

Capítulo 4: Eficiencia de mercados y predicción de retornos

Raúl Susmel
Dept. of Finance
University of Houston
Houston, TX 77204
rsusmel@uh.edu

1. La Hipótesis de los Mercados Eficientes

La hipótesis de mercados eficientes, popularmente conocida por sus siglas en inglés EMH, relaciona los precios de activos a la información que disponen los inversores. La versión más antigua se encuentra en un libro escrito por George R. Gibson publicado en 1889, donde se describen los mercados de acciones de Londres, Paris y Nueva York. En su libro Gibson dice:

“Cuando las acciones se cotizan en un mercado abierto, el valor que adquieren puede ser visto como el juicio formado por las mejores mentes.”

Con esta afirmación, Gibson sostiene que el valor de las acciones refleja las acciones racionales de los inversores, usando la información que tienen a su disposición. Esta es la idea detrás de la EMH.

La EMH tiene sus orígenes académicos en el trabajo del estadístico francés Louis Bachelier, quien en su disertación doctoral en 1900 usa la matemática de movimiento browniano para estudiar los precios de activos. Bachelier deduce que la esperanza matemática de las ganancias de un especulador financiero es cero. Einstein (1905) publica resultados similares a los de Bachelier, proponiendo que los precios de activos siguen un continuo camino aleatorio.

Los estudios de Bachelier (1900) y Einstein (1905) encuentran validez empírica en muchos trabajos. Working (1934), Kendall (1953), Cowles (1960) y Osborne (1959), entre otros, encuentran evidencia estadística a favor de que los cambios de los precios de las acciones son aleatorios. En un trabajo teórico, Samuelson (1965) muestra que en un mercado eficiente, desde el punto de vista del proceso de la información, los precios tienen que ser impredecibles. La prueba de Samuelson es simple e intuitiva. Los precios

de los activos, P_t , son iguales al valor esperado de sus futuros pagos, D_t , descontados por la tasa δ_t . La esperanza matemática es calculada con respecto al conjunto de información Ω_t . Es decir,

$$P_t = E\left[\sum_{j=1}^{\infty} \delta_{t,t+j} D_{t+j} \mid \Omega_t\right] \quad (1)$$

Dado que los precios en el momento t incorporan toda la información en el conjunto Ω_t , es imposible predecir los precios futuros usando el conjunto de información Ω_t . Samuelson asume una tasa de descuento constante y, así, deduce que las tasas de retorno de activos, r_t , deben ser un juego justo. Es decir, la predicción del proceso estocástico r_t es igual a cero para cualquier posible conjunto de información Ω_t :

$$E[r_{t+1} \mid \Omega_t] = 0 \quad (2).$$

Esta definición dice que los precios de los activos, P_t , son un juego justo cuando las tasas de retornos de los activos (precios más dividendos) son una martingala. Es decir,

$$E[P_{t+1} \mid \Omega_t] = P_t \quad (3).$$

A fines de la década del 60, el consenso académico indica que los precios de acciones son impredecibles, pero aun con este consenso, no hay una teoría claramente articulada de precios de activos financieros. La hipótesis de mercados eficientes es desarrollada y popularizada por Fama (1970), en su primer artículo de análisis de la literatura existente, donde define que *“un mercado en el que los precios reflejan plenamente la información disponible es eficiente.”* Siguiendo a Samuelson (1965), Fama (1970) expresa las condiciones de equilibrio de mercado en términos de tasas de retorno esperadas, valores que son calculados en base al conjunto de información disponible Ω_t . Fama (1970) identifica un mercado eficiente con el supuesto de que las tasas de retorno

de activos, r_t , sean un juego justo. Fama (1970) propone varios modelos para los precios de activos, incluyendo los modelos de martingala y el modelo de camino aleatorio. Llevado por estas ideas, Malkiel (1973) escribe su muy popular libro de difusión *A Random Walk Down Wall Street*, donde propone que a los inversores les conviene comprar un buen diversificado índice de mercado, que invertir en acciones particulares o fondos mutuales activamente manejados.

Más tarde, Malkiel (1992) formaliza una definición un poco más explícita de la EMH, diciendo que *“un mercado es completamente eficiente si refleja toda la información para determinar los precios de los activos financieros. Formalmente, se dice que un mercado es eficiente con respecto a un conjunto de información.... si la revelación de información a todos los participantes no afecta a los precios de los títulos. Mas aún, la eficiencia con respecto a un conjunto de información conlleva a que sea imposible obtener beneficios económicos en base al conjunto susodicho de información.”*

La definición de Malkiel expande la definición de Fama (1970). El segundo párrafo sugiere una prueba de la hipótesis de eficiencia, útil en un laboratorio. El tercer párrafo sugiere una prueba de la hipótesis de eficiencia que puede ser usado en el trabajo empírico en finanzas.

De acuerdo a la definición de Fama (1970), los precios deben incorporar toda la información disponible en un mercado eficiente. Sin embargo, Grossman y Stiglitz (1980) señalan que los precios de activos no pueden incorporar toda la información disponible, en el sentido de la EMH. Tiene que haber ineficiencias para compensar a los inversores por el costo de compra-venta de activos y de obtención de información. Solamente en el caso extremo donde estos costos sean cero, los precios de activos incorporarían toda la información. Jensen (1978) propone una definición en la cual los precios reflejan toda la información hasta el punto en el que los beneficios marginales de actuar sobre ella no excedan a los costes marginales.

Las fórmulas (1) a (3) muestran que para hacer operativa la definición de la EMH, el conjunto de información disponible debe ser definido. Distintos niveles de información

disponible dan lugar a una forma diferente de eficiencia. Fama (1970) distingue tres clases diferentes de eficiencia, de acuerdo al nivel de información disponible:

1. Forma débil, donde solamente se dispone de la secuencia de precios históricos. Bajo esta forma, se dice que los precios actuales de los activos financieros reflejan totalmente toda la información contenida en los movimientos previos de precios. Es decir, usando precios históricos es imposible construir una estrategia exitosa de especulación. También se puede decir que es imposible usar precios históricos para predecir los futuros movimientos de precios.
2. Forma semi-fuerte, donde los precios actuales del mercado reflejan no sólo los movimientos previos de precios, sino también cualquier otra información pública disponible, como balances contables, análisis públicos de empresas, predicciones públicas de precios futuros, anuncios de dividendos, etc. Es decir, usando cualquier información pública es imposible construir una estrategia exitosa de especulación y predecir los futuros movimientos de precios.
3. Forma fuerte, donde los precios actuales reflejan toda la información relevante, incluyendo la información privada. Esta forma fuerte tiene una implicación muy clara: ningún inversor puede superar consistentemente el comportamiento del mercado.

Fama (1970) señala que la versión débil tiene considerable soporte empírico; comentando que las desviaciones encontradas en la literatura de la época no son económicamente significativas. Fama (1970) sostiene una posición similar para la versión semi-fuerte, aunque señala que la literatura es más incompleta que la literatura sobre la forma débil.

Fama (1991) vuelve a revisar la literatura sobre la EMH. En los veinte años que pasaron entre sus artículos, la evidencia empírica cambia. Numerosos estudios muestran que algunas variables macroeconómicas, financieras y de finanzas corporativas tienen poder para predecir los retornos de acciones. Hasta la hipótesis del camino aleatorio, históricamente relacionada con la EMH, es puesta en duda por varios trabajos, entre ellos por Lo and MacKinlay (1988). Trabajos teóricos de LeRoy (1973), Rubinstein (1976) y

Lucas (1978), entre otros, demuestran que un proceso de martingala, como el propuesto por Fama (1970), para los precios de activos no es condición suficiente ni necesaria en un mercado financiero con inversores racionales. Si un precio de un activo es parcialmente predecible se debe a que un justo retorno se tiene que pagar para atraer inversores hacia ese activo y, así, compensar a los inversores por el riesgo de comprar el activo.

Es así que Fama (1991) sugiere que las investigaciones se deben enfocar no tanto a hacer pruebas de hipótesis sobre las tres formas de eficiencia, sino en pruebas de hipótesis sobre la predicción de tasas de retorno, estudios de eventos y pruebas de hipótesis sobre información privada.

2. Pruebas de Hipótesis

En las pruebas de hipótesis sobre la EMH se miden ganancias ajustadas por riesgo y costo. Por lo tanto, todas las pruebas de hipótesis necesitan un modelo de ajuste de riesgo. Los resultados de las pruebas van a ser condicionales al modelo. Este es el mayor problema de la EMH. Todas las pruebas de hipótesis de eficiencia son pruebas conjuntas de la EMH y de un modelo de valuación de activos. Fama (1991), en su segundo artículo donde analiza la literatura existente, nota que el problema de hipótesis conjunta hace imposible confirmar o refutar empíricamente la EMH. Esta situación, sin embargo, no quiere decir que el concepto de eficiencia de mercado no sea útil. Más aún, casi todas las áreas de investigación empírica en economía requieren pruebas de hipótesis conjuntas. Campbell et al. (1997) sugieren que el concepto de eficiencia sirve como un marco para medir eficiencia relativa. Cuanta mayor vigencia tenga la EMH, más se reducirán las oportunidades de especulación exitosa.

2.1 Forma Débil y la Hipótesis del Camino Aleatorio

En sus comienzos, la hipótesis de que los precios de activos siguen un camino aleatorio se relaciona con la EMH. La idea es simple: los inversores reaccionan instantáneamente a cualquier cambio de información y, al tratar de tomar ventaja de la

misma, eliminan las oportunidades de ganancias. Por lo tanto, cuanto más impredecibles sean los cambios en los precios, más eficiente es un mercado financiero. En el límite, los precios de activos fluctúan aleatoriamente. La hipótesis del camino aleatorio refleja esta idea.

Pongamos un poco de estructura a esta idea. Un camino aleatorio es definido como un proceso estocástico donde las innovaciones son independientes. Es un caso especial de una martingala. Formalmente, un proceso estocástico Z_t es un camino aleatorio con un drift si

$$Z_t = Z_{t-1} + \delta + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{iid } D(0, \sigma^2), \quad (4)$$

Donde δ es una constante, ε_t es una variable iid con media cero y varianza, σ^2 , que representa las innovaciones en el proceso Z_t .

Posiblemente, el primer trabajo estadístico moderno probando la hipótesis del camino aleatorio es el de Working (1934). Working (1934) analiza el comportamiento de los cambios de precios de activos financieros. Working (1934) encuentra que estos cambios se parecen a los números de una lotería. El primer trabajo que encuentra cierta evidencia contra la hipótesis del camino aleatorio es el Cowles y Jones (1937), quienes usan una prueba no paramétrica, basada en la frecuencia de secuencias y reversiones en las tasas de retorno de acciones. Las secuencias representan pares de tasas de retorno consecutivas con el mismo precio. Las reversiones representan pares de tasas de retorno consecutivas con signos opuestos. Bajo la hipótesis nula de innovaciones independientes, Cowles y Jones (1937) muestran que la razón del número total de secuencias a reversiones sigue una distribución normal con media 1 y varianza $12/N$, donde N es el

tamaño del intervalo estudiado. Utilizando intervalos que van de 20 minutos a 3 años, Cowles y Jones (1937) encuentran que las secuencias son más comunes que las reversiones. Por ejemplo, con datos mensuales de 1835 a 1935, la probabilidad de que el mercado de acciones suba, siguiendo una suba, o que el mercado baje, siguiendo una baja, es 0.625, no 0.5 como sería lo esperado bajo la hipótesis del camino aleatorio. Usando datos semestrales, la misma probabilidad baja a 0.583. Cowles and Jones (1937) encuentran que estos resultados son estadísticamente significativos, pero no pueden rechazar la hipótesis nula de incrementos independientes para períodos más largos. Con datos semanales, encuentran resultados estadísticamente significativos para una semana, pero no para períodos más largos. Cowles y Jones (1937) encuentran cierta evidencia de estructura en los precios de acciones, que se interpreta como evidencia en favor del camino aleatorio. Años más tarde, Cowles (1960) revisa los resultados de Cowles y Jones (1934). Cowles (1960) comenta que los resultados en contra del camino aleatorio se deben al uso de promedios mensuales de datos diarios y semanales. Working (1960) demuestra que el uso de promedios puede introducir una espúrea correlación serial en series de tiempo.

Desde la publicación de estos trabajos precursores aparecieron, muchos estudios usando pruebas de hipótesis basados en secuencias y reversiones, incluyendo Fama (1965), Sharma and Kennedy (1977), Cooper (1982), Butler and Malaikah (1992) y Urrutia (1995). En general, estas pruebas no pueden rechazar el camino aleatorio. A partir de los trabajos de Engle (1982), se empieza a encontrar evidencia de heteroscedasticidad en las series financieras. El supuesto de una varianza constante en la innovación ϵ_t no es correcto. Las pruebas modernas de hipótesis del camino aleatorio incorporan esta

característica de la varianza de series financieras, asumiendo solamente que ε_t no está correlacionado, es decir, se permiten dependencias en momentos más allá del primero.

Uno de los estadísticos modernos más usados para testear la hipótesis del camino aleatorio, que incorpora la posible heteroscedasticidad de los datos, es el estadístico de razones de varianzas (VR) propuesto por Lo y MacKinlay (1988). Este estadístico está basado en el hecho que si una serie, X_t , sigue un camino aleatorio, la varianza de $X_t - X_{t-1}$ es igual a la varianza de $X_t - X_{t-n}$ multiplicada por q . Si definimos el estadístico VR como la siguiente razón de varianzas:

$$VR(q) = \text{var}(X_t - X_{t-q}) / [(1/q) \text{var}(X_t - X_{t-1})], \quad (5)$$

vemos que bajo la hipótesis del camino aleatorio esta razón tiene que tener un valor muy cercano a uno. Lo y MacKinlay (1988) derivaron la distribución asimptótica de este estadístico, que una vez normalizado sigue una distribución normal estándar. Como producto del estadístico $VR(q)$, Lo y MacKinlay (1988) muestran que cuando $q=2$, $VR(2)-1$ estima el coeficiente de correlación de primer orden de $X_t - X_{t-1}$.

Usando datos semanales, Lo y MacKinlay (1988) encuentran que es importante cómo se calcula el índice. Usando datos de 1962 a 1994 de la Bolsa de EE.UU., Lo y MacKinlay no pueden rechazar el modelo de camino aleatorio para el índice CRSP con ponderaciones dadas por la capitalización del mercado de sus componentes, pero sí lo pueden rechazar para el índice CRSP con ponderaciones iguales. Estos resultados parecieran indicar que el tamaño de las firmas es importante. Cuando Lo y MacKinlay (1988) analizan las correlaciones, encuentran que los datos semanales exhiben una

correlación de primer orden de .30. Una correlación de esta magnitud conlleva a decir que el 9% de la variabilidad de las tasas de retornos de los índices es explicada por las tasas de retorno de esta semana. Para las firmas en el quintil más pequeño, este número se acerca al 18%. Lo y MacKinlay (1988) encuentran que para acciones individuales, la correlación es negativa y estadísticamente insignificante. Lo (2000), repasando la literatura de finanzas empíricas, comenta que los retornos calculados más allá de una semana, digamos de un mes, un trimestre o un año no muestran una correlación significativamente diferente de cero.

El procedimiento de Lo y MacKinlay (1988) hace una prueba de hipótesis para cada q . Chow y Denning (1993) generalizan la prueba de razón de varianzas, permitiendo hacer una prueba de hipótesis conjunta para todas las q que se consideran. Si bien las pruebas de razones de varianzas son muy poderosas contra hipótesis nulas iid, tanto heteroscedásticas como homoscedásticas, la distribución muestral puede ser muy lejana de normal en pequeñas muestras, mostrando sesgos severos y asimetría hacia la derecha. Por lo tanto, en pequeñas muestras, las pruebas de razones de varianzas pueden ser poco confiables. Así surge la prueba no paramétrica de Wright (2002), quien propone una prueba de razón de varianzas basada en rangos y signos.

Desde la publicación de Lo y Mackinlay (1989), pruebas de razones de varianzas se han aplicado a todos los mercados financieros, de acciones, tipos de cambio, de productos primarios, etc. Recientemente, Eitelman y Vitanza (2008) analizan la hipótesis del camino aleatorio en 44 mercados de valores internacionales, 22 mercados de productos primarios y 29 mercados de tipos de cambio (contra el dólar estadounidense) usando el estadístico de razones de varianzas. Ellos no pueden rechazar la hipótesis del

camino aleatorio para los índices de la mayoría de las bolsas de valores internacionales, incluyendo a Alemania, Brasil, China, Corea del Sur, Gran Bretaña, España, Francia, India, Suiza y Suecia. Para EE.UU. tampoco pueden rechazar la hipótesis del camino aleatorio para el índice S&P 500, que tiene ponderaciones dadas por la capitalización del mercado de sus componentes. Eitelman y Vitanza (2008) rechazan la hipótesis del camino aleatorio en solamente seis mercados internacionales: Argentina, Filipinas, Italia, Japón, República Checa y Tailandia. Para los mercados de productos primarios rechazan la hipótesis del camino aleatorio para la soja, algodón y la goma; mientras que para los mercados de tipos de cambio rechazan la hipótesis del camino aleatorio para el peso chileno, el peso colombiano, el yen japonés y la corona sueca. Eitelman y Vitanza (2008) notan que los mercados en los que se rechaza la hipótesis del camino aleatorio tienden a tener muy bajas razones de Sharpe, es decir, bajas tasas de retornos ajustadas por riesgo. Eitelman y Vitanza (2008) interpretan sus resultados diciendo que mercados con bajas razones de Sharpe atraen menos inversores y menos demanda de analistas financieros, lo cual conlleva a una peor eficiencia informativa.

Resulta interesante que para períodos más largos para medir tasas de retorno, de hasta 5 años, Fama y French (1988) y Poterba y Summers (1988) encuentran una correlación negativa en los índices de mercado de EE.UU.. Aunque los coeficientes parecen grandes, no se pueden rechazar la hipótesis del camino aleatorio. Varios trabajos, entre ellos Kim, Nelson y Startz (1991) y Richardson (1993) cuestionan la exactitud de las inferencias usuales en estudios usando horizontes largos.

2.2 Forma Semi-fuerte y Estudios de Eventos

La forma semi-fuerte de la EMH señala que el precio de un activo financiero debe reflejar toda la información pública disponible. La información pública no sólo incorpora precios históricos, sino también balances contables, anuncios de ganancias, dividendos, adquisiciones y ventas, variables macroeconómicas y microeconómicas, etc. Es decir, el conjunto de información para evaluar la EMH ahora debe incluir cualquier información que se pueda considerar que influye en el precio de un activo financiero.

Para hacer pruebas de hipótesis sobre la forma semi-fuerte de la EMH se usan los estudios de eventos. Los eventos son acciones corporativas, macroeconómicas, políticas, etc., que en teoría pueden afectar el comportamiento de los precios de un activo financiero. Los estudios de eventos estudian qué pasa con el precio de los activos financieros antes y después del evento. Bajo la hipótesis de que los mercados financieros son eficientes de manera semi-fuerte, los precios deben reaccionar inmediatamente al anuncio y no mostrar ningún comportamiento inusual antes o después del anuncio. Supongamos que el activo financiero es una acción de una empresa y el evento es un incremento en los dividendos de la empresa. Si el precio de la acción muestra un movimiento pronunciado antes del anuncio, con tasas de retorno significativamente diferentes de cero, este movimiento anticipado se puede relacionar con el uso de información privada (insider trading). A su vez, si el precio de la acción muestra un movimiento pronunciado después del anuncio de dividendos, con tasas de retorno significativamente diferentes de cero, este movimiento se puede relacionar con ineficiencias de mercado, específicamente, una violación de la forma semi-fuerte de la EMH.

El problema habitual de relacionar los estudios de eventos a la EMH, es el de la hipótesis conjunta, presentado más arriba. Las tasas de retorno de los activos deben ajustarse por riesgo y costos de transacción para juzgar si las tasas de retorno son significativamente altas o bajas. Para ello, se debe usar un modelo para determinar las tasas de retorno esperadas. Hay que tener en cuenta que en muchos casos los costos de transacción contienen muchos costos implícitos o de difícil cálculo; para estos casos también es necesario un modelo de costos de transacción. Estos estudios de eventos empiezan a aparecer en los últimos años de los 60, luego de los populares trabajos de Ball y Brown (1968) y de Fama, Fisher, Jensen y Roll (1969).

Ball y Brown (1968) documentan un movimiento (drift) de los precios de acciones antes de un anuncio de ganancias. Este movimiento es asociado con compraventas usando información privada. Esta asociación claramente rechaza la forma fuerte de la EMH. Ball y Brown (1968) también documentan un movimiento posterior al anuncio de ganancias. Este movimiento posterior es una evidencia en contra de la forma semi-fuerte de la EMH. Este tipo de movimiento, pre- y post-anuncio, es confirmado por MacKinlay (1999).

Fama, Fisher, Jensen y Roll (1969) encuentran un movimiento positivo anterior al anuncio de una división de acciones (stock split), pero este movimiento puede ser explicado por el fenómeno de auto-selección, donde sólo las empresas buenas dividen sus acciones, o por el fenómeno de insider trading. Dada esta última posibilidad, no está claro si la forma fuerte de la EMH es rechazada. Por el otro lado, no se observa un movimiento con clara tendencia de los precios después del anuncio de división de acciones. Esta falta de movimiento se interpreta como evidencia en favor de la EMH.

Desde la publicación de estos dos trabajos se han realizado muchísimos estudios de eventos en finanzas. Más aún, los estudios de eventos no sólo se aplican a eventos corporativos y macroeconómicos, sino que se han generalizado a eventos políticos y sociales, tanto locales como internacionales. Por ejemplo, Calvo-González (2007) estudia el efecto de la firma del Pacto de Madrid entre EE.UU. y España en septiembre de 1953 en la Bolsa de Madrid. Una pequeña lista de recientes estudios de eventos en varias áreas incluye los trabajos de Bhagat y Romano (2002), Calvo-González (2007), Chatterjee et al. (2002), Cichello y Lamdin (2006), Darkow (2008), Drakos (2004), Fornell et al. (2006), Ghosh et al. (1995), Gong (2009), Johnston (2007), Lamdin (2001), McKenzie y Thomsen (2001), Meznar et al. (1998), Misra y Rao (2009), Nicolau (2002), Nicolau y Sellers (2004), Rose (2003), Roztocky y Weistroffer (2009), Thomsen y McKenzie (2003), Tuck (2005) y Wulf (2004).

Kothari y Warner (2005) documentan que entre el año 1974 y el año 2000 las cinco principales revistas especializadas en finanzas publicaron 565 artículos utilizando estudios de eventos. Esta es una cifra conservadora, dado que solamente se cuentan sólo cinco revistas. Con pocas excepciones, esta vasta literatura encuentra que los mercados

financieros ajustan sus precios rápidamente cuando se producen los eventos. En general, la literatura de eventos en finanzas apoya la forma semi-fuerte de la EMH.

3. Predicción

El marco empírico de las regresiones predictivas es muy simple: estimar las futuras tasas de retorno entre el período t y el período $t+\tau$, $r(t,t+\tau)$, con variables conocidas en el período t . Es decir,

$$r(t,t+\tau) = \alpha(\tau) + \beta(\tau) X(t) + \varepsilon(t,t+\tau) \quad (6)$$

Con este marco empírico, Fama y French (1989) encuentran que se pueden predecir las tasas de retornos de activos con un grupo de variables de fácil cálculo. Estas variables son el rendimiento actual de dividendos (dividend yield o D/P), la prima de término (term premium o TERM) y la prima de morosidad (default premium o DEF). La elección de estas variables no es al azar. La prima de término y la prima de morosidad son usadas previamente por Keim y Stambaugh (1986), mientras que el rendimiento actual de dividendos es usada por Campbell y Shiller (1988). Fama y French (1989) usan observaciones anuales y trimestrales que no se superponen unas a las otras, para estimar la ecuación (6) por MCO. Cuando los horizontes son más largos, Fama y French (1989) usan observaciones que se superponen y tratan de tomar en cuenta este problema, al modificar los cálculos de los errores estándares. Fama y French (1989) encuentran que la variable con más poder predictivo es D/P, los coeficientes de MCO y el R^2 sube con el horizonte de predicción.

Lamont (1998) usa en la ecuación (6) tres variables: rendimiento actual de dividendos, el rendimiento de ganancias (earning yield o EY) y la razón de liquidación de dividendos (payout ratio). Lamont (1998) encuentra que los dividendos y las

ganancias tienen poder de predicción. Lamont (1998) interpreta estos resultados diciendo que los dividendos actuales contienen información sobre los dividendos futuros, posiblemente conteniendo información acerca de un componente permanente en los precios de las acciones, y que las ganancias actuales contienen información sobre el futuro estado de los negocios.

Baker y Wurgler (2000) agregan como variables predictivas a la regresión de Fama y French (1989) la razón de valor libro a valor de mercado (B/M_{t-1}) y la cantidad de nuevas acciones emitidas (S_{t-1}), controlando por autocorrelación. Baker y Wurgler (2000) encuentran que S_{t-1} es el más consistente predictor de la tasa de retorno futura.

Estos sorprendentes resultados han sido cuestionados en términos de su validez estadística. Stambaugh (1999) nota que las variables predictivas como el rendimiento actual de dividendos o la razón de liquidación de dividendos son variables con alta persistencia estadística –i.e., con un alto coeficiente autorregresivo. Stambaugh (1999) también nota que las innovaciones de estas series con alta persistencia están correlacionadas con las tasas de retorno de acciones, lo que causa que los estimadores de $\beta(\tau)$ sean sesgados. A este resultado se lo conoce como el “sesgo de Stambaugh.”

Dada la persistencia de las variables predictivas, Cavanagh, Elliott y Stock (1995) encuentran que el estadístico t , habitualmente usado para juzgar la significatividad de los estimadores de $\beta(\tau)$, es agresivo, es decir, el estadístico t rechaza una hipótesis nula verdadera más que el nivel α de significatividad.

3.1 El Sesgo de Stambaugh

Un problema econométrico en las regresiones predictivas es que las variables independientes generalmente utilizadas, como el rendimiento actual de dividendos, no son exógenas sino solamente predeterminadas.

Stambaugh (1999) formaliza este problema de la siguiente manera:

$$r(t+1) = \alpha + \beta x(t) + u(t+1) \quad (7)$$

donde $x(t)$ representa una razón financiera, por ejemplo, el rendimiento actual de dividendos –i.e., $D(t)/P(t)$. Esta variable depende del precio en el momento t , mientras que el cambio en $x(t)$ refleja cambios en el precio desde el momento t al momento $t+1$. Es decir, una situación similar al cambio en la tasa de retorno $r(t+1)$. Esto lleva a que:

$$E[u(t+1)|x(t+1),x(t)] \neq 0,$$

O más generalmente,

$$E[u(t) | x(s),x(w)] \neq 0, s < t < w$$

Stambaugh (1999) asume un proceso autorregresivo para $x(t)$:

$$x(t) = \theta + \rho x(t-1) + v(t) \quad (8)$$

donde $u(t)$ y $v(t)$ tienen una distribución normal con media cero y matriz de covarianza Σ , que es independiente de t .

Con este marco, Stambaugh (1999) muestra que el estimador de mínimos cuadrados, b , tiene un sesgo positivo, con asimetría positiva y con una varianza y curtosis más alta que la de una normal estándar. En particular, Stambaugh deriva el sesgo de b :

$$E(b - \beta) = (\sigma_{uv} / \sigma_v^2) E(p - \rho) \quad (9)$$

donde p es el estimador de mínimos cuadrados del coeficiente ρ , σ_{uv} es la covarianza entre los errores $u(t)$ y $v(t)$ y σ_v^2 es la varianza del error $v(t)$. Stambaugh señala que

como el estimador p tiene un sesgo negativo y, al ser la covarianza negativa, b tiene un sesgo positivo.

En la práctica, las razones financieras son muy persistentes, es decir, el coeficiente ρ tiene valores cercanos a 1. Por lo tanto, el test t usual no es confiable. Stambaugh corrige el test t y encuentra que la evidencia a favor de predecibilidad es más débil.

Lewellen (2004) intenta evaluar la seriedad del sesgo de Stambaugh, para lo cual toma el peor escenario posible de persistencia para las variables predictivas, es decir, $\rho=1$, y condiciona los resultados a este peor caso. Bajo este escenario, el sesgo de Stambaugh y la corrección del coeficiente de mínimos cuadrados, b_{adj} , son:

$$E(b - \beta | \rho=1, p) = (\sigma_{uv} / \sigma_v^2) (p - 1) \quad (10)$$

$$b_{adj} = b - (\sigma_{uv} / \sigma_v^2) (p - 1). \quad (11)$$

Como la persistencia estimada es muy cercana a 1, Lewellen (2004) señala que el efecto del sesgo de Stambaugh es pequeño. Usando varias razones financieras como variables predictivas, Lewellen (2004) encuentra que las tasas de retorno son predecibles. En particular, el rendimiento actual de dividendos predice las tasas de retorno del mercado de EE.UU. en el período 1946–2000 y en períodos más cortos. Por su parte, las razones de valor libro a valor de mercado (B/M) y de ganancias sobre precio (E/P) pueden predecir las tasas de retorno del mercado de EE.UU. solamente en el período 1963-2000.

Campbell y Yogo (2006) también analizan el poder de las variables predictivas en el contexto de Stambaugh. Campbell y Yogo (2006) empiezan su análisis reconociendo que el test t tiene muy buenas propiedades cuando la muestra es grande y las variables

predictivas son estacionarias –i.e., ρ es menor a uno en valor absoluto. Pero, en pequeñas muestras, usar las aproximaciones asintóticas puede llevar a malas inferencias cuando ρ es muy cercano a uno. Para enfrentar este problema, los econométricos estudian el comportamiento de los estadísticos cuando ρ es localmente cercano a uno. Es decir, cuando $\rho=1+c/T$, donde c es una constante. Usando este método, Campbell y Yogo (2006) proponen un test Q, usando la corrección de Bonferroni. Para implementar este test, es debido primero estimar ρ , cosa que hacen usando el procedimiento propuesto por Elliot y Stock (1994), que es una estimación de Dickey-Fuller permitiendo heteroscedasticidad. Una vez estimado ρ , Campbell y Yogo (2006) comparan el poder de su test Q con el test t con corrección de Bonferroni de Cavanagh et al. (1995) y con el test de Lewellen (2004). Campbell y Yogo (2006) encuentran que su test Q con corrección de Bonferroni tiene buen poder, comparado con los otros dos tests. Usando este test, la razón de ganancias sobre precio (E/P) puede predecir las tasas de retorno en EE.UU. usando datos mensuales a anuales, mientras que el rendimiento actual de dividendos (D/P) sólo puede predecir tasas de retornos en EE.UU. con datos anuales. Los resultados son más débiles después del año 1952. Campbell y Yogo (2006) comentan que si se pudiera eliminar el caso en que D/P es explosivo –vale decir, $\rho>1$ -, D/P tiene poder de predicción sobre las tasas de retorno. Finalmente, Campbell y Yogo (2006) muestran que el test t tradicional se puede usar cuando las variables predictivas son tasas de interés o relacionadas con ella. La persistencia en este caso no parece ser un gran problema, dado que las innovaciones de estas variables no están correlacionadas con las tasas de retornos de acciones.

Bibliografía

Bachelier, L. (1900), "Théorie de la Spéculation" *Annales Scientifiques de l'Ecole Normale Supérieure Sér.*, 3(17), 21–86.

Baker, Malcolm y Jeffrey Wurgler, 2000, "The Equity Share in New Issues and Aggregate Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 55(5), 2219-2257.

Bhagat, S. y R. Romano, (2002), "Event studies and the law: part I. Technique and corporate litigation," *American Law and Economics Review* 4(1), 141-167.

Campbell J. Y, A. V. Lo, y A. C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, New Jersey.

Campbell, J.Y. y M. Yogo (2006), "Efficient tests of stock return predictability," *Journal of Financial Economics*, 81, 27-60.

Calvo-Gonzalez, O., (2007), "American military interests and economic confidence in Spain under the Franco dictatorship," *The Journal of Economic History* 67(3), 740-767.

Chatterjee, C., Pacini, C. y V. Sambamurthy, (2002), "The shareholder-wealth and trading-volume effects of information-technology infrastructure investments," *Journal of Management Information Systems*, 19(2), 7-42.

Chow. K.V. and Denning, K. (1993), "A simple multiple variance ratio test," *Journal of Econometrics*, 58(3), 385-401.

Cichello, M. y D.J. Lamdin, (2006), "Event studies and the analysis of antitrust," *International Journal of the Economics of Business* 13(2), 229-245.

Cooper, J. C. B. (1982) "World stock markets: some random walk tests". *Applied Economics*. 14:515–531.

Cowles, A. (1960), "A Revision of Previous Conclusions Regarding Stock Price Behavior," *Econometrica*, 28, 909-915.

Cowles, A. y H. E. Jones, (1937). "Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action," *Econometrica*, 5(3), 280–294.

Darkow, I.L., Kaup, C. y D. Schiereck, (2008), "Determinants of merger & acquisition success in global logistics," *International Journal of Logistics Research and Applications* 11(5).

Drakos, K. (2004), "Terrorism-induced structural shifts in financial risk: airline stocks in the aftermath of the September 11th terror attacks. *European Journal of Political Economy*, 20(2), 435-446

Einstein, A. (1905), "Über die von der molekularkinetischen Theorie der Wärme geforderte Bewegung von in ruhenden Flüssigkeiten suspendierten Teilchen," *Annalen der Physik*, 322(8), 549–560.

Eitelman, P. S. y J. T. Vitanza (2008), "A Non-Random Walk Revisited: Short- and Long-Term Memory in Asset Prices," International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Fama, E. F. (1965), "The behavior of stock market prices". *Journal of Business*. 38: 34–105.

Fama, E. F. (1970), "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work". *Journal of Finance*. 25:383–417.

Fama, E. F. (1991), "Efficient capital markets: II". *Journal of Finance*. 96:1575–1617.

Fama, E. F., L. Fisher, M. C. Jensen, and R. Roll, (1969), "The adjustment of stock prices to new information." *International Economic Review*, 10(1):1–21.

Fornell, C., Mithas, S. y F.V. Morgeson, (2006), "Customer satisfaction and stock prices: High returns, low risk," *Journal of Marketing*, 70(1), 3-14.

Ghosh, C., Rodriguez, M. y C.F. Sirmans, (1995), "Gains from corporate-headquarters relocations – Evidence from the stock market," *Journal of Urban Economics* 38(3), 291-311.

Gibson, George (1889), *The Stock Exchanges of London Paris and New York*, G. P. Putnam & Sons, New York.

Gong, S.X.H., (2009), "Event study in transport research: Methodology and applications," *Transport Reviews*, 29(2), 207-222.

Grossman, S. and J. Stiglitz (1980), "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets", *American Economic Review*, 70, 393-408.

Jensen, M (1978), "Some anomalous evidence regarding market efficiency". *Journal of Financial Economics*. 12:33–56.

Johnston, M.A., (2007), "A review of the application of event studies in marketing," *Academy of Marketing Science Review*, 11(4), 1-31.

Kendall, M. G. (1953), "The Analysis of Economic Time-Series—Part I: Prices." *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1), 11–25.

Kothari, S.P. y J. B. Warner, (2005), "Econometrics of event studies," en el capítulo 1 de B. Espen Eckbo (ed.), *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance* (Handbooks in Finance Series, Elsevier/North-Holland).

Malkiel, B., (1992), "Efficient Market Hypothesis," in Newman, P., Milgate, M., and Eatwell, J. (eds.), *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan, London.

Lamdin, D.J. (2001) Implementing and interpreting event studies of regulatory changes, *Journal of Economics and Business*, 53, 171–83.

Leroy, S. (1973) "Risk Aversion and the Martingale Property of Stock Returns", *International Economic Review* 14, 436-446.

Lewellen, J., (2004), "Predicting returns with financial ratios," *Journal of Financial Economics* 74 (2), 209–235.

Lo, A. W. (2000), "Finance: A Selective Survey," *Journal of the American Statistical Association*, 95, 629-635.

Lo, A. W. y C. MacKinley, (1988) "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.

Lucas, R. (1978) "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 46, 1429-1446.

Malkiel, B., (1992), "Efficient Market Hypothesis," in Newman, P., Milgate, M., and Eatwell, J. (eds.), *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan, London.

Malkiel, B. G. (2003), "The Efficient Market Hypothesis and its Critics", *Journal of Economic Perspectives*, vol 17, no. 1, 59-82.

Meznar, M.B., Nigh, D. y C.C.Y. Kwok, (1998), "Announcements of withdrawal from South Africa revisited: Making sense of contradictory event study findings." *Academy of Management Journal*, 41(6), 715-730.

McKenzie, A.M. y M. Thomsen, (2001), "The effect of E-coli O157: H7 on beef prices," *Journal of Agricultural Resource Economics*, 26(2), 431-444.

Misra, L. and V.S. Rao, (2009) "The launching of transactional web sites: Market response to announcements by incumbent B2C companies," *Journal of Organizational Computing and Electronic Commerce* 19(1), 50-82.

Nicolau, J.L., (2002) "Assessing new hotel openings through an event study," *Tourism Management*, 23(1), 47-54.

Nicolau, J.L. y R. Sellers, (2002), "The stock market's reaction to quality certification: Empirical evidence from Spain," *European Journal of Operational Research*, 142(3), 632-641.

Ojah, K. and Karemera, D. (1999) Random walks and market efficiency tests of Latin American Emerging equity markets: A revisit, *The Financial Review*, 34(1), 57-72.

Osborne, M. (1959), "Brownian Motion in the Stock Market", *Operations Research* 7, 145-173.

Osborne, M. (1962), "Periodic Structures in the Brownian Motion of Stock Prices", *Operations Research* 10, 345-379.

Rose, C. (2003), "Impact of investor meetings/presentations on share prices, insider trading and securities regulation," *International Review of Law and Economics* 23, 227-236.

Roztock, N. and H.R. Weistroffer, (2009), "Event studies in information systems research: An updated review," *Proceedings of the Fifteenth Americas Conference on Information Systems*.

Rubinstein, M. (1976) "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options", *Bell Journal of Economics* 7, 407-425.

Samuelson, P. A. (1965), "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly". *Industrial Management Review*. 6:41-50.

Sharma, J. L. and R. E. Kennedy (1977) "A comparative analysis of stock price behaviour on the Bombay, London and New York stock exchanges". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 12:391-413.

Thomsen, M. and A.M. McKenzie, (2003) "Market incentives for safe foods: An examination of shareholder losses from meat and poultry recalls," *American Journal of Agricultural Economics*, 82(3), 526-538.

Tuck, C.E. (2005), "A quality award and stock market reaction: Evidence from the European Union," *Total Quality Management* 16(8-9), 979-986.

Urrutia, J. L. (1995) Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging markets, *Journal of Financial Research*, 18(3), 299-309.

Working, Holbrook, (1934), "A Random-Difference Series for Use in the Analysis of Time Series," *Journal of the American Statistical Association*, 29 (185), 11-24.

Working, Holbrook, (1960), "Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain," *Econometrica*, 28(4), 916-918.

Wright, J. H. (2000), "Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs," *Journal of Business and Economic Statistics* 18, 1-9.

Wulf, J. (2004), "Do CEOs in mergers trade power for premium? Evidence from "mergers of equals"," *Journal of Law, Economics, and Organization* 20(1), 60-101.