

LA HIPÓTESIS DE EFICIENCIA EN LOS MERCADOS DE ACCIONES. EL CASO DEL MERCADO DE VALORES DE BUENOS AIRES^{1,2}

MARTÍN A. ROSSI³

I. Introducción

Un mercado de capitales es eficiente si sus precios reflejan totalmente la información disponible (Fama, 1970). Cuando esta condición es satisfecha los participantes del mercado no pueden obtener beneficios inusuales y, en promedio, los errores en la formulación de expectativas acerca de los precios o retornos futuros son iguales a cero.

Los trabajos acerca de la eficiencia en los mercados pueden ser clasificados en 3 grandes categorías (Fama, 1991): *estudios de predictibilidad de los retornos* (¿son los retornos predecibles a partir de los retornos pasados u otras variables?), *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 *estudios sobre información privada* (¿existen inversores que poseen información privada que no está totalmente reflejada en los precios de mercado?). El presente trabajo se centrará exclusivamente en los estudios sobre predictibilidad de los retornos.

Fama enfatiza el hecho de que la eficiencia del mercado no es testeable “per se”, ya que siempre debe ser contrastada juntamente con algún modelo de equilibrio. Es decir, sólo es posible testear cuándo la información se encuentra apropiadamente reflejada en los precios en el contexto de un modelo de formación de precios que defina el significado de apropiado. En la literatura el modelo más común de formación de precios (y el que se usará aquí) viene

¹ Clasificación JEL: G1.

² Deseo agradecer los valiosos comentarios de Juana Brufman, Omar Chisari, Carlos García Tudero, José María Fanelli y, especialmente, Martín González Rozada. Por supuesto, cualquier error es mi exclusiva responsabilidad. Las opiniones aquí vertidas no necesariamente deben corresponder con las de las instituciones con las que me encuentro afiliado.

³ Universidad de Buenos Aires, Argentina, Centro de Estudios Económicos de la Regulación, Departamento de Economía y Finanzas, UADE, Argentina, Lima 717, 1° piso (1073) Buenos Aires, Argentina. Correo electrónico: mar_rossi@yahoo.com.ar

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.

Vale la pena resaltar que los mercados no se vuelven eficientes automáticamente. Es la acción de inversores racionales y maximizadores de beneficios que, al poner en práctica esquemas para vencer al mercado, lo vuelven eficiente. La aparente contradicción interna en afirmar que no hay posibilidad de vencer al mercado si éste es eficiente y requerir al mismo tiempo inversores maximizadores de beneficios que constantemente busquen la forma de vencerlo, es una cuestión muy tratada por la literatura especializada. 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 (Damodaran, 1996).

La estructura del trabajo es la siguiente: en el capítulo II se presenta el modelo de martingalas, junto con una primera aproximación a cómo testearlo: el test de autocorrelación de los retornos, y un nuevo test, denominado test de cointegración entre los precios de los activos. En el capítulo III se desarrollan los tests de varianza, en el capítulo IV se presenta un test del modelo de valor presente basado en la cointegración entre los precios y los dividendos, mientras que en el V se derivan las restricciones cruzadas para dicho modelo. En el capítulo VI se describen algunas anomalías que atentan contra la hipótesis de eficiencia. En el capítulo VII se realiza el análisis de los datos, contrastándose los modelos presentados teóricamente en los capítulos precedentes. Finalmente, en el capítulo VIII se presentan las conclusiones.

II. Martingalas

El modelo simple (y a la vez más utilizado) de formación de precios en los mercados de acciones valores sostiene que el precio de una acción (en este caso el precio de la acción j) es igual al valor presente esperado descontado de los dividendos futuros,

$$P_{j,t} = \sum_{i=1}^{\infty} \gamma^i E_t D_{j,t+i-1} \quad (1),$$

siendo $P_{j,t}$ el precio de la acción j en el momento t , $D_{j,t}$ el dividendo pagado por la acción j entre $t-1$ y t , γ es el factor de descuento (que se supone constante), E_t denota la esperanza matemática condicional al conjunto de información pública ϕ_t y la sumatoria es hasta infinito. El conjunto ϕ_t incluye tanto a P_t como a D_{t-1} y, por lo general, excede al conjunto de información (que también incluye a P_t y a D_{t-1}) disponible para el econometrista.

Definiciones de martingala y juego justo. Un proceso estocástico X_t es una martingala con respecto a una secuencia del conjunto de información ϕ_t , si X_t posee la propiedad

$$E(X_{t+1}/\phi_t) = X_t.$$

Asimismo, el proceso estocástico Y_t es un juego justo si posee la propiedad

$$E(Y_{t+1}/\phi_t) = 0.$$

Si X_t es una martingala la mejor predicción de X_{t+1} que puede realizarse con la información disponible ϕ_t es simplemente X_t . A su vez, si Y_t es un juego justo su correspondiente predicción va a ser cero para cualquier posible ϕ_t . De lo visto hasta ahora se desprende que X_t es una martingala si y solo si $X_{t+1} - X_t$ es un juego justo. Es por ello que se suele decir que un juego justo es una diferencia de martingala.

El modelo de valor presente (MVP) implica que la serie de precios de los valores (descontada a la tasa de interés relevante, el costo de oportunidad del capital, y sumados los dividendos acumulados reinvertidos) es tal que sus elementos son una martingala. Asimismo, el modelo también implica que la tasa de retorno es un juego justo (ver Samuelson, 1965 y LeRoy, 1989). Además, la relación es biunívoca ya que el hecho de que la tasa de retorno sea un juego limpio implica el modelo de valor presente.

Una implicancia del teorema es que las autocorrelaciones de los retornos deben ser iguales a cero, ya que estamos suponiendo que los retornos pasados están incluidos en el conjunto de información de los agentes. La literatura, sin embargo, no interpreta las autocorrelaciones significativamente distintas de cero de los retornos diarios y semanales hallada en los estudios empíricos como una importante evidencia contra la hipótesis conjunta de eficiencia del mercado y retornos esperados constantes. El argumento esgrimido es el siguiente: aún cuando las autocorrelaciones son confiablemente distintas de

cero, ellas se encuentran cercanas a cero y, por lo tanto, son económicamente insignificantes (Fama, 1991).

Es importante resaltar que al analizar las autocorrelaciones de los retornos se torna importante la distinción entre modelos de *random walk* y de martingalas, ya que la especificación de que un proceso estocástico (X_t) sea un paseo al azar es más restrictiva que el requerimiento de que sea una martingala. Al respecto, los precios de las acciones suelen pasar por prolongados períodos de tranquilidad y por otros también prolongados períodos de turbulencia, lo cual significa que las sucesivas varianzas condicionales de los precios de las acciones están positivamente autocorrelacionadas. Esta especificación no es consistente con un *random walk*, aunque sí lo es con una martingala. Es decir, mientras ambos modelos implican que las autocorrelaciones de los retornos deben ser iguales a cero, sólo el modelo de *random walk* implica autocorrelaciones nulas del cuadrado de los retornos.

La forma más directa de contrastar el modelo de martingala es ver cuando alguna variable en el conjunto de información de los agentes es un predictor de los retornos futuros. El *test de autocorrelación de los retornos* está incluido dentro de este esquema, ya que nos muestra si los retornos pasados sirven o no para predecir los futuros. Otra posible contrastación surge del test de cointegración entre precios, basado en la idea de que si un mercado es eficiente no deben existir arbitrajes que redunden en beneficios extraordinarios. Un esbozo de esta idea puede encontrarse en Novales (1993), y fue desarrollada en Rossi (1997).

Definición de integración. Una serie X_t es integrada de orden d , $I(d)$, cuando debe ser diferenciada d veces para ser estacionaria (se denota $X_t \sim I(d)$).

Si X_{t-1} es un proceso integrado de orden uno, por ejemplo,

$$X_{t+1} = X_t + \varepsilon_{t+1}$$

es una martingala (ε_t es “ruido blanco”). Esto se deriva de aplicar el operador esperanza condicional a ambos lados de la igualdad

$$E(X_{t+1}/\phi_t) = E(X_t/\phi_t) + E(\varepsilon_{t+1}/\phi_t) = X_t$$

dado que $E(\varepsilon_{t+1}/\phi_t)$ es igual a cero.

Definición de cointegración (Engle y Granger, 1987). Los componentes del vector X_t se dice que son *cointegrados de orden d , b* , denotándose $X_t \sim CI(d,b)$, si (i) todos los componentes de X_t son $I(d)$; (ii) existe un vector $\alpha (\neq 0)$

tal que $Z_t = \alpha'X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. El vector α es denominado *vector de cointegración*.

Si se centrara la atención en el caso en que las variables X_t y Q_t son ambas $I(1)$, entonces X_t e Q_t están cointegradas si existe una combinación lineal

$$Z_t = m + aX_t + bQ_t$$

que es $I(0)$. Las variables cointegradas estarán en equilibrio cuando Z_t sea igual a cero. La mayor parte del tiempo esta combinación lineal no es igual a cero y el sistema no está en equilibrio, pero dado que Z_t es estacionaria en niveles, hay una tendencia en el sistema a volver hacia el equilibrio.

En este contexto se podría afirmar, en principio, que los precios de dos activos de un mercado eficiente no pueden estar cointegrados. Cuando 2 precios ($P_{1,t}$ y $P_{2,t}$) están cointegrados, por el Teorema de la Representación de Granger (Engle y Granger, 1987), siempre es posible construir con ellos un modelo de corrección de errores (MCE) de la siguiente manera:

$$\Delta P_{1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{2,t-1} + \alpha_2 \Delta P_{1,t-1} + \alpha_3 \zeta_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$\Delta P_{2,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta P_{1,t-1} + \beta_2 \Delta P_{2,t-1} + \beta_3 \zeta_{t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

donde $\zeta_{t-1} = P_{1,t-1} - \theta P_{2,t-1}$ es la ecuación de cointegración, $\varepsilon_{1,t}$ y $\varepsilon_{2,t}$ pueden estar correlacionados pero son "ruido blanco", y donde al menos uno α_3 o β_3 debe ser distinto de cero. La especificación del modelo puede incluir rezagos adicionales en $\Delta P_{1,t}$ y/o $\Delta P_{2,t}$.

En el modelo hay una mezcla de variables medidas en diferencias y en niveles. Las primeras intentan captar el impacto de corto plazo. Para el largo plazo se tienen las variables medidas en niveles: el término ζ_{t-1} , llamado "término de corrección de errores", captura el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Por ejemplo, un α_3 estadísticamente significativo estaría mostrando qué proporción del desequilibrio de $P_{1,t}$ en un período es corregido en el siguiente. La serie ζ_t es estacionaria y, por lo tanto, posee una inclinación a moverse hacia su media. Es por ello que en la regresión de cointegración se incluye una constante, para hacer que la media de ζ_t sea cero. El modelo de corrección de errores sugiere un mundo en el cual la teoría económica describe el largo plazo y en el cual el sistema responde lentamente a los shocks aleatorios (Campbell y Shiller, 1988). Este mundo, en lo que atañe a los mercados de valores, sería un mundo de mercados ineficientes.

Si $P_{1,t}$ y $P_{2,t}$ son ambos $I(1)$ y están cointegrados, debe existir causalidad en el sentido de Granger en al menos una dirección, ya que en el MCE α_3 y/o β_3 deben ser distintos de cero. Por lo tanto el conocimiento de ζ_{t-1} ayudará en la predicción de $P_{1,t}$ y/o $P_{2,t}$, indicando que el mercado donde cotizan las acciones es ineficiente (en el sentido que no se satisface la propiedad de martingala) o que la relación encontrada no está incluida en el conjunto de información de los agentes.

Existe una excepción a lo expuesto anteriormente que se da cuando la relación de cointegración es trivial (la combinación lineal Z_t es siempre igual a cero, su media). En este caso el sistema estaría siempre en equilibrio de largo plazo y no existiría ningún arbitraje por realizar en el corto plazo.

Hasta el momento se ha supuesto que los costos de transacción son iguales a cero. Si se permite que dichos costos sean positivos, entonces pequeños valores de Z_t distintos de cero no generarían la posibilidad de realizar arbitrajes. En estos casos se debería determinar un umbral, el cual dependería de la magnitud de los costos de transacción. Recién al sobrepasar el valor absoluto de Z_t dicho umbral el arbitraje redundaría en beneficios inusuales.

Sintetizando lo expuesto hasta el momento, el MVP implica que los retornos deben ser un juego justo y que los precios (incluidos dividendos) deben ser una martingala. Se han presentado 2 formas de testear el MVP. Los tests de autocorrelación de los retornos y el test de cointegración entre precios de acciones. El primero de ellos simplemente dice que autocorrelaciones significativamente distintas de cero estarían mostrando que los retornos pasados ayudan en la predicción de los futuros. El test de cointegración de precios, por su parte, formula que en caso de existir cointegración entre 2 o más precios de acciones no se estaría cumpliendo el modelo de martingalas ya que (en caso de que la relación de cointegración estuviera incluida en ϕ_t) los residuos rezagados de la regresión de cointegración pueden ser utilizados para predecir los precios futuros, esto es, $E(P_{t+1}/\phi_t) \neq P_t$. Como ya se ha señalado, una segunda posibilidad sería que la relación encontrada no perteneciera al conjunto ϕ_t .

III. Test de varianza

Los mismos modelos que implican la no predictibilidad de los retornos también implican que los precios de las acciones deberían poseer una

volatilidad menor a la de los dividendos. La cuestión es la siguiente: ¿puede el precio, una serie muy volátil, ser el valor presente descontado de los dividendos esperados, una serie relativamente suave?

Test de Shiller

Se parte de la relación estándar de valor presente (P_t^*), siendo a su vez

$$P_t^* = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+1} D_{t+k}$$

donde P_t^* es el precio “racional ex-post”, es decir, el valor presente de los dividendos actuales (en oposición a los esperados). Además, como E_t es lineal,

$$P_t = E_t(P_t^*)$$

De acuerdo con el modelo, el precio observado P_t es la esperanza de P_t^* condicional a la información disponible en t . Por lo tanto,

$$P_t^* = P_t + v_t$$

donde v_t es el error de predicción. Como es un error de predicción racional, no está correlacionado con la información disponible en t . En particular, $\text{Cov}(v_t, P_t) = 0$, P_t perteneciendo al conjunto de información ϕ_t . Entonces,

$$V(P_t^*) = V(P_t) + V(v_t)$$

donde V está denotando la varianza. Dado que las varianzas nunca son negativas (y en particular, dado que $V(v_t) \geq 0$), debe cumplirse la siguiente desigualdad:

$$V(P_t^*) \geq V(P_t)$$

Por lo tanto, la varianza de P_t^* es un techo para la varianza de P_t . Si esta desigualdad no se cumple se rechaza el modelo de martingala para cualquier especificación del conjunto de información de los agentes, ya que el límite superior (el techo) depende sólo de los dividendos y de la tasa de descuento y no de dicho conjunto. Cuando $V(P_t) > V(P_t^*)$ (es decir, cuando no se cumple la desigualdad anterior), necesariamente debe haber una covarianza negativa entre P_t y v_t .

Problemas econométricos del test de Shiller

Flavin (1983) demostró que en muestras pequeñas los tests de varianza tienden a estar sesgados en favor del rechazo de la hipótesis nula de eficiencia en los

mercados. La explicación intuitiva es la siguiente: si las medias poblacionales de P^*_t y P_t fuesen conocidas "a priori", sería posible obtener estimaciones insesgadas tanto de $V(P^*_t)$ como de $V(P_t)$. Sin embargo, al realizar los tests de varianza no se conocen las medias poblacionales y, por lo tanto, las respectivas varianzas deben obtenerse utilizando las medias muestrales. Esto induce un sesgo en las varianzas muestrales, siendo dicho sesgo mayor para P^* que para P debido a que P^* está más autocorrelacionada que P . El efecto neto es, en consecuencia, el de crear un sesgo hacia el rechazo de la eficiencia.

El segundo de los problemas se refiere a las dificultades econométricas derivadas de la quita de la tendencia a las series no estacionarias. La relación $V(P^*_t) \geq V(P_t)$ se refiere a la distribución de las variables aleatorias P^*_t y P_t , las cuales solo son observadas una única vez. Sin embargo, una sola observación no provee información acerca de la varianza de una variable aleatoria. El procedimiento usual para testear la relación anterior consiste en suponer que los precios y los dividendos son estacionarios alrededor de una tendencia. De esta manera, se le quita la tendencia a las series y las varianzas muestrales convergerán (a medida que el número de observaciones vaya creciendo) a las correspondientes varianzas poblacionales.

Mankiw, Romer y Schapiro (1985) desarrollaron un test que no requiere supuestos acerca de la estacionariedad de las series y que, además, no está expuesto a los problemas de muestra pequeña planteados por Flavin. El procedimiento consiste en contrastar las desigualdades de varianza utilizando momentos de segundo orden alrededor de cero, en lugar de hacerlo alrededor de la media muestral.

El nuevo test

Sea P^0_t una "predicción naif" del precio de la acción:

$$P^0_t = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^{k+1} F_t D_{t+k}$$

donde $F_t D_{t-k}$ es una "predicción naif" de D_{t+k} realizada en el momento t y la sumatoria es hasta infinito.

Se parte de la identidad,

$$(P^*_t - P^0_t) = (P^*_t - P_t) + (P_t - P^0_t)$$

resaltándose que v_t es igual a $(P^*_t - P_t)$ y no está correlacionado con la información disponible en el momento t . En particular,

$$E_t [(P^*_t - P_t)(P_t - P^0_t)] = 0$$

dado que P_t y P_t^0 son conocidos en t . Entonces,

$$E_t(P_t^* - P_t^0)^2 = E_t(P_t^* - P_t)^2 + E_t(P_t - P_t^0)^2$$

lo cual a su vez implica

$$E_t(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E_t(P_t^* - P_t)^2 \quad (2),$$

y

$$E_t(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E_t(P_t - P_t^0)^2 \quad (3).$$

La ley de proyecciones iterativas permite reemplazar la esperanza condicional a la información disponible en t por la esperanza condicional a la información disponible antes del comienzo del período muestral. Entonces,

$$E(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E(P_t^* - P_t)^2 \quad (2')$$

y

$$E(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E(P_t - P_t^0)^2 \quad (3').$$

La ecuación (2') indica que el precio de mercado es mejor predictor de P^* (en términos del “mean squared error”) que la “predicción naïf”. Si esta última fuese una mejor predictor, entonces se violaría la desigualdad y se rechazaría el modelo. La expresión (3'), por su parte, indica que el precio “racional ex-post” es más volátil alrededor de p^0 que el precio del mercado (es el análogo al test de volatilidad de Shiller, solo que allí la varianza está centrada alrededor de la media y aquí en la “predicción naïf”).

En síntesis, el nuevo test es insesgado aún en muestras pequeñas, no requiere de ningún supuesto acerca de la estacionariedad de las series y evita la necesidad de extraer la tendencia.

En la práctica la utilización de los tests de varianza derivó en un rechazo generalizado del modelo de valor presente, haciendo surgir la siguiente pregunta: ¿cómo puede ser que si la volatilidad del precio de las acciones es excesiva (como sugiere la evidencia empírica basada en los tests de varianza), los sucesivos retornos diarios o semanales no estén correlacionados (como sugiere la evidencia empírica resumida por Fama en 1970)?

Una posible explicación es la siguiente: supóngase que el valor fundamental de un *stock* es una constante y que la media no condicional de su precio es el valor fundamental. Supóngase además que los precios diarios siguen un proceso AR(1) con pendiente menor pero cercana a uno. En el corto plazo un proceso de este tipo hace que el precio se vea como un paseo al azar y

que los retornos tengan una autocorrelación pequeña. En los tests que centran su atención en los retornos de corto plazo todos los cambios de precios parecen permanentes, cuando en realidad el valor fundamental es constante y todas las desviaciones entre el precio y dicho valor son temporarias. Dado que estas desviaciones son temporarias, tienden a ser revertidas en el largo plazo, implicando que en dicho plazo los retornos poseen una fuerte autocorrelación negativa. Es decir, los tests convencionales contrastan la ortogonalidad de los retornos sobre intervalos cortos, mientras que los test de varianza testean la ortogonalidad de un promedio suavizado de retornos pasados (P_t) y un promedio también suavizado pero de retornos futuros (v_t) (LeRoy, 1989). Ambos tests simplemente evalúan cosas distintas.

Al estimar la autocorrelación de primer orden entre promedios de retornos para un intervalo que va desde $t-T$ a t para varios valores de T , Fama y French (1988) encontraron un patrón en forma de U: para valores de T de un año la correlación entre los retornos era cero. Para T entre tres y cinco años la correlación se volvía negativa (aproximadamente el 35% de la variación del retorno entre t y $t+T$ es explicada por el retorno entre $t-T$ y t). Cuando T se aproximaba a los diez años la correlación se acercaba a cero. Esta correlación negativa para valores de T entre tres y cinco años es precisamente lo que se debería esperar a partir de las violaciones a los límites de varianza.

IV. Cointegración y tests del modelo del valor presente

Una cuarta forma de contrastar el modelo de valor es utilizarlo para restringir el comportamiento de la variable ξ_t :

$$\xi_t \equiv Y_t - (1/\gamma) [Y_{t-1} - \theta(1-\gamma) X_{t-1}]$$

Sustituyendo de (1),

$$\xi_t = Y_t - E_{t-1} Y_t + c(1 - 1/\gamma) \quad (4)$$

Aparte de la constante, ξ_t es la verdadera innovación en el momento t de Y_t . En las aplicaciones al mercado de valores, ξ_t representa el retorno excedente de los stocks por sobre una media constante, multiplicado por el precio del *stock* (Campbell y Shiller, 1987).

Dado que la expresión a la derecha de (4), ajustada por una constante, es ortogonal a todos los elementos del conjunto de información ϕ_{t-1} , es posible contrastar la relación del valor presente a partir de una regresión de ξ_t en variables de dicho conjunto y testear que todos los coeficientes sean iguales a

ceros. Sin embargo, existen algunos problemas econométricos y de interpretación que es necesario tener en cuenta: en primer lugar, los regresores utilizados para predecir ξ_t deben ser estacionarios si es que se va a aplicar la teoría de la distribución asintótica tradicional. Por supuesto, pueden haber muchos elementos estacionarios en ϕ_{t-1} , pero lo que se necesita son variables que resuman la historia conjunta de X_t e Y_t . Al querer contrastar el MVP para el mercado de valores el problema que se presenta es que, por lo general, los precios de las acciones y los dividendos son procesos integrados de orden uno, es decir, son estacionarios sólo en primeras diferencias. En segundo lugar, mientras (1) implica (4), la inversa no es necesariamente cierta. La ecuación (4) es consistente con una forma más general de (1) que incluye una “burbuja racional”, una variable aleatoria $b_t = \gamma E_t b_{t+1}$. Una “burbuja racional” refleja una tendencia del precio a desviarse de su valor fundamental de una forma no estacionaria como resultado de profecías autocumplidas de que el precio depende de variables que pueden ser intrínsecamente irrelevantes con respecto al valor fundamental del activo (Falk, 1991).

Para solucionar estos inconvenientes Campbell y Shiller proponen construir una nueva variable $S_t \equiv Y_t - \theta X_t$, a la que denominan *spread*. En este contexto el *spread* es la diferencia entre el precio del stock y un múltiplo de los dividendos. El MVP (1) implica dos interpretaciones alternativas del *spread*. Restando θX_t a ambos lados de la ecuación (1) y reordenando, se obtiene

$$S_t = E_t S^*_t + c \quad (5)$$

donde

$$S^*_t = \theta \sum_{i=1}^{\infty} \gamma^i \Delta X_{t+i}$$

y

$$S_t = \gamma/(1-\gamma) E_t \Delta Y_{t+1} + c \quad (6)$$

La ecuación (5) muestra que el *spread* es una constante más la predicción óptima de S^*_t , un promedio ponderado de los futuros cambios en X . La ecuación (6) dice que el *spread* es lineal en la predicción óptima del cambio en Y .

Las ecuaciones (5) y (6) ayudan a solucionar los problemas planteados anteriormente. Si ΔX_t es estacionaria, se sigue por (6) que S_t es estacionaria. A su vez, (6) implica que ΔY_t también es estacionaria. Por lo tanto es posible

utilizar S_t y ΔX_t o S_t y ΔY_t , como variables estacionarias que resumen la historia conjunta de X_t e Y_t (el par ΔX_t y ΔY_t también es estacionario, pero utilizándolo se perdería información acerca de los niveles relativos de X_t e Y_t).

El efecto de una “burbuja racional” puede verse de la siguiente manera: si el término b_t es adicionado del lado derecho de (1), aparecerá en el lado derecho de (5). El término b_t es explosivo por construcción y causa un comportamiento explosivo en S_t , por (5), y éste es transferido a ΔY_t , por (6). Por lo tanto, una forma de testear la importancia de las “burbujas racionales” es contrastando la estacionariedad de S_t y ΔY_t .

En síntesis, cuando X_t e Y_t son procesos integrados de orden uno, una condición necesaria para que el MVP sea válido es que las variables X_t e Y_t estén cointegradas (en cuyo caso S_t es estacionaria): la hipótesis de eficiencia implica que el precio de una acción debe ser igual al valor presente (la tasa de interés es $r = 1/\theta$) de un flujo infinito de dividendos futuros, siendo todos ellos iguales al dividendo en el momento t (la mejor predicción de los dividendos futuros). Sin embargo, la cointegración no es una condición suficiente. Además, es necesario que se satisfagan otras condiciones paramétricas necesarias, las cuales son provistas por Campbell y Shiller en forma de los siguientes tests:

a) Relación de varianzas en niveles:

$$\text{Var}(S_t)/\text{Var}(S'_t) = 1$$

donde $S'_t \equiv E(S^*/H_t)$. S'_t es el *spread* teórico, es decir, la predicción condicional al conjunto de información disponible por el econométrico del VAR (vector auto regresivo) no restringido.

Bajo el MVP la relación de varianzas en niveles debe ser igual a uno, pero será mayor que uno si el *spread* es muy volátil en relación a la información acerca de los futuros dividendos. Un estadístico complementario viene dado por la correlación entre S_t y S'_t , dado que si la relación de varianzas y la correlación son ambas iguales a uno, entonces S_t debe ser igual a S'_t y el modelo es satisfecho.

b) Relación de las varianzas de las innovaciones:

$$\text{Var}(\xi_t)/\text{Var}(\xi'_t) = 1$$

donde ξ'_t es θ veces la innovación desde $t-1$ hasta t en el valor presente esperado de ΔX_t , condicional al conjunto de información del VAR:

$$\xi'_t \equiv \theta \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i [E(\Delta X_{t+i}/H_t) - E(\Delta X_{t+i}/H_{t-1})]$$

El modelo implica que la relación de varianzas debe ser uno, mientras que la noción de que los precios de las acciones son muy volátiles sugiere que será mayor que uno.

Una ventaja de este test por sobre el propuesto por Mankiw et al. es que no requiere conocer el factor de descuento γ . Más aún, dicho factor puede ser estimado de manera súper consistente, $\gamma = \theta/(1+\theta)$. Una estimación consistente también es provista por el retorno medio muestral de los *stocks*.

V. Restricciones cruzadas

Dado que el MVP implica cointegración entre precios y dividendos, por el Teorema de la Representación de Granger es posible construir un MCE con ambas variables. Por lo tanto pueden ser representadas mediante un VAR, el cual a su vez puede ser aproximado utilizando un vector finito de orden p del MCE:

$$W_t = C + \gamma \alpha' Z_{t-1} + \sum_{j=1} \Gamma_j W_{t-j} + \eta_t \quad (7)$$

donde $W_t = (\Delta P_t, \Delta D_t)'$, $Z_{t-1} = (P_{t-1}, D_{t-1})'$, η_t es el vector ruido blanco y la sumatoria es hasta p .

Utilizando (7) es posible escribir un modelo VAR para las variables estacionarias ΔS_t y ΔD_t ,

$$[\Delta D_t ; \Delta S_t]' = [B] [\Delta D_{t-1} ; S_{t-1}]' + [U_{1,t} ; U_{2,t}]' \quad (8)$$

donde $S_t = P_t - \theta D_t$, $\Delta = 1-L$, $[B]$ es una matriz de operadores rezago (L) de 2×2 y todos los polinomios en el operador rezago son de orden p . Para simplificar la notación, la ecuación (8) puede ser escrita como

$$Z_t = A Z_{t-1} + v_t$$

donde Z_t es el vector $[\Delta D_t, \dots, \Delta D_{t-p+1}, S_t, \dots, S_{t-p+1}]$ y la matriz A es denominada *companion matrix* del VAR.

Para obtener las restricciones cruzadas implicadas por el MVP se resta θD_t de la expresión (1) y se proyectan ambos lados de la ecuación resultante sobre H_t . Para ello se definen 2 vectores de $2p$ elementos, g' y h' , tales que $g'Z_t = S_t$ y $h'Z_t = \Delta D_t$. Las restricciones cruzadas vienen dadas por la siguiente proposición.

Proposición 2. Si P_t y D_t satisfacen el MVP, entonces la verdadera innovación en el momento t en P_t , $\xi_t \equiv P_t - 1/\delta[P_{t-1} - \theta(1-\delta) D_{t-1}]$ es impredecible a partir de información disponible en $t-1$. Esta implicancia puede

ser contrastada regresando $S_t - 1/\delta S_{t-1} + \theta \Delta D_t$ sobre información disponible en $t-1$ (partiendo de la regresión de cointegración, y tras algunas manipulaciones algebraicas, se puede demostrar que ξ_t es igual a $S_t - 1/\delta S_{t-1} + \theta \Delta D_t$) o testeando la siguiente restricción cruzada derivada del modelo VAR (12):

$$g'(I - \delta A) = \theta h' \delta A$$

La demostración de esta proposición es provista por Campbell y Shiller (1987).

VI. Anomalías

Estudios de portafolio

Existe una rama de profesionales en finanzas que rechaza la conclusión de eficiencia en los mercados. Estos “heréticos” (como los denomina LeRoy) puntualizan algunas anomalías que atentan contra la hipótesis de eficiencia. Al respecto, DeBondt y Thaler (1985) postularon que, violando la regla de Bayes, la mayoría de la gente tiende a sobre-reaccionar ante nuevos eventos. Si esta hipótesis es correcta y los precios de los valores sistemáticamente realizan *overshooting*, la reversión posterior debería ser predecible a partir de los retornos pasados.

La condición de eficiencia en los mercados requiere que los retornos sean un juego justo (ver teorema de Samuelson):

$$E(R_{j,t} / \phi_{t-1}) = 0$$

donde $R_{j,t}$ son los retornos del valor j en el momento t . Si $R_{m,t}$ es el retorno promedio del mercado en el momento t , se desprende que en un mercado eficiente

$$E(u_{j,t} / \phi_{t-1}) = 0$$

donde $u_{j,t} = R_{j,t} - R_{m,t}$.

La hipótesis de eficiencia implica que

$$E(u_{P,t} / \phi_{t-1}) = E(u_{V,t} / \phi_{t-1}) = 0$$

donde P indica los valores “perdedores” (es decir, aquellos valores que en un pasado reciente tuvieron un mal desempeño en relación al resto del mercado) y V indica los valores “vencedores”. La hipótesis de sobre-reacción, por el contrario, sugiere que

$$E(u_{V,t}/\phi_{t-1}) < 0$$

y

$$E(u_{P,t}/\phi_{t-1}) > 0$$

Al realizar el análisis empírico De Bondt y Thaler encontraron que la evidencia era consistente con la hipótesis de sobre-reacción, ya que durante el período comprendido entre los años 1930 y 1982 los portafolios armados con valores P rindieron un 25% más que los portafolios V, a pesar de que estos últimos eran significativamente más riesgosos.

Otros estudios de portafolio encontraron que las acciones con baja relación *Price-Earning* (P-E, de aquí en adelante) sistemáticamente obtenían mayores retornos que aquellos con alto P-E (Basu, 1977). Asimismo, Rosenberg, Reid y Lanstein (1985) documentaron que la relación Precio-Valor Libros (P-VL) era un buen predictor de los retornos. Todas estas anomalías serán testeadas, para el mercado de valores de Buenos Aires, en la sección VII.

Anomalías del calendario

Otro conjunto de anomalías son las denominadas *anomalías del calendario*. Dentro de éstas, la más citada por la literatura especializada es el “efecto enero”. Al respecto, Roseff y Kinney (1976) encontraron que los retornos de los valores en el mes de enero promediaban un 3.5%, mientras que en los otros meses promediaban un 0.5%, un patrón de retornos sin dudas inconsistente con el modelo de martingalas.

Algunos autores, sin embargo, han destacado un problema de sesgo de selección en estos resultados. Un analista que lleva a cabo un estudio empírico investigando una correlación entre los retornos de los valores y las fases de la luna, por ejemplo, y no encuentra correlación, es muy probable que no tenga éxito en publicar estos resultados en los *journals*. Por lo tanto, la literatura publicada posee una inclinación a favor de resultados interesantes (léase anómalos) y en contra de las confirmaciones aburridas de ausencias de anomalías. Un problema relacionado es que las anomalías son típicamente testeadas sobre los mismos datos con los cuales fueron descubiertas (LeRoy, 1989). En el presente trabajo no se presenta este último problema ya que sólo se contrastan empíricamente anomalías previamente documentadas y se lo hace en todos los casos utilizando datos recientes. Más aun, dado que las anomalías se encuentran bien documentadas y son de público conocimiento (la

mayoría de los diarios especializados incluye como información pública el *price-earning* o el valor libros), ello implica que, si bien pudieron haber sido ineficiencias en el pasado, no deberían seguir siéndolo en el presente. Esto es, la acción de los agentes maximizadores tratando de vencer al mercado debería haberlas hecho desaparecer tan pronto como fueron documentadas. Esto transforma a estos tests en un arma de contrastación más fuerte de lo que fueron en el pasado, ya que la existencia actual de ineficiencias bien documentadas estaría mostrando que los mecanismos autocorrectivos previstos por la teoría no funcionan correctamente.

VII. El análisis empírico de la eficiencia del mercado de acciones de Buenos Aires

Test de autocorrelación de los retornos

Con el fin de contrastar si los retornos futuros eran predecibles a partir de los retornos pasados, se construyeron series de retornos diarios y mensuales del índice Merval dolarizado para el período comprendido entre el 01/01/1988 y el 31/12/1998. Dicho índice muestra la evolución de los precios de un conjunto de acciones (ponderadas según su importancia) ajustados por pagos de dividendos, ajustes de capital y suscripciones. La transformación en dólares se obtuvo dividiendo el cierre diario por el respectivo tipo de cambio y fue efectuada con el objetivo de preservar a los precios de la influencia de la inflación.

Los retornos fueron calculados mediante la fórmula usual:

$$R_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1},$$

donde R_t es el retorno correspondiente al día (o mes) t y P_t es el precio de cierre (en dólares) del índice Merval para el día (o mes) t .

En la Tabla 1 se presentan las autocorrelaciones de primer orden de los retornos y del cuadrado de los retornos (tanto de los diarios como de los mensuales). Suponiendo que los retornos siguen una distribución Normal⁴, las autocorrelación de orden 1 del cuadrado de los retornos diarios es significativamente distinta de cero al 1%, mientras que la autocorrelación del cuadrado de los retornos mensuales es significativa al 10%. Ambos resultados

⁴ El estadístico Jarque Bera permite rechazar la hipótesis de normalidad. Este resultado impulsó la utilización de tests no paramétricos.

están indicando que retornos altos (en valor absoluto) son seguidos por retornos altos y que retornos bajos también suelen ser seguidos por retornos bajos. Sin embargo, como ya se ha señalado, este comportamiento no conduce a rechazar el modelo de martingala. Aquí queda plasmada la importancia de la distinción entre el modelo de martingalas y el de *random walk*, ya que los resultados presentados llevarían a rechazar este último modelo, aunque no permiten rechazar el modelo de martingalas.

Las autocorrelaciones de primer orden tanto de los retornos diarios como de los mensuales, por otra parte, no resultaron significativamente distintas de cero al 10%, no pudiéndose rechazar la hipótesis de eficiencia y el modelo de martingala.

Tabla 1
Autocorrelaciones de primer orden

Retornos diarios	Retornos diarios al cuadrado	Retornos mensuales	Retornos mensuales al cuadrado
0.017 (0.375)	0.221 (0.000)	-0.026 (0.763)	0.141 (0.102)

Entre paréntesis se presenta la probabilidad de rechazar una hipótesis nula verdadera (la hipótesis nula postula que las autocorrelaciones son iguales a cero).

Test de corridas o rachas

Se trata de un test no paramétrico que complementa al test de autocorrelación de los retornos. Está basado en la contabilización de las rachas, es decir, las secuencias de retornos positivos o negativos, y no requiere de ningún supuesto sobre la distribución con base en la cual se tomaron las observaciones.

Si N = número total de observaciones, N_1 = número de retornos positivos, N_2 = número de retornos negativos y n = número de corridas, entonces, si N_1 y N_2 son ambas mayores que 10, el número de corridas posee una distribución (asintóticamente) normal con

$$\text{media: } E(n) = [(2 N_1 N_2)/(N_1 + N_2)] + 1$$

$$\text{varianza: } \sigma_n^2 = [2N_1N_2(2N_1N_2 - N_1 - N_2)]/[(N_1 + N_2)^2(N_1 + N_2 - 1)]$$

Para que la hipótesis de aleatoriedad de los retornos se pueda mantener con un 95% de confianza, el número de corridas obtenidas debe encontrarse entre $[E(n) \pm 1.96 \sigma_n]$.

A continuación se presentan los números de corridas actuales y esperadas para la serie de retornos diarios y mensuales del índice Merval dolarizado (período enero de 1988-diciembre de 1998, con 2727 y 132 observaciones respectivamente), como así también los límites de los intervalos de confianza para un nivel de significatividad del 95%.

Tabla 2

	Diarios	Mensuales
Actuales: n	1308	60
Esperadas: E(n)	1363	66
Lím. Inf.	1309	53
Lím. Sup.	1416	78

Como se puede observar en la tabla 2, con un 95% de confianza no se puede rechazar la hipótesis nula de aleatoriedad de los retornos mensuales. Sin embargo, la conclusión no parece tan clara en el caso de los retornos diarios, ya que el valor actual se encuentra muy próximo al límite inferior. Esto estaría indicando que existe cierta evidencia de autocorrelación positiva en los retornos diarios.

Detección de anomalías

Anomalías del calendario

En este apartado se centrará la atención en las denominadas anomalías del calendario, analizándose si existe o no algún patrón de comportamiento en los retornos mensuales para el índice Merval dolarizado entre los años 1988 y 1996. El análisis se restringió a un índice del mercado ya que la estacionalidad es más probable que sea detectada en un índice de valores que en valores individuales.

El objetivo específico es contrastar la presencia o no del “efecto enero”. Dicho efecto fue detectado originalmente para valores de los Estados Unidos (NYSE), aunque posteriormente se encontró que se trataba de un efecto extensible a otros mercados (ver Gultekin y Gultekin [1983], quienes al analizar el patrón de retornos para 16 países encontraron que el efecto enero era excepcionalmente importante en 15 de ellos, incluyendo países del hemisferio sur).

En la Tabla 3 se presentan las medias (Md) y medianas (Mn) de los retornos mensuales, en porcentaje, para el período comprendido entre los meses de enero de 1988 y diciembre de 1998. Como se puede observar, el promedio de retornos para el mes de enero resultó negativo, lo cual lleva a rechazar la hipótesis de existencia de un “efecto enero” en el Mercado de Valores de Buenos Aires.

Tabla 3

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Mn	-3.7	-4.4	9.6	4.1	10.3	9.7	0.0	10.4	14.3	-2.3	-2.8	3.1
Md	0.4	-9.2	5.4	2.5	6.2	-4.1	5.0	-0.7	6.2	-5.0	-5.7	5.2

Una hipótesis adicional a contrastar es si existe alguno de los meses (no necesariamente enero) que posea un patrón de retornos distinto a los demás. Para testear la hipótesis nula de que las poblaciones de las cuales se extrajeron las muestras poseen idénticas medianas poblacionales es utilizado el test (no paramétrico) de Kruskal-Wallis. Este test, a diferencia de los tests paramétricos, no requiere de ningún supuesto acerca de la normalidad de las distribuciones (requiriendo solo que las variables aleatorias sean continuas y mensurables sobre una escala ordinal). A los efectos de realizar dicho test, las N observaciones son ordenadas de acuerdo a un ranking. Es decir, las observaciones de todas las muestras con combinadas en una única serie. Al valor más bajo se le asigna el ranking 1, al siguiente valor más bajo el 2, y al valor más alto el ranking N. A continuación se calcula el ranking promedio para cada muestra. Si dichas muestras provienen de la misma población (o idénticas poblaciones), los rankings promedios deberían ser similares. El test de Kruskal-Wallis evalúa las diferencias entre los rankings promedio (M) de las muestras para determinar si es que son lo suficientemente diferentes como para que sea improbable que provengan (las muestras) de la misma población. El estadístico Kruskal-Wallis (K-W) se define como:

$$K-W = [12/N(N+1)] \sum_{j=1}^k \{ [r_j - (1/2) n_j (N+1)]^2 / n_j \}$$

donde la sumatoria es hasta k (el número de enfoques), n_j es el número de observaciones en el j-ésimo enfoque y r_j es la suma de los rankings del grupo j. El estadístico K-W está aproximadamente distribuido como una chi-cuadrado (χ^2) con k-1 grados de libertad y lo apropiado es utilizar una región de rechazo de una sola cola (Siegel y Castellan, 1989). En este caso, dado que el estadístico K-W resultó menor que el valor crítico, no se puede rechazar la hipótesis nula que afirma que todas las muestras poseen la misma mediana.

Sobrerreacción del mercado

Con el fin de ilustrar la hipótesis de sobrerreacción, se han utilizado datos de los retornos anuales de las acciones cotizantes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires para el período comprendido entre enero de 1989 y diciembre de 1996. Los retornos en pesos fueron transformados a dólares para preservarlos de la influencia de la inflación. En el procedimiento utilizado se supuso que era posible vender las acciones al último precio de cotización. El período de test de 2 años fue escogido en concordancia con el argumento de Graham (1959) acerca de que es necesario un período de aproximadamente dicha duración para que una sobrevaluación importante pueda corregirse.

1) Para obtener el retorno anual del mercado se realizó un promedio simple de los retornos de todos los valores cotizantes. A su vez se calculó el retorno residual (o excedente del promedio del mercado, RE) de todos los valores para todos los años de la muestra. A medida que comenzaban a cotizar nuevas especies, éstas eran incluidas en el procedimiento.

2) En las 3 fechas de formación de los portafolios (el primero de enero de 1990, 1992 y 1994) los RE del año anterior ($t=0$) fueron ranqueados de menor a mayor. Los 10 valores con mayores rendimientos residuales fueron asignados al portafolio V, mientras que aquellos con menores rendimientos fueron asignados al portafolio P. Es decir, los portafolios fueron formados de acuerdo al comportamiento de los retornos previo a la fecha de formación.

3) Se calcularon los retornos excedentes acumulados (REA). En $t=1$ éstos concuerdan con los RE del período, mientras que en $t=2$ son iguales al promedio simple entre los RE correspondientes a $t=1$ y $t=2$.

4) Para ambos portafolios en cada uno de los 3 períodos de 2 años no superpuestos ($n=1, \dots, N, N=3$), se computaron los retornos excedentes acumulados promedio ($REAP_{V,n,t}$ y $REAP_{P,n,t}$) de todos los valores de los portafolios para los siguientes 2 años (el período de test, $t=1$ hasta $t=2$). Si el retorno de algún valor faltaba en un año posterior a la formación del portafolio, entonces desde ese momento en adelante dicho valor era retirado del portafolio y el REAP pasaba a ser el promedio de los retornos excedentes acumulados de los valores disponibles.

5) A partir de los REAP de los 3 períodos fueron calculados los promedios (denotándose $PREAP_{V,t}$ y $PREAP_{P,t}$) para cada portafolio y cada año entre $t=1$ y $t=2$.

La hipótesis de sobre-reacción predice que, para $t > 0$, $PREAP_{V,t} < 0$ y $PREAP_{P,t} > 0$, lo cual implica que $(PREAP_{P,t} - PREAP_{V,t}) > 0$.

Tabla 4
PREAP

	Port P	Port V
t=1	98.35216	-18.55994
t=2	103.0252	-31.90554

Para contrastar la hipótesis nula $(PREAP_{P,t} - PREAP_{V,t}) = 0$ contra la alternativa $(PREAP_{P,t} - PREAP_{V,t}) > 0$, se calculó la varianza muestral de los PREA:

$$S^2 = [\sum_{n=1}^N (REAP_{V,n,t} - PREAP_{V,t})^2 + \sum_{n=1}^N (REAP_{P,n,t} - PREAP_{P,t})^2] / 2(N-1),$$

donde ambas sumatorias son hasta $N=3$. Con 2 muestras de igual tamaño (como es el caso aquí) la varianza de la diferencia de las medias muestrales es igual a $2S^2/N$ y, por lo tanto, el estadístico t es

$$\text{Est. } t = (PREAP_{P,t} - PREAP_{V,t}) / [(2S^2/N)^{1/2}]$$

Tabla 5
Estadístico t

	T=1	t=2
Est. t	1.2746	1.3675

El valor de tabla para 3 observaciones (2 grados de libertad) y 95% de significatividad (se trata de un test de una sola cola) es 2.92. Es decir, si bien para $t > 0$, $PREAP_{V,t} < 0$ y $PREAP_{P,t} > 0$, se ha encontrado que con un 95% de confianza no se puede rechazar la hipótesis nula de que $(PREAP_{P,t} - PREAP_{V,t}) = 0$. Sin embargo, es conveniente resaltar que al cabo de 2 años los portafolios contruidos con valores P no solo obtuvieron mejores rendimientos promedios que el mercado (superándolo en más de un 100%) sino que además superaron en rendimiento a los portafolios V en más de un 130%. Como contrapartida de ello, es importante notar que en los portafolios P se registraron una mayor cantidad de acciones que dejaron de cotizar antes de la finalización del periodo de test (7 acciones) que en los portafolios V (sólo una acción). Resultaría conveniente un análisis detallado acerca de qué sucedió con las acciones que dejaron de cotizar antes de elaborar conclusiones definitivas.

Para evitar (al menos en parte) los inconvenientes estadísticos asociados a trabajar con pocos grados de libertad se realizó el mismo test anterior pero utilizando un periodo de test de un año. En este caso el valor de tabla correspondiente es 1.94 (7 observaciones, 6 grados de libertad) y los resultados son presentados en la Tabla 6.

Tabla 6
PREAP

	Port. P	Port. V
t=1	88.88	-13.25

Nuevamente $PREAP_{V,1} < 0$ y $PREAP_{P,1} > 0$, sólo que en este caso el estadístico t es igual a 2.19, por lo que se rechaza la hipótesis nula de que $(PREAP_{P,1} - PREAP_{V,1}) = 0$, con un 95% de confianza. Al igual que en el caso anterior se registró en los portafolios P una mayor cantidad de acciones que dejaron de cotizar antes de la finalización del periodo de test (8 acciones) que en los portafolios V (3 acciones). Cabe insistir en que los grados de libertad son insuficientes para extraer conclusiones robustas.

Price-Earning

Para contrastar la hipótesis de que las acciones con bajo *Price-Earning* anual (P-E) son más proclives a estar subvaluadas que las acciones con alto P-E, se utilizaron datos provistos por el diario El Cronista Comercial para comienzos de enero de 1995 y 1996. Se realizaron 2 regresiones de corte transversal, una para el año 1995 y otra para el año 1996, donde el P-E y una constante eran las variables explicativas y los retornos excedentes anuales las variables explicadas. Las hipótesis nulas plantean que los coeficientes de ambas variables explicativas son iguales a cero. En el caso de la constante ello implica que las acciones con P-E no tienen rendimientos distintos que resto del mercado. La Tabla 7 resume la información estadística relevante.

Tabla 7
Variables Dependientes: Retorno Excedente 95 y 96

Variab Independientes	Retorno Excedente 95	Retorno Excedente 96
P-E al 1/1/1995	-0.011002 (-0.343168)	
P-E al 1/1/1996		0.009730

		(0.300765)
Constante	0.145989 (0.033931)	-5.993850 (-0.741926)
Muestra	121	121
Observaciones	60	60
Método de Estimación	MCC	MCC

Nota: A los residuos de la regresión de Mínimos Cuadrados Clásicos se les ha aplicado el test de White, aceptándose en todos los casos la hipótesis nula de ausencia de heterocedasticidad. Entre paréntesis se muestra el estadístico t. MCC denota mínimos cuadrados clásicos. La diferencia entre el tamaño muestral y el número de observaciones se debe a que las acciones con resultados del ejercicio negativos no poseen P-E.

Si bien el signo del coeficiente que acompaña a la variable P-E 95 es negativo (indicando que, en promedio, a medida que aumenta el P-E, disminuye el retorno excedente), no resulta significativo a los niveles usuales de confiabilidad. El coeficiente de la variable P-E 96 no posee el signo esperado. En base a ello se puede concluir que las acciones con bajo P-E no obtuvieron retornos anuales significativamente mayores que las acciones con alto P-E en el período enero de 1995-diciembre de 1996. En este caso quedaría corroborada la hipótesis de eficiencia del mercado. Los coeficientes de las constantes tampoco resultaron significativos, indicando que los retornos excedentes de las acciones con P-E (acciones con resultados positivos) no son distintos del promedio del mercado (cero) en ninguno de los períodos analizados.

Precio-Valor Libros

Para contrastar la hipótesis de que acciones con bajo P-VL son más proclives a estar subvaluadas que acciones con alto P-VL, se utilizaron datos provistos por el diario El Cronista Comercial para el período 1992-96. Los pasos realizados fueron los siguientes:

-Utilizando datos de P-VL de principios de 1992, las empresas cotizantes en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires fueron clasificadas en 3 grupos (A, B y C), el primero de ellos (A) conteniendo a las acciones con bajos P-VL y el tercer grupo (C) conteniendo a las de alto P-VL. Aunque el número de portafolios construidos es arbitrario, este número fue escogido para que hubiese una razonable cantidad de acciones en cada portafolio.

-Los retornos excedentes de todas las acciones de cada portafolio fueron calculados para el período enero de 1992-diciembre de 1996.

-Se calculó el desvío estándar de los rendimientos de cada portafolio, asignándose igual ponderación a cada acción.

-Fueron computados los retornos de cada portafolio para el período enero de 1992-diciembre de 1996. Asimismo, fue calculada una medida que tiene en cuenta los riesgos asociados a cada portafolio: la medida de recompensa a la variabilidad de Sharpe (retorno promedio del portafolio dividido por su desvío estándar).

La Tabla 9 resume las medidas de performance promedio del período 1992-96 para cada portafolio y las estadísticas relacionadas. Asimismo, se realizaron 2 tests de diferencias de medias (suponiendo normalidad): uno entre los portafolios A y B y otro entre los portafolios A y C, no pudiéndose rechazar en ambos casos la hipótesis nula de que las diferencias de medias son iguales a cero (los respectivos estadísticos t son 0.95 y 0.82). En base a estos resultados se puede concluir que las acciones con bajo P-VL no obtuvieron retornos significativamente mayores que las acciones con alto P-VL en el período enero de 1992- diciembre de 1996. Sin embargo, cabe volver a resaltar que el rendimiento del portafolio A fue superior al de los portafolios B y C en más de 10% anual

Tabla 8

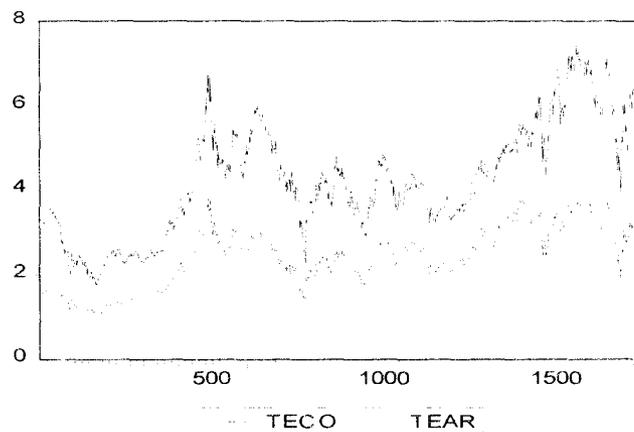
	PORTAFOLIO A	PORTAFOLIO B	PORTAFOLIO C
Promedio de la relación P-VL (%)	38.39	96.60	294.92
Promedio del rendimiento anual	8.61	-4.59	-5.00
Desvío estándar	25.38	10.74	21.40
Medida de Sharpe	0.33	-0.42	-0.23

Cointegración entre los precios de activos

El objetivo de esta sección es contrastar el modelo de martingala testeando por cointegración entre los precios de acciones de una misma industria. Para ello se utilizaron las series de precios de cotización en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de las empresas Telefónica de Argentina (TEAR) y Telecom (TECO) para el período 30 de Marzo de 1992 (la fecha de comienzo de cotización de Telecom) al 21 de Diciembre de 1998 (1682 observaciones

diarias)⁵. Se eligieron estas empresas ya que existen motivos teóricos para que posean una relación estable de largo plazo. Ambas empresas se encuentran radicadas en el mismo país (Argentina), y surgieron de la división de la empresa estatal (ENTEL) en dos partes. Sus clientes son similares, sus niveles de apalancamiento financiero son similares, se encuentran reguladas con el mismo tipo de regulación (precios máximos) y por el mismo regulador (la Comisión Nacional de Telecomunicaciones). De esta forma, los shocks deberían influir en forma similar en ambas empresas.

Gráfico 1



Para testear la existencia de raíces unitarias en las series fue utilizado el test de Dickey-Fuller Ampliado (de aquí en adelante DFA). En el presente trabajo, en todos los casos, al especificar el test de raíz unitaria se lo hizo incluyendo una constante y una tendencia (y sin rezagos).

Un requisito para que dos variables estén cointegradas es que ambas sean integradas, es decir, que posean alguna raíz unitaria. Dado que las series resultaron integradas de orden uno, el paso siguiente consistió en averiguar si existía o no una relación de cointegración entre ellas.

⁵ Se calculó asimismo el precio relativo de las acciones (Telecom/Telefónica) para toda la muestra. La serie posee las siguientes estadísticas básicas: promedio=1.748, desvío=0.146, máximo=2.113, mínimo=1.437 y tamaño de la muestra=1683.

En la figura 1 se muestra la regresión de cointegración, mientras que el test DFA puede ser observado en la figura 2. Dado que el valor del estadístico cae en la zona de rechazo de la Hipótesis Nula para un nivel de significatividad del 90%, se puede concluir que existe evidencia de que las variables se encuentran cointegradas.

FIGURA 1

Dependent Variable: TECO
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1 1756
 Included observations: 1682
 Excluded observations: 74 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TEAR	1.766922	0.013892	127.1865	0.0000
C	-0.046606	0.035193	-1.324289	0.1856
R-squared	0.905916	Mean dependent var		4.250377
Adjusted R-squared	0.905860	S.D. dependent var		1.317574
S.E. of regression	0.404261	Akaike info criterion		1.027676
Sum squared resid	274.5573	Schwarz criterion		1.034130
Log likelihood	-862.2756	F-statistic		16176.41
Durbin-Watson stat	0.020641	Prob(F-statistic)		0.000000

FIGURA 2

ADF Test Statistic	-2.738953	1% Critical Value*	-3.4373
		5% Critical Value	-2.8638
		10% Critical Value	-2.5680

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESIDUO)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 2 1756
 Included observations: 1618
 Excluded observations: 137 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUO(-1)	-0.009783	0.003572	-2.738953	0.0062
C	0.000102	0.001441	0.070660	0.9437
R-squared	0.004621	Mean dependent var		0.000116
Adjusted R-squared	0.004005	S.D. dependent var		0.058081
S.E. of regression	0.057965	Akaike info criterion		-2.856718
Sum squared resid	5.429672	Schwarz criterion		-2.850057
Log likelihood	2313.085	F-statistic		7.501864
Durbin-Watson stat	2.365470	Prob(F-statistic)		0.006231

En la figura 3 se presenta el MCE, estimado mediante Mínimos Cuadrados Clásico.

FIGURA 3

Estimation Method: Least Squares

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001438	0.002938	0.489417	0.6246
C(2)	0.311854	0.043991	7.089067	0.0000
C(3)	-0.016165	0.007308	-2.211984	0.0270
C(4)	0.000803	0.001678	0.478650	0.6322
C(5)	0.039091	0.014076	2.777046	0.0055
C(6)	-0.005402	0.004165	-1.297191	0.1947
Determinant residual covariance		1.32E-05		
Equation: DELTATECO = C(1) + C(2)*DELTATEAR1 + C(3)*RESO1				
Observations: 1556				
R-squared	0.035794	Mean dependent var	0.001759	
Adjusted R-squared	0.034552	S.D. dependent var	0.117933	
S.E. of regression	0.115878	Sum squared resid	20.85327	
Durbin-Watson stat	2.092256			
Equation: DELTATEAR = C(4) + C(5)*DELTATECO1 + C(6)*RESO1				
Observations: 1556				
R-squared	0.006165	Mean dependent var	0.000891	
Adjusted R-squared	0.004885	S.D. dependent var	0.066337	
S.E. of regression	0.066175	Sum squared resid	6.800691	
Durbin-Watson stat	2.014317			

DELTATEAR es la variación del precio de Telefónica, DELTATECO es la variación del precio de Telecom, DELTATEAR1 es la variación del precio de Telefónica rezagado un período, DELTATECO1 es la variación del precio de Telecom rezagado un período, y RESO1 son los residuo de la regresión de cointegración rezagados un período

Como era de esperar, uno de los coeficientes que acompañan a la variable RESO1 resulta significativamente distinto de cero [C(3), al 95%], indicando que los residuos de la regresión de cointegración de un período anterior ayudan en la predicción de uno de los precios del período actual (en este caso el precio de Telecom). Aún más, el coeficiente C(3) está indicando

que aproximadamente 0.016 de la discrepancia entre el valor de TECO actual y el valor de largo plazo es corregido cada día.

Dado que existe una relación estable de largo plazo entre el precio de las dos acciones, el modelo de martingala no se cumple o la relación encontrada entre las variables no se encuentra en el conjunto de información de los agentes. Vale la pena resaltar que si bien las series de precios utilizadas no se encuentran descontadas⁶, el costo de oportunidad del capital para las empresas telefónicas, es similar (la actividad es la misma, el país es el mismo, el ente regulador es el mismo y el apalancamiento financiero es similar). Esto implica que el resultado, en términos de la cointegración entre las series, es el mismo ya sea que éstas se encuentren o no descontadas.

IX. Conclusiones

Un aspecto que resulta importante resaltar es que, a excepción del test de cointegración entre precios de acciones, todos los tests utilizados para contrastar la hipótesis de eficiencia en el Mercado de Valores de Buenos Aires son tests que ya habían sido utilizados anteriormente para testear la eficiencia en otros mercados. Si una ineficiencia se encuentra bien documentada no debería poder seguir generando ineficiencias en la actualidad. Sin embargo, en el presente trabajo se ha encontrado que las acciones perdedoras tienden a obtener mayores retornos que las vencedoras, lo que podría estar demostrando que las ineficiencias no sólo existen sino además que no tienden a corregirse, como sería razonable suponer en caso de que los agentes fuesen racionales.

Asimismo, los resultados obtenidos mediante el test de cointegración entre el precio de acciones también atentan contra la hipótesis conjunta de eficiencia y retornos esperados constantes. En este caso no es válida la conclusión anterior, ya que se trata de un nuevo test.

Sin embargo, dado que la hipótesis de eficiencia no puede ponerse a prueba independientemente de otras hipótesis auxiliares (en este caso el modelo de formación de precios, el CAPM y el conjunto de información de los agentes), resulta imposible discriminar la hipótesis individual que está siendo rechazada por los datos. El único de los tests presentados teóricamente que

⁶ Las empresas analizadas son monopolios naturales regulados. En la práctica regulatoria, el costo de capital es calculado utilizando el Capital Asset Pricing Model (CAPM). Sin embargo, en este caso no se podría calcular de esta forma ya que un supuesto del CAPM es que los mercados de capitales son eficientes, que es precisamente lo que se está discutiendo aquí.

permite rechazar la hipótesis de eficiencia para cualquier conjunto de información de los agentes es el test de varianza, el cual no pudo ser aplicado al análisis del Mercado de Valores de Buenos Aires debido a la indisponibilidad de datos adecuados. Igualmente, los tests de varianza tampoco permitirían rechazar la hipótesis de eficiencia en particular, ya que dicha hipótesis también posee hipótesis auxiliares importantes (retornos esperados constantes y el modelo de formación de precios).

REFERENCIAS

- BASU, S. (1977): "Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: a Test of the E market Hypothesis", *The Journal of Finance*, Junio, 32(3), pp. 663-682.
- CAMPBELL, J. Y SHILLER, R. (1987): "Cointegration and Tests of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, 95.
- CAMPBELL, J. Y SHILLER, R. (1988): "Interpreting Cointegrated Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- DAMODARAN, A. (1996): *Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of any Asset*, Wiley Frontiers in Finance.
- DEBONDT, W. Y THALER, R. (1985): "Does the Stock Market Overreact?", *The Journal of Finance*, Julio.
- ENGLE, R. Y GRANGER, C. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol.55.
- FALK, B. (1991): "Formally Testing the Present Value Model of Farmland Prices", *American Journal of Agricultural Economics*.
- FAMA, E. (1970): "Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance*.
- FAMA, E. (1991): "Efficient Capital Markets", *The Journal of Finance*.
- FAMA, E. Y FRENCH, K. (1988): "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, Abril.
- FLAVIN, M. (1983): "Excess Volatility in Financial Markets: a Reassessment of the Empirical Evidence", *Journal of Political Economy*, Diciembre.
- GRAHAM, B. (1959): *The Intelligent Investor, a Book of Practical Counsel*, New York: Harper & Brothers Publishers.
- GULTEKIN, M. Y GULTEKIN, N. (1983): "Stock Market Seasonality: International Evidence", *Journal of Financial Economics*, (12).
- LEROY, S. (1989): "Efficient Capital Markets and Martingales", *Journal of Economic Literature*.

MANKIW, G., ROMER, D. Y SHAPIRO, M. (1985): "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility", *The Journal of Finance*.

NOVALES, A. (1993): *Econometría*, Mc Graw Hill.

ROSENBERG, B., REID, K. Y LANSTEIN, R. (1985): "Persuasive Evidence of Market Inefficiency", *Journal of Portfolio Management*, Primavera, 11(3), pp. 9-16.

ROSSI, M. (1997): "Un análisis de la eficiencia del Mercado de Valores de Buenos Aires", Tesis no publicada, Universidad de Buenos Aires, Diciembre.

ROZEFF, M. Y KINNEY, W. (1976): "Capital Market Seasonality: the Case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, Octubre.

SAMUELSON, P. (1965): "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly", *Industrial Management Review*, 6.

SIEGEL, S. Y CASTELLAN, N. (1989): *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*, McGraw Hill, segunda edición.

**LA HIPÓTESIS DE EFICIENCIA EN LOS MERCADOS DE ACCIONES.
EL CASO DEL MERCADO DE VALORES DE BUENOS AIRES**

MARTÍN A. ROSSI

RESUMEN

Clasificación JEL: G1

Las principales contribuciones del trabajo son el desarrollo de un nuevo test de la hipótesis de eficiencia del mercado, y una aplicación novedosa de los tests de predictibilidad de los retornos al mercado de acciones de Buenos Aires.

En la primera parte se realiza un *survey* de las distintas formas de testear el modelo de martingalas, considerándose, entre otros, el test de autocorrelación de los retornos, el test de sobre-reacción del mercado, el test de cointegración entre precios y dividendos, y los tests de varianza. Luego, se desarrolla nuevo test, denominado test de cointegración entre el precio de los activos, basado en la idea de que si un mercado es eficiente no deben existir arbitrajes que redunden en beneficios extraordinarios. Finalmente, se realiza la aplicación al mercado de acciones de Buenos Aires.

En líneas generales, los resultados obtenidos atentan contra la hipótesis conjunta de eficiencia y retornos esperados constantes.

**THE EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS.
THE BUENOS AIRES STOCK MARKET CASE**

MARTÍN A. ROSSI

RESUMEN

JEL Classification: G1

The main contributions of this paper are the development of a new test of the stock market hypothesis and a new application of the tests for return predictability to the Buenos Aires Stock Market.

In the first part, a survey of these tests is made, including, among others, the variance bound test, the test of cointegration between prices and dividends, the overshooting test, and the test of autocorrelation of the returns. Then, a new test is developed, called cointegration test between stock prices, based on the idea that if a market is efficient there should not exist open arbitrages that could give the basis for profitable trading rules. Finally, an empirical application to the Buenos Aires Stock Market is made.

The results show suggestive evidence that undermine the joint hypothesis of market efficiency and constant returns.