$\varphi_1$	$\varphi_1^*$	$\tau_1$	$\tau_1^*$
SPY	-55,54	-3,41	1542,55	6,25	-55,51	-2,86	1541,17	4,59	-55,49	-1,95
MEX	-53,54	-3,41	1433,45	6,25	-53,54	-2,86	1433,40	4,59	-53,45	-1,95
COL	-49,63	-3,41	1231,91	6,25	-49,61	-2,86	1230,84	4,59	-49,61	-1,95
CHI	-51,32	-3,41	1316,96	6,25	-51,31	-2,86	1316,50	4,59	-51,31	-1,95
BRA	-54,32	-3,41	1475,43	6,25	-54,31	-2,86	1475,26	4,59	-54,32	-1,95
ARG	-53,94	-3,41	1454,96	6,25	-53,94	-2,86	1455,17	4,59	-53,95	-1,95

\*Valores críticos al 5%

## 5.2 Prueba de KPSS

Dado que la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) puede tener limitaciones en cuanto a su poder estadístico, resulta útil complementarla con una prueba que plantea una hipótesis nula diferente, en este caso, la de estacionariedad.

En este sentido, se utiliza el estadístico  $\eta\tau$  para evaluar si la serie es estacionaria en presencia de una tendencia determinística, y el estadístico  $\eta\mu$  para evaluar si la serie es estacionaria con un "drift" (una constante no nula).

Al analizar los resultados obtenidos para ambas pruebas, se observa que ninguno de los estadísticos es más extremo que el valor crítico correspondiente para ninguna de las series analizadas. Esto lleva a rechazar la hipótesis nula de estacionariedad y complementa los resultados obtenidos mediante la prueba ADF.

En la tabla 2 se presentan los valores observados de los estadísticos de prueba, así como los valores críticos correspondientes al nivel de significancia del 5%. Los estadísticos obtenidos en cada caso son superiores a los valores críticos establecidos al 5%.

Esto indica que se dispone de evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en las series analizadas, lo que respalda la conclusión de que dichas series no son estacionarias en el período considerado.

*Tabla 3: Prueba de KPSS*

Variable	$\eta\tau$	$\eta\tau^*$	$\eta\mu$	$\eta\mu^*$
ARG	2,88	0,15	11,56	0,46
BRA	8,33	0,15	11,44	0,46
CHI	9,57	0,15	15,70	0,46
COL	10,03	0,15	18,78	0,46
MEX	8,95	0,15	24,87	0,46
SPY	9,67	0,15	37,84	0,46

*\*Valores críticos al 5%*

### 5.3 Prueba de Zivot - Andrews

Como se detalló anteriormente, la prueba ADF puede tener problemas de potencia en presencia de quiebres estructurales. Se realiza entonces el test de Zivot – Andrews, que permite controlar por quiebres estructurales en tendencia determinística, intercepto o en ambos.

Se estima entonces el estadístico  $\tau_i$ , correspondiente al modelo A, donde se testea la hipótesis nula de raíz unitaria con quiebre estructural en intercepto, el estadístico  $\tau_t$ , correspondiente al modelo B, donde se testea la hipótesis nula de raíz unitaria con quiebre estructural en tendencia determinística, y el estadístico  $\tau_b$ , correspondiente al modelo C donde se testea la hipótesis de raíz unitaria con quiebre estructural en tendencia determinística e intercepto.

En la tabla 3 se presentan los valores observados para cada uno de los modelos estimados, y sus respectivos valores críticos al 5%.

Se puede observar nuevamente, que no se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria, para ninguna serie y ninguno de los modelos aplicados, aún cuando se tiene en cuenta un quiebre estructural.

Tabla 4: Prueba de Zivot – Andrews

Variable	$\tau_b$	$\tau_b^*$	$\tau_t$	$\tau_t^*$	$\tau_i$	*
ARG	-3,18	-5,08	-2,82	-4,42	-3,45	-4,81
BRA	-3,96	-5,08	-3,56	-4,42	-3,53	-4,81
CHI	-4,17	-5,08	-3,63	-4,42	-2,57	-4,81
COL	-4,41	-5,08	-3,31	-4,42	-3,73	-4,81
MEX	-3,83	-5,08	-3,48	-4,42	-3,51	-4,81
SPY	-4,28	-5,08	-3,90	-4,42	-4,78	-4,81

\*Valores críticos al 5%

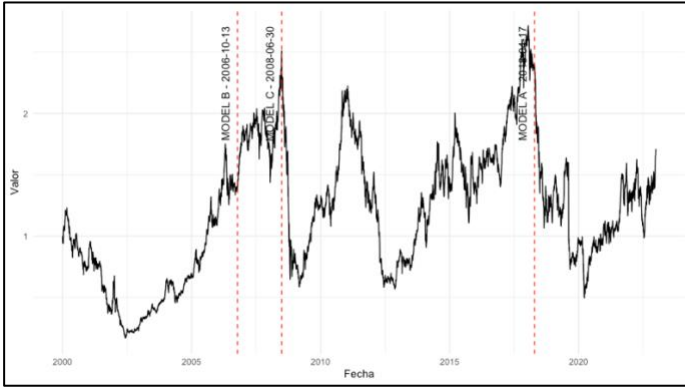
Se adjuntan también los quiebres endógenos determinados por los modelos para cada índice bursátil. Al examinar estos resultados, se observa que la metodología utilizada puede presentar limitaciones al no lograr detectar de manera exhaustiva todos los quiebres estructurales presentes en las series de datos.



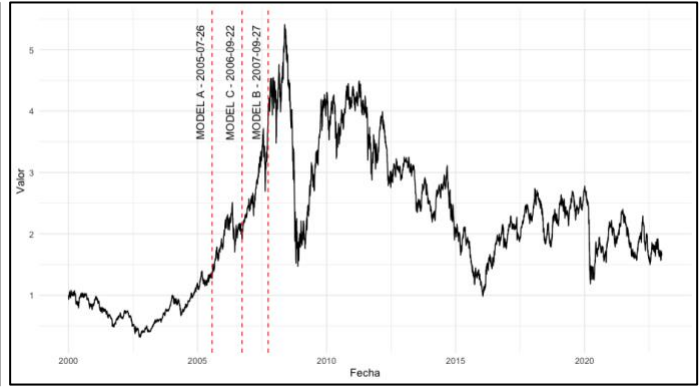
Universidad de  
San Andrés

Figura 7: Quiebres estructurales – test de Zivot Andrews

Argentina



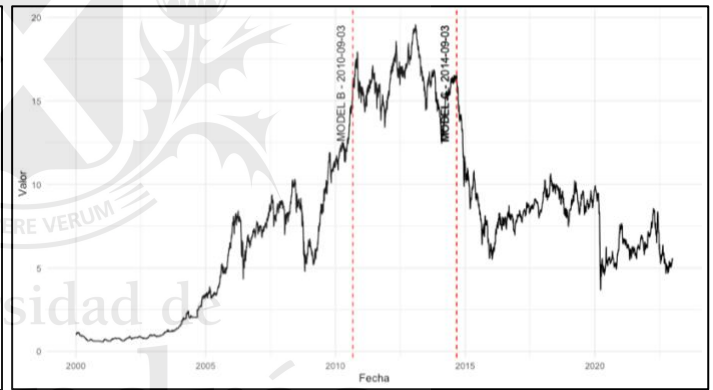
Brasil



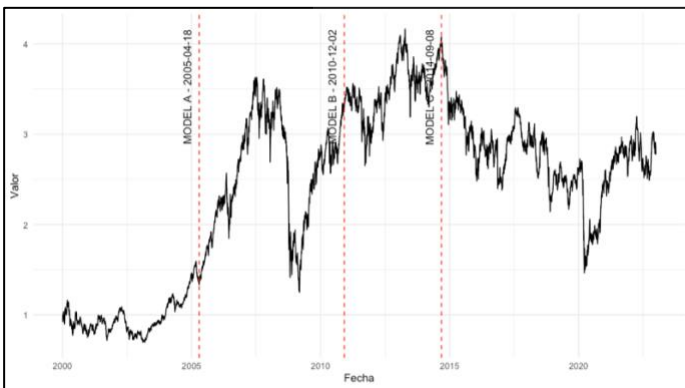
Chile



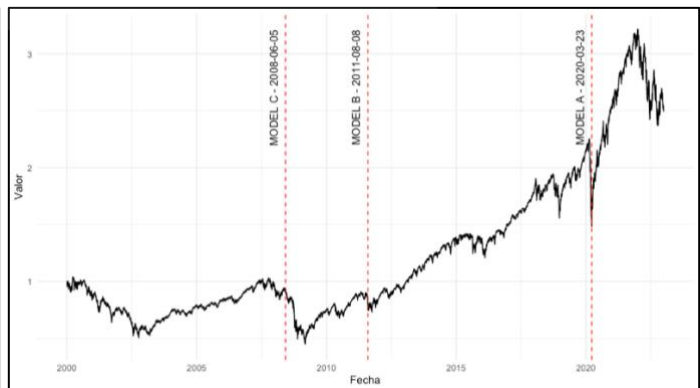
Colombia



Mexico



Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

Es importante destacar que la presencia de múltiples quiebres estructurales en las series puede dificultar la correcta detección y rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria. En otras palabras, la metodología puede no ser capaz de capturar todos los cambios significativos en la tendencia determinística de las series, lo que podría llevar a no rechazar la presencia de raíz unitaria en dichas series, por lo que podríamos estar rechazando series estacionarias aun considerando un quiebre estructural.

#### **5.4 Prueba de Kapetanios**

Dado que el test de Zivot – Andrews podría estar dejando quiebres estructurales sin tener en cuenta, se procede a realizar la generalización de esta prueba, conocida como la prueba de Kapetanios, para el caso de hasta  $m=5$  quiebres estructurales. Como se mencionó en la descripción de los contrastes a utilizar, se utilizan hasta 5 quiebres dado que en la actualidad son para los cuales existen valores críticos. Si se quisieran obtener valores críticos para más de 5 quiebres, podría realizarse a través de simulaciones, tarea que no es el objetivo de este trabajo.

El modelo A corresponde a quiebre en el intercepto, mientras que el modelo B corresponde al quiebre en tendencia determinística, y el modelo C corresponde tanto a quiebre en intercepto como en tendencia determinística.

En la tabla 7 se presentan los valores críticos al 5% correspondientes a cada modelo.

Al considerar el modelo A en la tabla 4, observamos que se rechaza la hipótesis de raíz unitaria en favor de estacionariedad cuando se consideran más de dos quiebres estructurales para los índices de Colombia y de Estados Unidos, dado que  $\tau_2 \min \geq \tau \text{ crít} = -5,69$ , si se considera un nivel de significación del 5%. Cuando se consideran 4 quiebres estructurales, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria también para el índice Merval de Argentina . Al considerar 5 quiebres estructurales, se rechaza la hipótesis de raíz unitaria también para el índice Bovespa de Brasil.

Tabla 5: Resultados test de Kapetanios – Modelo A

Variable	$\tau_1$ min	$\tau_2$ min	$\tau_3$ min	$\tau_4$ min	$\tau_5$ min
ARG	-3,45	-4,71	-6,08	-7,52	-8,81
BRA	-3,53	-4,20	-4,92	-5,70	-7,75
CHI	-2,57	-3,45	-4,75	-5,50	-6,27
COL	-3,73	-5,96	-7,18	-8,00	-8,65
MEX	-3,51	-4,32	-5,35	-6,21	-7,09
SPY	-4,78	-5,94	-6,80	-7,13	-7,64

En la tabla 5 se exhiben los resultados al considerar el modelo B, o sea, sólo admitiendo quiebres estructurales en la tendencia determinística. En este caso, no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria con quiebre en tendencia determinística, ni aun considerando 5 quiebres estructurales en la tendencia determinística, dado que ninguno de los estadísticos obtenidos es más extremo que su valor crítico al 5%.

Tabla 6: Resultados test de Kapetanios – Modelo B

Variable	$\tau_1$ min	$\tau_2$ min	$\tau_3$ min	$\tau_4$ min	$\tau_5$ min
ARG	-2,82	-3,09	-3,19	-3,37	-3,93
BRA	-3,56	-4,02	-4,29	-4,43	-4,62
CHI	-3,63	-3,77	-4,44	-5,34	-6,1
COL	-3,31	-3,75	-4,39	-5,12	-5,39
MEX	-3,48	-3,69	-3,89	-4,18	-4,76
SPY	-3,9	-4,05	-5,07	-5,66	-6,06

Por último, en la tabla 6 se exhiben los resultados al considerar el modelo C, o sea, admitiendo cambios estructurales tanto en tendencia determinística como en nivel. En este caso, obtenemos resultados similares a los del modelo A, donde rechazamos la hipótesis de raíz unitaria para el índice de Estados Unidos a partir de considerar dos quiebres estructurales en la serie, y rechazamos para el índice de Colombia y de Argentina la hipótesis de raíz unitaria a partir del cuarto quiebre estructural en la series. En este caso, no se rechaza raíz unitaria para el índice bursátil de Brasil.

Tabla 7: Resultados test de Kapetanios – Modelo C

Variable	$\tau_1$ min	$\tau_2$ min	$\tau_3$ min	$\tau_4$ min	$\tau_5$ min
ARG	-3,18	-4,55	-6,33	-8,47	-9,30
BRA	-3,96	-4,51	-5,17	-6,96	-7,97
CHI	-4,17	-4,89	-5,43	-6,13	-7,08
COL	-4,41	-5,74	-6,74	-7,79	-8,73
MEX	-3,83	-4,99	-6,21	-7,21	-7,88
SPY	-4,28	-6,70	-7,86	-8,88	-9,99

Tabla 8: Valores críticos test de Kapetanios

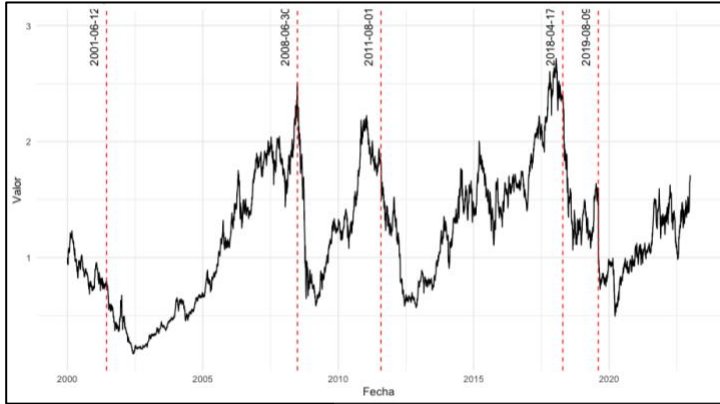
Modelo	m	0.01	0.05	0.10
A	1	-5.34	-4.94	-4.66
	2	-6.16	-5.69	-5.47
	3	-7.00	-6.53	-6.27
	4	-7.56	-7.10	-6.83
	5	-8.25	-7.64	-7.40
B	1	-5.01	-4.50	-4.14
	2	-5.62	-5.10	-4.78
	3	-6.29	-5.73	-5.43
	4	-6.86	-6.31	-6.00
	5	-7.40	-6.72	-6.42
C	1	-5.70	-5.08	-4.82
	2	-6.59	-6.11	-5.85
	3	-7.40	-7.01	-6.69
	4	-8.24	-7.74	-7.43
	5	-9.04	-8.34	-8.02

Se exhiben a continuación los puntos de quiebre determinados endógenamente para cada modelo. Al realizar la inspección de las series, se puede concluir que los puntos de quiebre de este test reflejan mejor los cambios estructurales respecto a los determinados por el test de Zivot – Andrews.

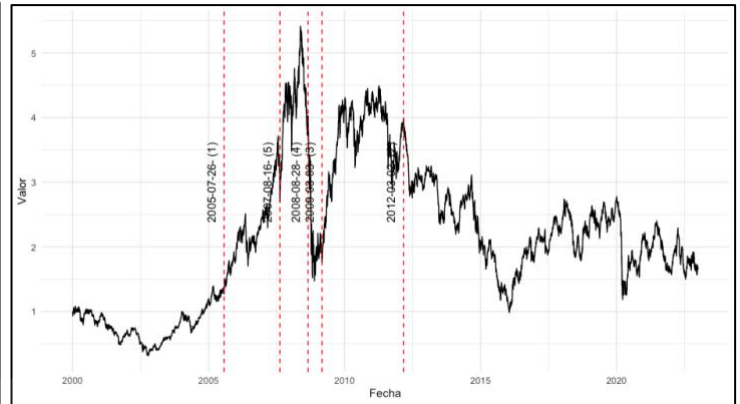


Figura 8: Puntos de quiebre en tendencia determinística (Modelo A) - test de Kapetanios.

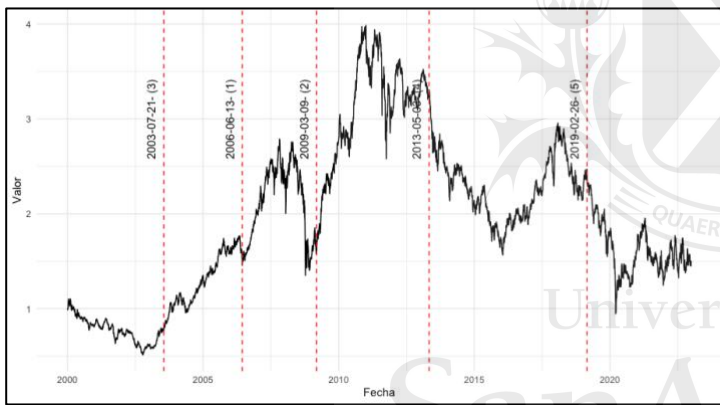
Argentina



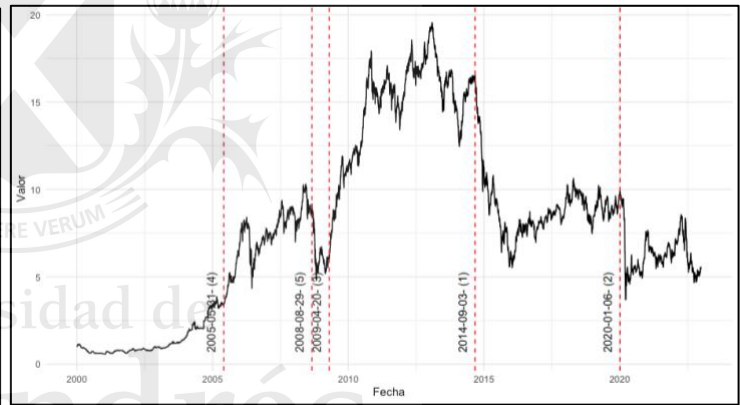
Brasil



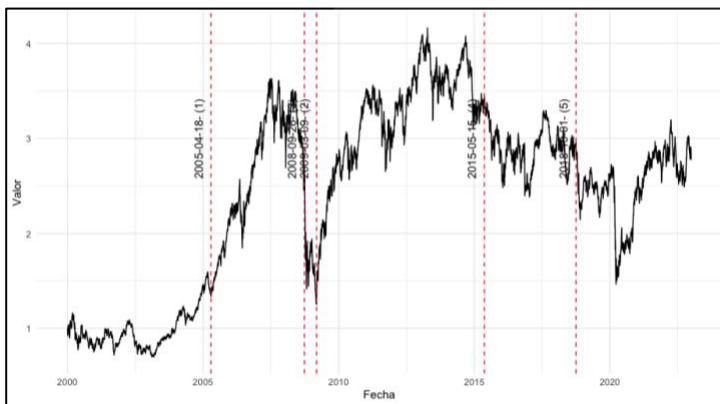
Chile



Colombia



México



Estados Unidos



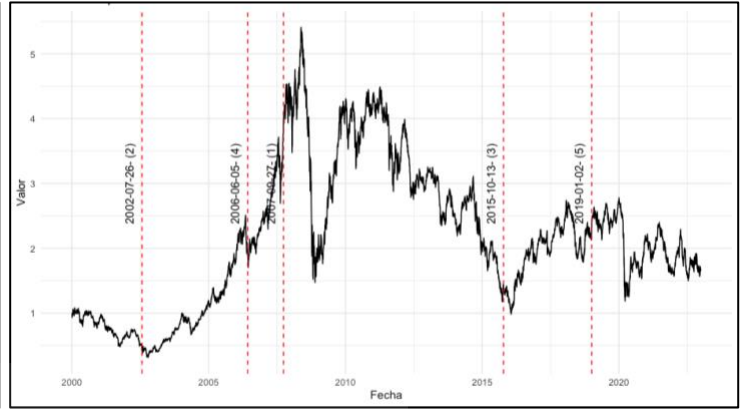
Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

Figura 9: Puntos de quiebre en intercepto (Modelo B) - test de Kapetanios

Argentina



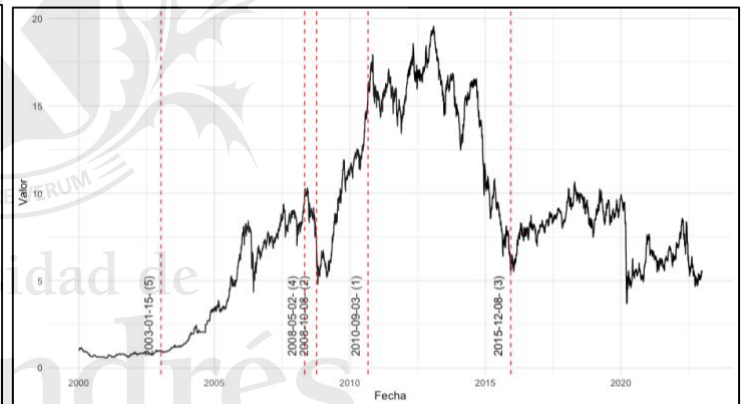
Brasil



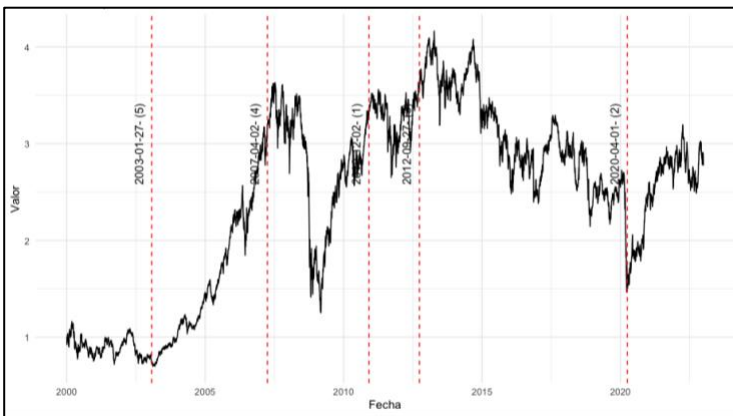
Chile



Colombia



México



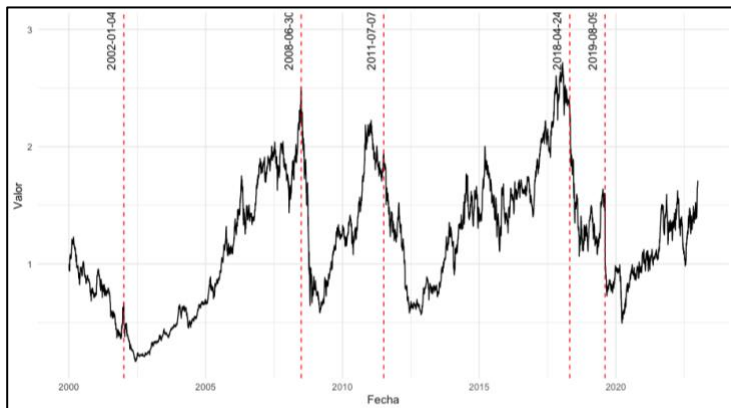
Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

Figura 10: Puntos de quiebre en tendencia determinística e intercepto (Modelo C) - test de Kapetanios.

Argentina



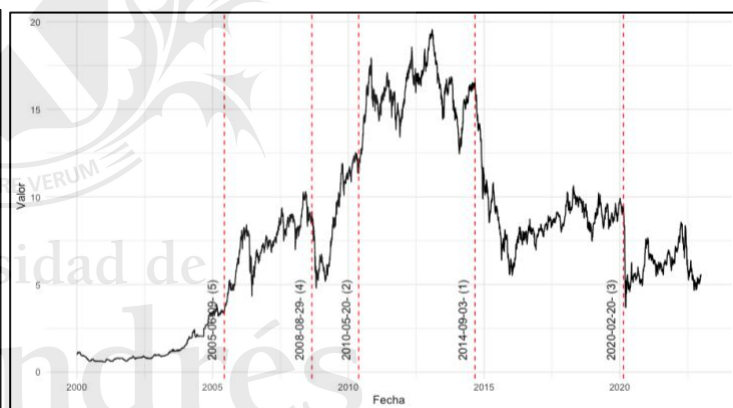
Brasil



Chile



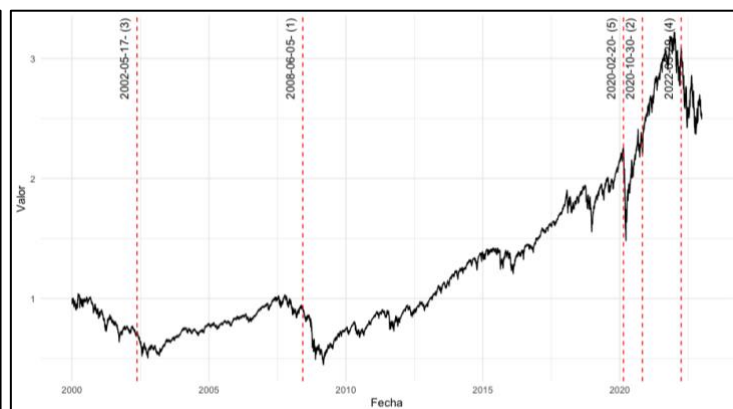
Colombia



México



Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia en base a Reuters

En resumen, al considerar las pruebas estadísticas ADF y KPSS de forma conjunta, se obtiene una perspectiva interesante sobre la estacionariedad de las series de tiempo analizadas. La prueba ADF puede presentar falta de potencia al concluir erróneamente que una serie es  $I(1)$ , cuando en realidad es  $I(0)$ . Por otro lado, la prueba KPSS tiende a concluir incorrectamente que una serie es  $I(0)$ , cuando en realidad es  $I(1)$ , lo que sugiere una falta de potencia en la detección de raíces unitarias.

Aunque los resultados de ambas pruebas indican que todas las series analizadas podrían ser  $I(1)$ , se debe tener en cuenta que estas pruebas asumen implícitamente que las series no tienen quiebres estructurales. Sin embargo, la prueba de Kapetanios (2005), al incorporar quiebres estructurales en el análisis, produce resultados no coincidentes con las pruebas más comunes.

Al aplicar la prueba de Kapetanios y considerar los quiebres estructurales, se observa que a medida que se incorporan más quiebres y se adoptan modelos más complejos, un número creciente de series son clasificadas como  $I(0)$ .

Esto destaca la importancia de considerar la presencia de quiebres estructurales al analizar la estacionariedad de las series de tiempo. En caso de sospechar la existencia de quiebres, es recomendable utilizar pruebas más sofisticadas, como la prueba de Kapetanios, que consideran esta posibilidad y ofrecen resultados más precisos.

En conclusión, al analizar conjuntamente las pruebas ADF y KPSS, y al incorporar la prueba de Kapetanios que considera quiebres estructurales, se obtiene una perspectiva más completa y precisa sobre la estacionariedad de las series de tiempo analizadas. Es fundamental tener en cuenta la posibilidad de quiebres estructurales y utilizar pruebas adecuadas para obtener resultados confiables en la clasificación de las series como  $I(0)$  o  $I(1)$ .

## **6. CREACIÓN DE PORTFOLIOS DE INVERSIÓN**

A continuación, se procede a realizar el experimento de creación de portafolios de inversión a la Graham, utilizadas por De Bondt & Thaler (1989), y se evaluará su rentabilidad en períodos posteriores. La idea subyacente de esta estrategia es que los activos financieros con peor

performance (firmas “perdedoras”) en un período de formación, obtienen retornos superiores que las firmas “ganadoras” en períodos posteriores.

Sobre un período de formación se crean 2 portafolios de inversión:

- Portafolio de “ganadores”: se compone por el 25% de las empresas con mejor performance.
- Portafolio de “perdedores”: se compone por el 25% de las empresas con peor performance.

La ponderación de cada activo en el portafolio es  $w = 1/n$ ; esto es, activos igualmente ponderados dentro del portafolio.

Se evalúa la performance de los portafolios en los próximos períodos. El proceso se repite hasta abarcar toda la muestra.

La evaluación de los portafolios se realiza computando el exceso de retorno promedio de los portafolios ganadores y perdedores para cada mes luego de la formación.

El retorno del portafolio **p**, compuesto por activos **i** para el mes **t** se computa como:

$$ret_{p,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ret_{i,t}$$

El exceso de retorno del portafolio **p** en el mes **t** sobre el índice de mercado. Este índice de mercado es un promedio simple del retorno de todos los activos en la muestra:

$$xret_{p,t} = ret_{p,t} - retINDEX_t$$

$$retINDEX_t = \frac{1}{total\_assets} \sum_{i=1}^{total\_assets} ret_{i,t}$$

El retorno acumulado del portafolio del portafolio **p** durante **m** meses:

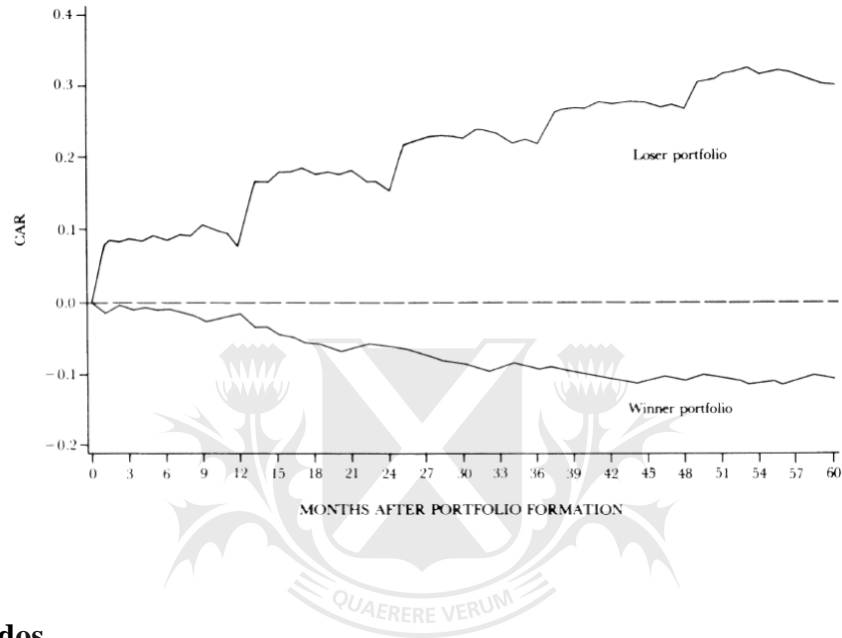
$$acret_{p,m} = \prod_{t=1}^m [(1 + xret_{p,t})] - 1$$

Por último, se computa el retorno acumulado promedio de los portafolios para el mes **t**:

$$XRETavg_t = \frac{1}{p} \sum_{p=1}^n acret_{p,t}$$

El análisis de De Bondt y Thaler (1989) sugiere que de encontrarse reversión a la media en las series de precios, se obtendría una gráfica similar a la de su estudio.

*Figura 11: Resultados del experimento obtenido por De Bondt y Thaler*



## 6.1 Resultados

Se presentan a continuación los índices calculados para los portafolios ganadores y perdedores, con período de formación de 3 años y evaluación de 5 años para compararlo con los resultados obtenidos con De Bondt y Thaler, para cada índice bursátil analizado.

De la figura 12 se puede observar que no encontramos resultados similares a los obtenidos por De Bondt y Thaler en su estudio, para ninguno de los índices bursátiles analizados. Para el caso de Colombia, México y Estados Unidos, los portafolios definidos como “ganadores” presentan un índice con rendimientos mayores que aquellos catalogados como “perdedores”, mientras que esta dinámica no es consistente para Argentina, Brasil y Chile.

Dado que esto es un caso particular de formación de portafolios, se procede a realizar el mismo proceso de manera iterativa, generando los portafolios con períodos de formación desde 1 hasta 60 meses, y computamos las distribuciones de los retornos obtenidos al evaluarlos durante los 5 años posteriores.

Figura 12: Retorno de portfolios buenos y malos para cada índice bursátil analizado, con período de formación de 36 meses y evaluación a 60 meses.

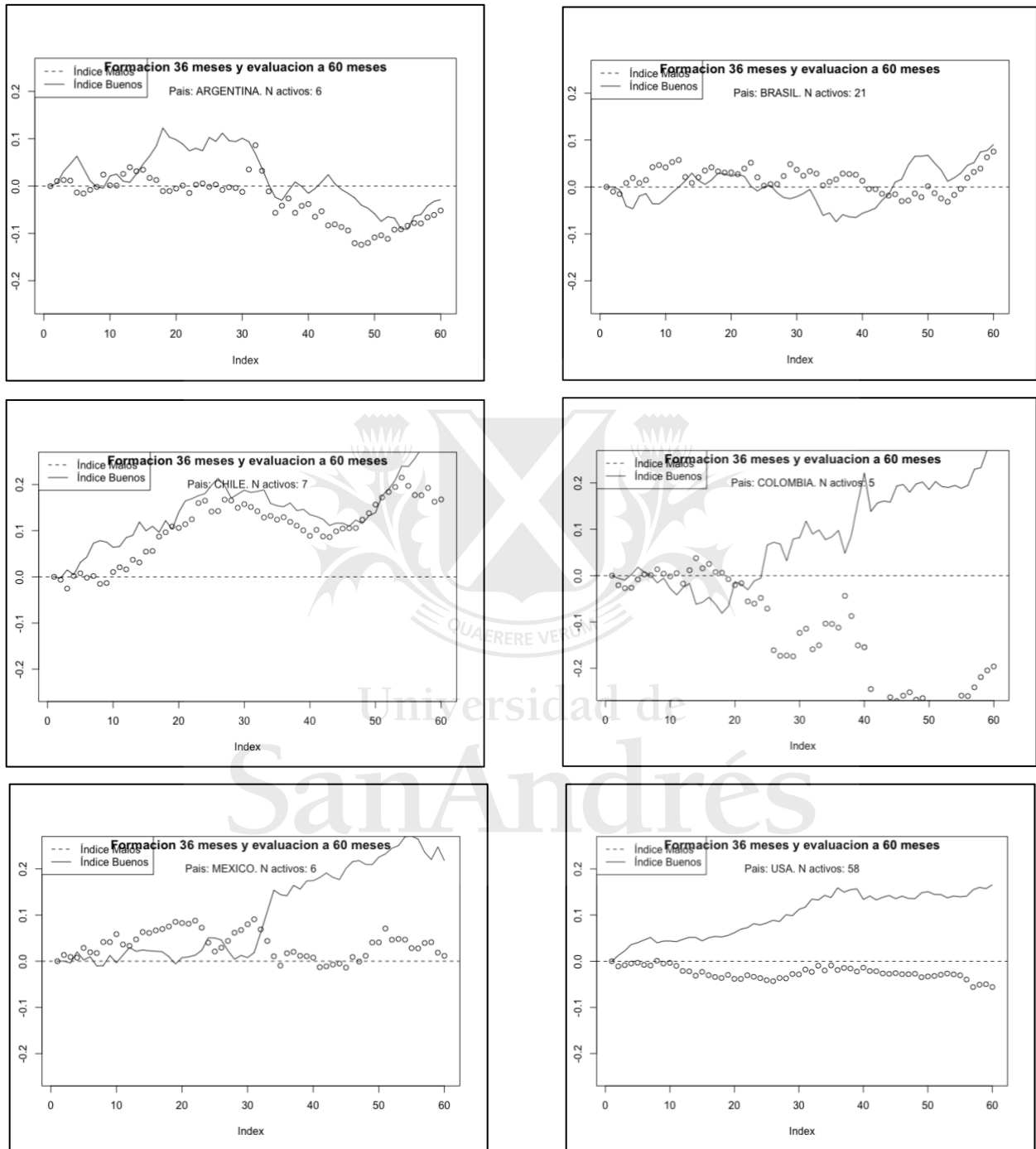
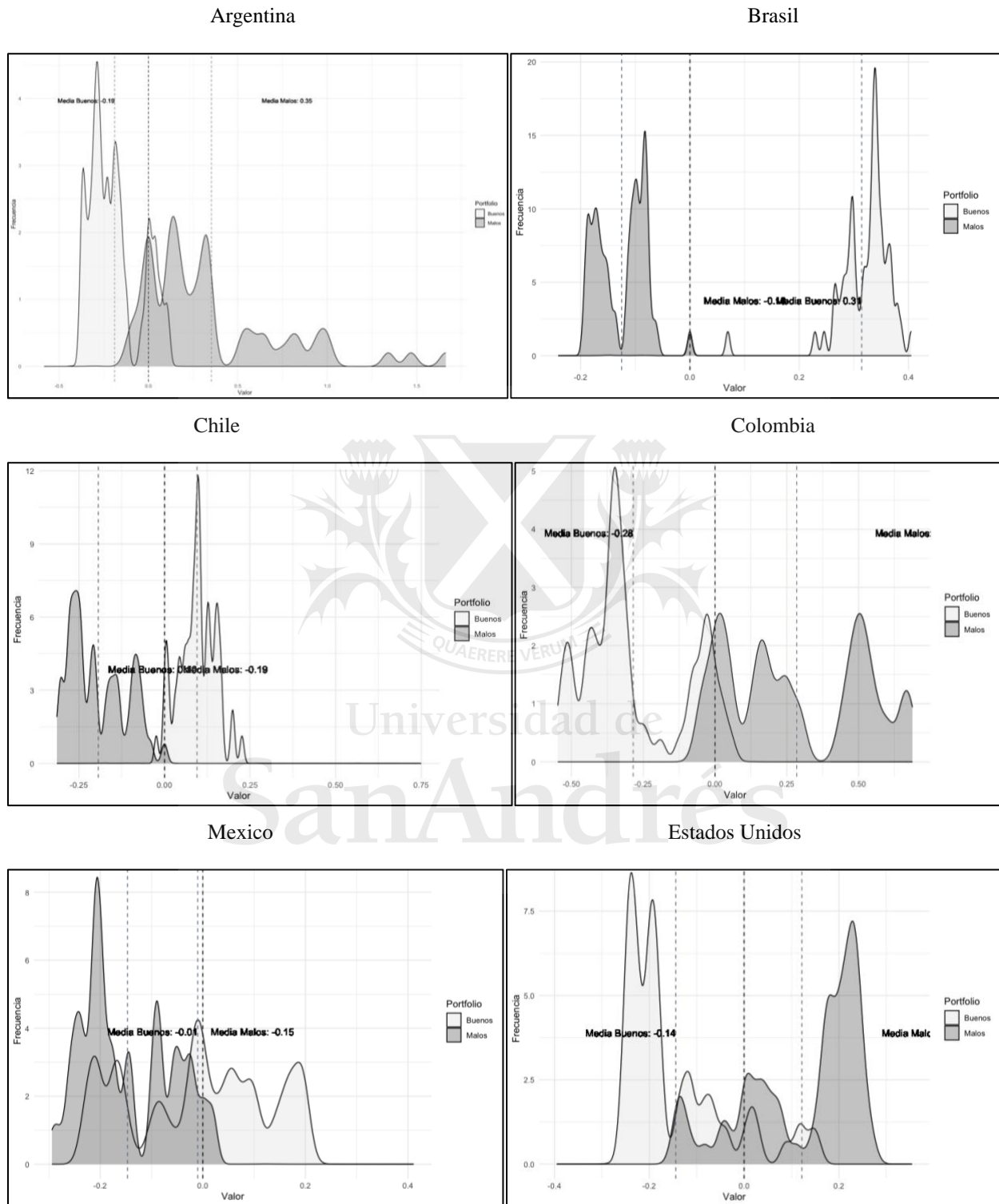


Figura 13: Distribución de retornos de portafolios formados para cada índice bursátil



En la figura 13 se muestran las distribuciones de los retornos de los portafolios para cada índice bursátil analizado. En el caso de los índices de Argentina, Colombia y Estados Unidos, se observa



que la distribución de los retornos de los portafolios catalogados como "malos" (o perdedores) presenta una media positiva, mientras que los retornos de los portafolios catalogados como "buenos" (o ganadores) tienen una media negativa. Estos resultados respaldan empíricamente los análisis de raíces unitarias realizados previamente, lo que sugiere la existencia de un efecto de reversión a la media en los mercados de estos países.

Por otro lado, en las distribuciones obtenidas para Brasil, Chile y México, se observa que los portafolios "malos" tienen una media negativa, mientras que los "buenos" presentan una media positiva. Estos hallazgos también respaldan los resultados obtenidos mediante las pruebas estadísticas de raíces unitarias, donde no se rechazó la presencia de raíces unitarias. En consecuencia, no se evidencia un efecto de reversión a la media en estos mercados, lo que implica que no se podría explotar este fenómeno para obtener rendimientos superiores a los del mercado.

Estos resultados son relevantes para los inversionistas interesados en aplicar la estrategia contraria en los mercados analizados. Mientras que en Argentina, Colombia y Estados Unidos se podrían encontrar oportunidades de obtener retornos superiores al aprovechar el efecto de reversión a la media, en Brasil, Chile y México no se evidencia esta oportunidad y, por lo tanto, la estrategia contraria podría no ser eficaz en estos mercados.

Es importante tener en cuenta que estos hallazgos se basan en el análisis de los datos y las distribuciones de retornos en el período de estudio específico. La aplicabilidad de la estrategia contraria y el efecto de reversión a la media pueden variar en el tiempo y en diferentes condiciones de mercado. Por lo tanto, es recomendable llevar a cabo un monitoreo continuo y un análisis riguroso antes de aplicar cualquier estrategia de inversión.

## **7. CONCLUSIÓN**

Los resultados obtenidos en este estudio destacan la importancia de considerar las pruebas estadísticas ADF y KPSS de manera conjunta para analizar la estacionariedad de las series de tiempo. Se observó que ambas pruebas presentan limitaciones en la detección de raíces unitarias, con la prueba ADF tendiendo a concluir incorrectamente que una serie es  $I(1)$  y la prueba KPSS tendiendo a concluir erróneamente que una serie es  $I(0)$ . La incorporación de la prueba de Kapetanios, que considera quiebres estructurales, ofreció resultados que difieren con las pruebas

tradicionales, encontrando un mayor número de series clasificadas como  $I(0)$  a medida que se consideraban más quiebres y se utilizaban modelos más complejos.

Además, se realizó un análisis de inversiones contrarias basado en el trabajo de De Bondt y Thaler, y se compararon los resultados obtenidos con los índices bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Estados Unidos. Se observó que los resultados obtenidos no fueron consistentes con los hallazgos de De Bondt y Thaler para el caso particular que estudian los autores. Sin embargo, al ampliar los períodos de formación para los portafolios, en Argentina, Colombia y Estados Unidos se encontraron distribuciones de retornos que respaldaban la presencia de un efecto de reversión a la media, en Chile, Brasil y México no se evidenció dicho efecto.

Estos resultados tienen implicaciones importantes para los inversionistas interesados en aplicar la estrategia contraria. Mientras que en algunos mercados puede existir la oportunidad de obtener retornos superiores aprovechando el efecto de reversión a la media, en otros mercados este fenómeno no parece estar presente y, por lo tanto, la estrategia contraria puede no ser efectiva.

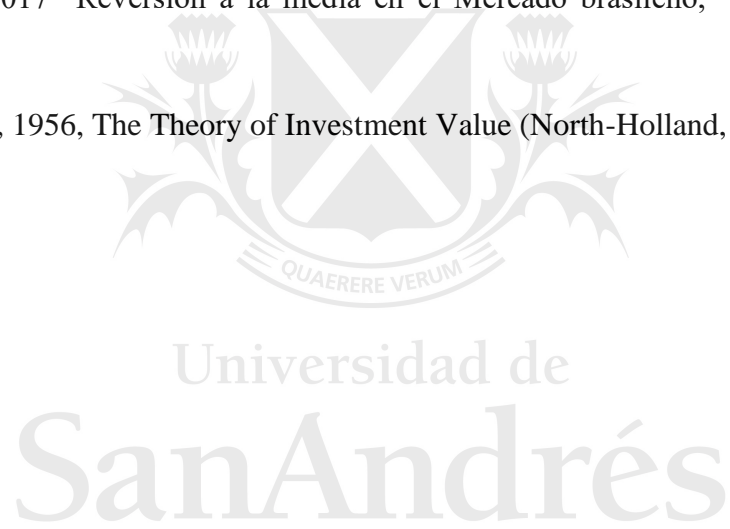
Es necesario tener en cuenta que estos resultados se basan en el período de estudio y las condiciones particulares analizadas, y que la aplicabilidad de la estrategia contraria y el efecto de reversión a la media pueden variar en diferentes períodos y contextos de mercado. Por lo tanto, se recomienda llevar a cabo análisis continuos y exhaustivos antes de implementar estrategias de inversión basadas en estos hallazgos.

Universidad de  
San Andrés

## 8. BIBLIOGRAFÍA

- Balvers, Ronald, Wu, Yangru and Gilliland, Erik, 2000, "Mean reversion across National Stock Markets and Parametric Contrarian Investment Strategies", *The Journal of Finance* 55, pp. 745-772.
- Ball, Ray, S. P. Kothari, and Jay Shanken, 1995, "Problems in measuring portfolio performance: An application to contrarian investment strategies," *Journal of Financial Economics* 38, 79-107.
- Chaudhuri, Kausik and Wu, Yangru, 2003, "Random walk versus breaking trend in stock prices: Evidence from emerging markets," *Journal of Banking & Finance* 27, pp. 575-592.
- Clare, Andrew and Thomas, Stephen, 1995 "The Overreaction Hypothesis and the UK Stockmarket," *Journal of Business Finance & Accounting* 22(7), 0306-686.
- Clements, Adam, Drew, Michael E., Reedman, Evan M., and Veeraraghavan, Madhu, 2007, "The death of Overreaction Anomaly? A Multifactor Explanation of Contrarian Returns," QUT School of Economics and Finance, working paper #219.
- De Bondt, Werner F. M. and Richard H. Thaler, 1985, "Does the Stock Market Overreact?" *Journal of Finance* 40, pp. 793-805.
- De Bondt, Werner F. M. and Richard H. Thaler, 1989, "Anomalies: A Mean-Reverting Walk Down Wall Street" *The Journal of Economic Perspectives* 3, pp. 189-202.
- De Long, J. Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, and Robert J. Waldmann, 1987, "Noise Trader Risk in Financial Markets," National Bureau of Economic Research, working paper #2395.
- Fama, Eugene F., 1965 "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business* 38, pp. 34-105.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1986, "Common Factors in the Serial Correlation of Stock Returns," working paper, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Graham, Benjamin, 1949, *The Intelligent Investor: A Book of Practical Counsel*, New York: Harper and Brothers.

- Keynes, John M., 1936, *The General Theory of Employment, Interest and Money* (Harcourt Brace Jovanovich, London).
- Mukherji, Sandip, 2011, "Are stock returns still mean-reverting?", *Review of Financial Economics* 20, pp. 22-27.
- Pfaff, Bernhard - *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*.
- Poterba, James M. and Lawrence H. Summers, 1988, "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications," *Journal of Financial Economics*, pp. 27-59.
- Shiller, Robert J., 1984, "Stock Prices and Social Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 457-510.
- Sollazi, Sergio, 2017 "Reversión a la media en el Mercado brasileño," Universidad de San Andrés.
- Williams, John B., 1956, *The Theory of Investment Value* (North-Holland, Amsterdam).



9. ANEXO

Figura 14: Procedimiento de testeo. Pfaff (2011)

