

EFICIENCIA DEL MERCADO DE CAPITALES.

UNA ILUSTRACION.

EDGARDO E. ZABLITSKY¹

JULIO 2001

"October. This is one of the peculiarly dangerous months to speculate in stocks. The others are July, January, September, April, November, May, March, June, December, August and February." - Mark Twain, Pudd'nhead Wilson²

"How could I have been so mistaken as to have trusted the experts? - John F. Kennedy, luego de Bahía de Cochinos

"In investing money, the amount of interest you want should depend on whether you want to eat well or sleep well." - J. Kenfield Morley, Some Things I Believe

I. INTRODUCCION.

La hipótesis de eficiencia del mercado de capitales sostiene que los precios de los activos incorporan rápidamente toda la información relevante, por ello su comportamiento puede ser representado por un random walk, al ajustarse instantáneamente ante la aparición de nueva información, la cual, por definición, es incierta e impredecible.

El concepto de mercados eficientes fue un subproducto de un descubrimiento ocasional. En 1953 la Real Sociedad Estadística se reunió en Londres para discutir un original artículo de Maurice Kendall, el cual estudiaba el comportamiento de los precios de

¹ Universidad del CEMA, Av. Córdoba 374, (1054) Buenos Aires, Argentina. Email: eez@cema.edu.ar.

las acciones y mercancías con el propósito de identificar ciclos regulares, pero las series "parecían ser erráticas, casi como si una vez a la semana el dios del azar sacara un número aleatorio... y lo sumara al precio corriente para determinar el precio de la semana próxima;" en otras palabras, los precios parecían seguir un random walk. Si los precios reflejan toda la información relevante entonces sólo cambiarán rápidamente cuando arrive nueva información, pero la nueva información, por definición, no puede predecirse (de otro forma no sería nueva información). Si los precios de las acciones ya reflejan todo lo que es predecible entonces los cambios en los mismos deben reflejar sólo lo impredecible; por lo tanto, los cambios en los precios deben tener un comportamiento aleatorio.

Sin embargo, miles de inversores, amateurs y profesionales, continuamente realizan estrategias activas de formación de portafolio, esperando obtener retornos superiores a los justificados por el nivel de riesgo que poseen sus carteras. Es por ello, como bien señala Fischer Black (1971), que resulta importante proveer evidencia que ilustre la hipótesis de eficiencia informacional del mercado de capitales,

"The first step, however, is for the investor to convince himself that the strong form of the random walk hypothesis is true. And this is very difficult for investors to do."

Este trabajo presenta evidencia sobre la eficiencia del mercado de capitales argentino, reportando resultados alcanzados en Trabajos Finales de la Maestría en Finanzas de la Universidad del CEMA llevados a cabo bajo mi supervisión.^{3 4} En la próxima sección

² Burton Malkiel, A Random Walk Down Wall Street, 1996 (al igual que las dos citas siguientes).

³ Se incluye también evidencia provista por algunos Trabajos Finales de la Maestría en Economía de la Universidad del CEMA, y por algunas Tesis de Licenciatura de la Universidad de San Andrés, llevados a cabo bajo mi supervisión.

realizaré una breve discusión del marco teórico del estudio. La sección 3 introduce el Capital Asset Pricing Model, CAPM, el cual será el modelo de equilibrio utilizado en algunas de las secciones subsiguientes, y presenta evidencia sobre la estabilidad del parámetro beta. La sección 4 analiza market timing; es decir, si los managers de los portafolios pueden anticipar exitosamente las tendencias del mercado. La sección 5 estudia la eventual presencia de hot hand en el manejo de fondos comunes de inversión. Finalmente, la sección 6 centra su interés sobre dos anomalías, el weekend effect y el turn of the month effect.

II. MARCO TEORICO.

"An efficient market is defined as a market where there are large numbers of rational, profit-maximizers actively competing, with each trying to predict future market values of individual securities, and where important current information is almost freely available to all participants. In an efficient market, competition among the many intelligent participants leads to a situation where, at any point in time, actual prices of individual securities already reflect the effects of information based both on events that have already occurred and on events which, as of now, the market expects to take place in the future. In other words, in an efficient market at any point in time the actual price of a security will be a good estimate of its intrinsic value." (Eugene Fama, 1965)

La hipótesis de eficiencia del mercado de capitales postula que los precios de los activos reflejan toda la información disponible; es decir, que la nueva información se

⁴ El autor agradece a Laura D'Amato su eficiente asistencia en la supervisión de dichos trabajos.

incorpora rápidamente. Por lo tanto, intentar predecir los precios futuros basándose en información pasada, y llevar a cabo estrategias activas de inversión en base a dicha información, resultaría en vano. Definamos,⁵

ϕ_{t-1} = Set de información disponible en el momento t-1 a los fines de determinar los precios de los activos. Incluye las realizaciones pasadas y actuales de las variables que tengan influencia sobre dichos precios; por ende, incluye como subconjuntos a todos los $\phi_{t-\tau}$ realizados en el pasado, para $\tau = 2...T$.

ϕ_{t-1}^m = Set de información que el mercado utiliza para determinar el precio de los activos en t-1, el cual es un subconjunto de ϕ_{t-1} .

$p_{j,t-1}$ = Precio del activo j en el momento t-1.

$F^m(p_{1,t+\tau}; \dots; p_{n,t+\tau} / \phi_{t-1}^m)$ = Función de densidad conjunta para los precios de las acciones en el momento t+ τ , asignada por el mercado en el momento t-1, en base a la información disponible en dicho momento, para $\tau = 0...T$.

$F(p_{1,t+\tau}; \dots; p_{n,t+\tau} / \phi_{t-1})$ = Verdadera función de densidad, dado ϕ_{t-1} .

La hipótesis de mercados de capitales eficientes requiere que los inversores utilicen la totalidad de la información relevante:

$$\phi_{t-1}^m = \phi_{t-1}$$

y que la utilicen correctamente,

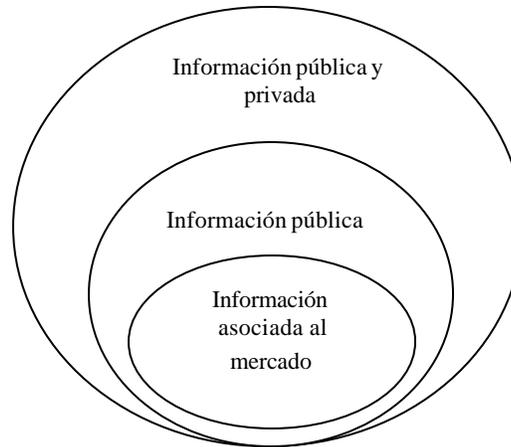
$$F^m(p_{1,t+\tau}; \dots; p_{n,t+\tau} / \phi_{t-1}^m) = F(p_{1,t+\tau}; \dots; p_{n,t+\tau} / \phi_{t-1})$$

es decir,

$$F^m(p_{1,t+\tau}; \dots; p_{n,t+\tau} / \phi_{t-1}^m) = F(p_{1,t+\tau}; \dots; p_{n,t+\tau} / \phi_{t-1})$$

⁵ E. Fama, Foundations of Finance, cap. 5, 1976.

Según el contenido de ϕ_{t-1} se pueden realizar tres especificaciones de la hipótesis de eficiencia: eficiencia débil, eficiencia semifuerte y eficiencia fuerte.



La eficiencia en sentido débil afirma que los precios de las acciones ya reflejan toda la información que se puede inferir analizando los datos asociados al mercado; es decir, los datos históricos de precios y volúmenes operados. Esto implica que el análisis de series históricas (por ej. el análisis técnico) no permitiría a un inversor predecir el comportamiento futuro de los precios, y por ende tener la posibilidad de obtener retornos extraordinarios para el riesgo que enfrenta.

La eficiencia en sentido semifuerte establece que los precios reflejan toda la información pública. Esto incluye, no tan sólo la información de las series pasadas de precios y volúmenes operados, sino también cualquier información contable de las empresas, información sobre el estado de la economía, y todo tipo de información pública y relevante para la valuación de los activos. Por lo tanto, ninguna clase de análisis basado en cualquier tipo de información pública (por ej. el análisis fundamental) podría contribuir a obtener beneficios anormales en forma consistente.

Finalmente, la hipótesis fuerte establece que los precios de las acciones tienen reflejados, no tan sólo toda la información pública relevante, sino también cualquier clase de información privada (por ej. la usualmente asociada a los insiders de una empresa). Por supuesto, si el mercado es eficiente en sentido fuerte también lo será en sentido semifuerte y débil. Por otro lado, si no se cumple la eficiencia en sentido débil tampoco se verificará en sentido semifuerte y, por ende, en sentido fuerte.

En síntesis un mercado eficiente se caracteriza porque:

- los precios de los activos reflejan inmediatamente la nueva información.
- la variación de los precios está dada por dicha información y por lo tanto es impredecible.
- las estrategias de trading buscando rendimientos extraordinarios sobre la base de reglas técnicas fracasarían.
- los inversores profesionales no obtendrían retornos superiores en forma consistente.

De ser el mercado de capitales eficiente una estrategia de inversión pasiva; es decir, comprar y conservar un fondo de inversión que replique el índice de mercado, resultaría óptima, dado que evitaría pagar comisiones y gastos innecesarios. La siguiente cita de Fischer Black (1971), ilustra claramente el punto,

"A passive strategy is not the same as random selection. I am not suggesting putting the financial page of the newspaper on a bulletin board and throwing darts on it. It is important for the investor to choose a well diversified portfolio, and is important for him to choose a portfolio that fits his objectives, including his tax status and his ability to tolerate fluctuations in the value of his portfolio. But once he has a portfolio, he should make changes only to keep it diversified, to fit it to changes objectives, to generate cash, or to realize tax losses.

Whether he is an amateur or a professional, giving up the attempt to do fundamental analysis will mean that his portfolio performance, especially his after-tax performance, will most likely be better than that of other professionally managed portfolios."

En las siguientes secciones presentaremos evidencia empírica del mercado de capitales argentino, la cual resulta consistente con la hipótesis de eficiencia informacional en sus formas débil y semifuerte.⁶

III. CAPM. ESTABILIDAD DE BETA.

Desde su aparición de la mano de William Sharpe en 1964, el Capital Asset Pricing Model (CAPM) se ha transformado en uno de los modelos más utilizados en el ámbito financiero por ser una herramienta que ordena, de una manera relativamente sencilla, los rendimientos esperados de los distintos activos en condiciones de equilibrio. El CAPM relaciona la prima de riesgo esperada para un stock con la prima de riesgo esperada para el portafolio de mercado, escalada esta última por un factor que captura el riesgo del activo,

$$r_i - r_f = (r_m - r_f) \beta_i$$

donde, r_i y r_m representan el rendimiento esperado del activo i y del portafolio de mercado, respectivamente. El CAPM muestra que el retorno requerido por los inversores no depende del riesgo total del activo sino sólo de la fracción del mismo que no puede ser eliminada por el proceso de diversificación del portafolio, β_i .

⁶ Ningún mercado es estrictamente eficiente en sentido fuerte. Los insiders obtienen retornos extraordinarios en mayor o menor medida, dependiendo del marco legal relevante y de los esfuerzos por hacer cumplir dicho marco (ver J. Jaffe, 1974 y H. Seyhun, 1986, para el caso americano, y M. Korosy, 1996, para el caso argentino).

R. Rivero Ayerza (2001) analiza la relevancia empírica del CAPM, replicando la idea del paper de John Lintner (1965).⁷ El estudio se realiza entre Abril de 1993 y Junio de 2000, con datos de periodicidad mensual, para 16 acciones componentes del Índice Merval en Diciembre de 1999.

Rivero Ayerza estima las betas de cada uno de los activos mediante una regresión en la cual la variable dependiente es la prima de cada acción con respecto a la tasa libre de riesgo y como variable independiente la prima del portafolio de mercado respecto a dicha tasa,

$$r_{it} - r_{ft} = \beta_i (r_{mt} - r_{ft}) + e_{it}$$

Acción	Beta	Acción	Beta
ACIN	1.22	INDU	1.05
ASTR	0.81	IRSA	0.90
ATAN	1.00	LEDE	0.48
CELU	0.84	MOLI	0.92
COME	1.09	PERE	0.99
ERCA	0.99	RENO	1.14
FRAN	1.16	TEAR2	0.95
GARO	0.73	TECO2	0.95

con los datos obtenidos realiza una segunda regresión, utilizando como variable dependiente la prima promedio de cada acción en el período analizado ($r_i - r_f$), y como variable independiente su β_i estimada (b_i),

⁷ Con dicho fin, Rivero Ayerza sigue los pasos indicados en Z. Bodie, A. Kane y A. Marcus (1996).

$$(r_i - r_f) = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + u_i$$

Si el CAPM fuese una adecuada modelización del equilibrio del mercado no se deberían rechazar las hipótesis nulas $\gamma_0 = 0$ e $\gamma_1 = (r_m - r_f)$, ya que el risk premium de cada acción debería ser únicamente explicado por su beta y por el risk premium del portafolio de mercado. Los resultados obtenidos son consistentes con la primer hipótesis. En cuanto a γ_1 , si bien el coeficiente estimado es muy pequeño, tampoco resulta posible rechazar la hipótesis nula a un nivel de confianza del 95 %.

Posteriormente se realizaron tres regresiones adicionales con la intención de verificar si el riesgo no sistemático, sumariado por la varianza del error de la primera regresión, contribuye a explicar los risk premiums, y si la relación respecto a beta es lineal,

$$(r_i - r_f) = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + \gamma_2 \sigma^2(e_i) + F_i$$

$$r_i - r_f = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + \gamma_2 b_i^2 + \varepsilon_i$$

$$r_i - r_f = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + \gamma_2 b_i^2 + \gamma_3 \sigma(e_i) + \mu_i$$

En ningún caso ha sido posible rechazar las hipótesis nulas $\gamma_2 = 0$ a un nivel de confianza del 95%; sin embargo, en la última regresión es posible rechazar $\gamma_3 = 0$ a dicho nivel de confianza. En síntesis, los resultados obtenidos en el análisis parecen ser en general consistentes con el CAPM,⁸ pero el poder explicativo de beta es muy reducido; es decir, la pendiente de la security market line (SEC) resulta muy pequeña. Este resultado es usualmente encontrado en este tipo de estudio, y motiva la introducción de otras variables a los fines de explicar el risk premium de los distintos activos.

⁸ Es importante mencionar que estos resultados constituyen tan sólo una ilustración, dado que ni el índice Merval es un adecuado proxy del portafolio de mercado, ni la tasa de tasa de depósitos utilizada equivale a la tasa libre de riesgo.

Por ejemplo, E. Fama y K. French demostraron, con datos del NYSE durante casi 30 años, que cuando se ajusta por tamaño (medido por la capitalización bursátil) y por el ratio de valor libro a valor de mercado, el poder explicativo de beta se atenúa considerablemente.⁹ Fama y French ilustran este hecho comparando el retorno promedio anual de portafolios formados en base a estos criterios, entre Julio de 1963 y Junio de 1994, con el generado por una estrategia pasiva,

Ratio valor libro valor de mercado	Tamaño	
	Chico	Grande
Alto	20.29%	15.33%
Mediano	17.83%	11.97%
Bajo	13.31%	10.87%
Market portfolio	11.85%	

F. Fuchs (1995) replica este trabajo para el mercado argentino entre Junio de 1991 y Diciembre de 1994, obteniendo resultados similares. Tanto el book to market value como el size tienen poder explicativo sobre los retornos promedios de las acciones; por otra parte, el poder explicativo de beta es muy reducido. A modo de ilustración se puede señalar que un inversor que hubiera seguido una estrategia activa comprando acciones de empresas chicas con alto book to market value hubiera obtenido, en el período 1/12/93-1/12/94, un retorno del 85.38%, mientras que una estrategia pasiva (representada por el índice Merval) hubiera generado un retorno del 8.25%,

⁹ Se verifica una relación inversa entre el "size" y el retorno promedio de los portafolios, y una relación

Tamaño	Ratio valor libro valor de mercado	
	Alto	Bajo
Chico	85.38%	77.50%
Mediano	54.36%	5.01%
GrandeBajo	38.32%	-19.04%
Market portfolio	8.25%	

Tanto el size effect como el book to market effect son usualmente denominados en la literatura como anomalías, dado que si bien de una primera lectura podrían interpretarse como evidencia de ineficiencia del mercado, el hecho que se verifiquen en distintos países y que los precios no se ajusten a pesar de ser públicamente conocidos, lleva a no rechazar la hipótesis de eficiencia y en su lugar postular la posibilidad que el CAPM se encuentre subespecificado.¹⁰

Pasaremos ahora al análisis de la estabilidad de beta. J. Crivelli (2001) estudia, para el mercado argentino, la estabilidad de dicho parámetro frente a las distintas fases del mercado (bull o bear), reproduciendo el clásico trabajo de F. Fabozzi y C. Francis (1977), quienes utilizan variables binarias a los fines de aislar cambios en los parámetros del Single-Index Market Model (SIMM),^{11 12}

directa respecto al "book to market value."

¹⁰ Existen numerosas anomalías en los mercados de capitales, dedicaremos la sección 7 a ilustrar alguna de ellas.

¹¹ El Single-Index Market Model se resume por la siguiente regresión,

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + u_{i,t}$$

donde $r_{m,t}$ representa el retorno de un índice representativo del portafolio de mercado.

$$r_{it} = A_{1i} + A_{2i} d_t + B_{1i} r_{mt} + B_{2i} r_{mt} d_t + u_{it}$$

Esta ecuación no es más que el Single-Index Model al cual se le han adicionado dos términos con variables binarias para captar los cambios en los parámetros alfa y beta. Las variables d_t permiten definir distintos períodos sobre los cuales testear la significatividad de los coeficientes A_{2i} y B_{2i} . De esta manera, si definimos que los períodos bull serán identificados con $d_t = 1$, el parámetro beta será igual a $B_{1i} + B_{2i}$ durante dichos períodos e igual a B_{1i} en cualquier otro.

Crivelli utiliza una muestra de 20 acciones, desde Junio de 1994 hasta Junio de 2000 (73 observaciones). No contando con definiciones comúnmente aceptadas para diferenciar las distintas fases del mercado particionó la muestra según la tendencia del mercado (BB), obteniendo los siguientes subperíodos bull: 6/94-8/94, 5/95-6/97 y 2/99-2/00, y bear: 9/94-4/95, 7/97-1/99 y 3/00-6/00.¹³ También, siguiendo al paper de Fabozzi y Francis, realizó una clasificación mas estricta particionando la muestra en Substantial Up and Down Markets (SUD).¹⁴ De esta forma se excluyeron 37 observaciones, reduciéndose el número a 36 contra las 73 comprendidas en la muestra original. Finalmente se realizó una clasificación según si el retorno del mercado fue positivo o negativo, Up and Down Markets (UD); los meses en los cuales el retorno del mercado fue positivo fueron clasificados como Up y viceversa. Los siguientes cuadros sumarian los principales

¹² En el mismo los autores no hallan evidencia de variaciones del parámetro beta asociadas a las fases del mercado.

¹³ Crivelli repitió su análisis sin incluir los períodos 6/94-8/94 y 1/00-6/00, por no comprender un número suficiente de observaciones que permitan definir claramente una tendencia. Los resultados obtenidos no presentan diferencias significativas.

¹⁴ Substantial Up and Down Markets (SUD): Se subdivide la muestra en períodos de retornos positivos y negativos con la condición que los mismos sean mayores a la mitad del desvío standard calculado para todo el período de muestreo.

resultados obtenidos (en el primero de ellos se reportan los estadísticos individuales del Modelo SIMM extendido y en el segundo los tests de significatividad conjunta),

Partición	Test	5 %	1 %
BB 72 obs.	$t-A_2 \neq 0$	0	0
	$t-B_2 \neq 0$	1	0
UD 72 obs.	$t-A_2 \neq 0$	1	0
	$t-B_2 \neq 0$	1	0
SUD 36 obs.	$t-A_2 \neq 0$	0	0
	$t-B_2 \neq 0$	1	1

Partición	Test	5 %	1 %
BB 72 obs.	$A_2 \text{ y/o } B_2 \neq 0$	0	0
	$R^2 \neq 0$	20	20
UD 72 obs.	$A_2 \text{ y/o } B_2 \neq 0$	1	0
	$R^2 \neq 0$	20	20
SUD 36 obs.	$A_2 \text{ y/o } B_2 \neq 0$	1	1
	$R^2 \neq 0$	18	19

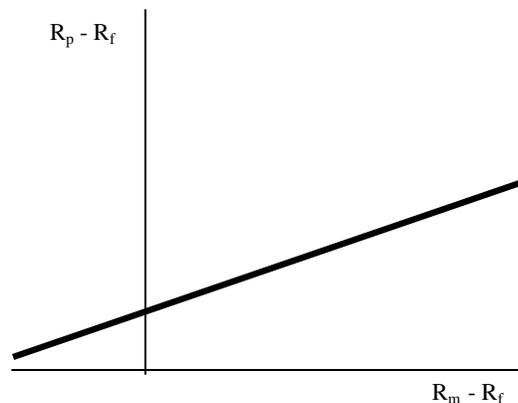
La evidencia encontrada sugiere que no existen cambios importantes en los parámetros alfa y beta asociados a la fase del mercado. En efecto, los pocos cambios detectados no constituyen evidencia de variabilidad lo largo del ciclo. Este hecho respalda

la utilización del CAPM como benchmark para la realización de diversos tests de eficiencia informacional del mercado de capitales; en la próxima sección se hará uso del mismo para evaluar la eventual existencia de market timing.

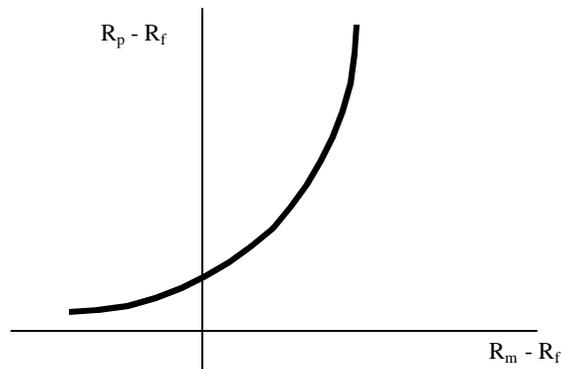
IV. MARKET TIMING.

La idea que los cambios en las tendencias del mercado pueden ser anticipadas exitosamente es sostenida por algunos portafolio managers a la hora de describir sus procesos de administración de carteras. La idea básica de esta estrategia, a la cual se denomina market timing, consiste en anticipar los cambios en dichas tendencias a través de un ajuste de las betas de sus portafolios.

Por ejemplo, supongamos que un inversor posee un portafolio conformado en un 60% por un fondo que replica al índice de mercado y el resto en T-Bills, la security characteristic line (SCL) se graficaría como una línea recta con pendiente de 0.6,



Si el inversor puede predecir correctamente la fase del mercado, y recomponer su portafolio de manera tal de aumentar su exposición al riesgo frente a un mercado bullish y viceversa, entonces la SCL se graficará como una curva con pendiente creciente,



J. Treynor y K. Mazuy (1966) estudiaron esta posibilidad para fondos comunes de inversión americanos, agregando al SIMM un término cuadrático,

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta_1 (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 (R_{mt} - R_{ft})^2 + u_t$$

dicho término, multiplicado por el coeficiente β_2 , hace que si éste último es positivo, la pendiente de la SCL sea más empinada, comprobándose de esta forma la eventual existencia del market timing. Treynor y Mazuy no encuentran evidencia alguna de este hecho; de una muestra de 57 fondos, durante el período 1953/1962, tan sólo se verifica market timing en uno de ellos.

J. La Pira (2001) reproduce dicho estudio para el mercado argentino, utilizando 22 fondos comunes de renta variable, desde el 31/04/93 hasta el 30/06/00,¹⁵ período que permite abarcar las distintas fases del mercado. De los 22 fondos tan sólo uno arrojó un valor para β_2 positivo (pero no estadísticamente significativo a un nivel de confianza del 95%). No encontrándose, por ende, evidencia que nos permita concluir que los managers de los fondos han rebalanceado consistentemente en forma correcta sus portafolios en relación a la fase del mercado.

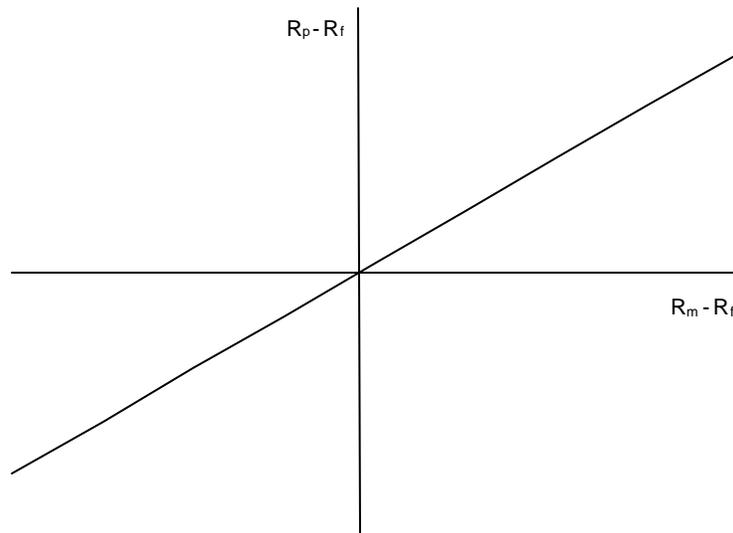
¹⁵ También reproduce el estudio para el período 1/96-6/00, a los fines de contar con un mayor número de fondos (31); los resultados obtenidos no presentan diferencias.

R. Henriksson (1984) utilizó una estrategia alternativa para evaluar, en el mercado americano, la eventual existencia de market timing para un total de 116 fondos, durante el período 1968-1980. Con dicho fin utilizó una variable dummy la cual identifica la contribución al retorno del portafolio de la habilidad de market timing,¹⁶

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta_1 [R_{mt} - R_{ft}] + \beta_2 [R_{mt} - R_{ft}] D + \varepsilon_t$$

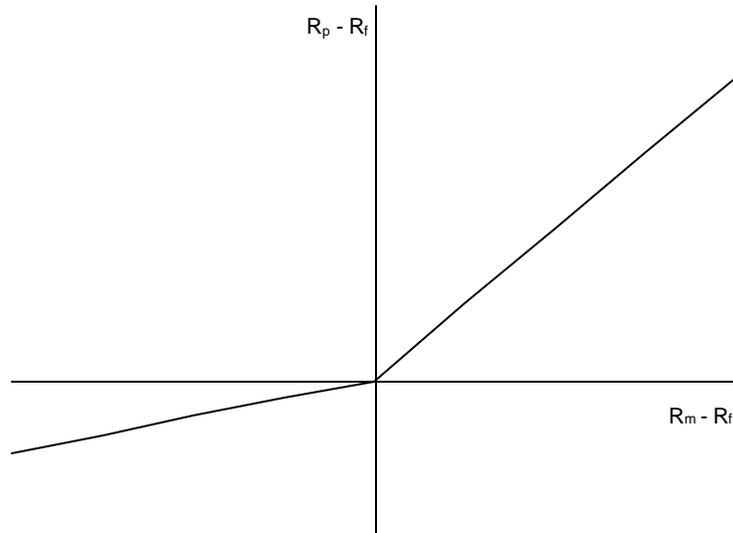
donde, D es una dummy que toma el valor 1 cuando $R_{mt} > R_{ft}$ y 0 de lo contrario. De esta forma, el beta del portafolio puede tomar dos valores, $\beta_1 + \beta_2$, cuando se espera que el mercado sea bullish, y β_1 en caso contrario; implicando un valor positivo de β_2 la existencia de market timing.

Por lo tanto, cuando no existe la habilidad de market timing, la pendiente de la SCL es constante e igual a β_1 ,



por el contrario, si el manager del portafolio realiza exitosamente market timing la línea característica será quebrada, con una mayor pendiente para retornos superiores, $\beta_1 + \beta_2$,

¹⁶ Este test tiene su fundamento en R. Henriksson y R. Merton (1981).



Henriksson observa que sólo tres fondos (de los 116 evaluados) muestran evidencia consistente con esta hipótesis a lo largo del período de su estudio y, de ellos, sólo uno posee un coeficiente β_2 estadísticamente significativo en ambos subperíodos en los que es dividida la muestra. Mas aún, el 62% de los fondos muestra valores negativos para dicho coeficiente, lo cual le lleva a arribar a similares conclusiones que a Treynor y Mazuy.

M. Ibarra (2001) reprodujo el estudio de Henriksson para 22 fondos de renta variable, desde 4/93 hasta 6/00; aún cuando esta muestra no resulta representativa del actual universo de fondos, el análisis resulta relevante en la medida que es posible testear el atributo de market timing durante un período considerablemente extenso y heterogéneo.¹⁷ Siete fondos presentan una beta de market timing (β_2) positiva, pero sólo una es significativa a un nivel de confianza del 95%.

¹⁷ Por ejemplo, J. Crivelli (2001) para diferenciar las distintas fases del mercado particiona la muestra según la tendencia del mercado, obteniendo los siguientes subperíodos bull: 6/94-8/94, 5/95-6/97 y 2/99-2/00, y los períodos bear: 9/94-4/95, 7/97-1/99 y 3/00-6/00.

Fondos	Alfa	Beta	Beta market timing
1784 Acciones	-0.0052	0.8769	0.0131
Alianza de Capitales	0.0141	0.4874	0.1017
Argenfond	-0.0046	0.8046	0.0752
Arinver	-0.0017	0.6928	0.0402
Atlas	-0.0167	0.8732	-0.0024
Cardinal Acciones	0.0029	0.8184	-0.0011
Delval	-0.0050	0.9101	-0.0877
F.I.A.	-0.0005	0.8224	-0.0727
FBA Acciones Globales	0.0067	0.7730	-0.1001
FBA Internacional	-0.0032	0.9159	-0.0561
Fima Acciones	-0.0011	0.9723	-0.1617
Independiente	-0.0093	0.7148	-0.0734
Industrial	-0.0091	0.7870	-0.1408
Italfond Acciones	-0.0098	0.9163	-0.0646
Litoral	-0.0083	0.9158	-0.0136
Multiacción-AR	-0.0080	0.7980	0.0760
Nuevo	-0.0149	0.9319	-0.0745
Numancia	-0.0098	0.8420	-0.0398
Rioplátense	0.0007	0.8754	-0.0347
Roble Acciones Digitales	-0.0062	0.7613	0.1584
Roble Acciones Líderes	-0.0035	0.7985	0.1174
Unilavor	-0.0051	0.9034	-0.0592

Ibarra reproduce el análisis para dos subperíodos, 4/93-12/96 y 1/97-6/00. Los resultados para el primer subperíodo muestran evidencia acerca de la existencia de market timing, dado que 18 de los 22 fondos arrojaron valores de β_2 positivos, de los cuales seis resultaron ser significativos. Para el segundo período los resultados son claramente disímiles; solamente dos fondos muestran valores de β_2 positivos, pero ninguno de ellos

significativo. Con el fin de contar con un mayor número de observaciones, Ibarra reproduce el estudio para 31 fondos, en el período 1/96-6/00, no encontrando evidencia alguna de market timing,

Fondos	Alfa	Beta	Beta market timing
1784 Acciones	0.0002	0.9110	-0.0540
1784 Mega	0.0031	0.9269	-0.0690
Alianza de Capitales	-0.0004	0.3370	-0.1130
Argenfond	0.0004	0.7760	-0.0220
Arinver	0.0050	0.6858	-0.1120
Atlas	-0.0164	0.9130	-0.0295
Capital Mega	0.0053	1.0240	-0.4000
Cardinal Acciones	0.0144	0.9040	-0.1810
Delval	-0.0001	0.9520	-0.1390
F.I.A.	0.0038	0.9150	-0.1540
FBA Acciones Globales	0.0229	0.8390	-0.3760
FBA Internacional	0.0043	0.8000	-0.1260
Fima Acciones	0.0091	1.0420	-0.3660
Fima PB Acciones	0.0129	1.0360	-0.3700
Independiente	-0.0102	0.6860	-0.1010
Industrial	-0.0067	0.7830	-0.2570
Italfond Acciones	-0.0065	0.9780	-0.0940
Litoral	0.0010	0.9607	-0.0630
Multiacción-AR	-0.0054	0.8579	-0.0430
Nuevo	-0.0117	0.9620	-0.0870
Numancia	-0.0047	0.8400	-0.1690
Pionero Crecimiento	-0.0041	0.7680	0.0265
Provincia Val. Mobiliarios	-0.0019	0.8720	0.0060
Rembrandt Acciones Arg.	0.0058	0.8670	-0.0490
Rioplatense	0.0047	0.8690	-0.0840
Roble Acciones Digitales	0.0020	0.8270	0.0470
Roble Acciones Líderes	0.0007	0.8090	0.0350
Smim Ren. Var. Crecimiento	0.0035	0.6100	-0.0350
Solidario	-0.0066	0.7090	-0.1260
Superfondo Renta Variable	0.0035	0.9400	-0.0340
Unilavor	-0.0014	0.9080	-0.1410

solamente cuatro fondos presentan un coeficiente de market timing positivo, ninguno de ellos significativo. En síntesis, utilizando la metodología desarrollada por R. Henriksson y

R. Merton (1981), la evidencia tampoco nos permite rechazar la hipótesis que los managers de los fondos comunes de inversión no cuentan con habilidades de market timing.

En la próxima sección profundizaremos el análisis de eficiencia informacional en este mercado, centrando nuestra atención en la eventual persistencia de los retornos de dichos fondos.

V. ANALISIS DE PERSISTENCIA. HOT HAND.

El análisis de persistencia en los retornos de los fondos comunes de inversión, hot hand, consiste en determinar si los fondos que tuvieron la mejor performance en un período comparado con el resto del mercado, tienen también un mejor rendimiento en el período siguiente. Si se puede determinar que la persistencia es estadísticamente significativa se podría inferir que los managers de dichos fondos utilizan sus habilidades especiales para obtener retornos anormales (hot hand) y, por ende, que el mercado no es eficiente.

Burton Malkiel (1995) estudió esta posibilidad en el mercado americano de fondos comunes de inversión de renta variable, entre 1971 y 1991, encontrando evidencia de persistencia durante la década de los años setenta (en promedio, el 65.1 % de los ganadores repetía al año siguiente), pero no en la década de los ochenta (solamente repitió el 51.7% de los ganadores). Malkiel concluyó que el nivel de eficiencia se incrementó con el paso del tiempo fruto de la revolución tecnológica que permitió desarrollar un sistema de comunicaciones mucho mas ágil, lo cual redujo la posibilidad de encontrar consistentemente posibilidades de inversión superiores a las del resto del mercado.

G. Bava (2001) reprodujo el trabajo de Malkiel para el mercado argentino de fondos comunes de inversión de renta variable, en el período 1992-1998,

		Próximo Año		Gan. repiten	Perd. repiten	Valor Z
		Ganadores	Perdedores			
1993	Ganadores	5	6	45,5%		-0,302
	Perdedores	6	5		45,5%	-0,302
1994	Ganadores	8	3	72,7%		1,508
	Perdedores	3	8		72,7%	1,508
1995	Ganadores	8	5	61,5%		0,832
	Perdedores	4	8		66,7%	1,155
1996	Ganadores	8	7	53,3%		0,258
	Perdedores	8	7		46,7%	-0,258
1997	Ganadores	11	6	64,7%		1,213
	Perdedores	4	12		75,0%	2,000
1998	Ganadores	13	10	56,5%		0,626
	Perdedores	7	15		68,2%	1,706
1999	Ganadores	18	10	64,3%		1,512
	Perdedores	12	16		57,1%	0,756

Las dos primeras columnas reportan el número de fondos que fueron ganadores en dos períodos consecutivos,¹⁸ el número de fondos que fueron perdedores, el número de fondos que fueron ganadores en un año y en el siguiente fueron perdedores, y el número de fondos que fueron perdedores y luego ganadores. En las dos columnas siguientes se reporta el porcentaje de fondos ganadores en un período que repiten dicha performance en el

¹⁸ Un fondo es definido como ganador si la tasa de retorno anual de su cuotaparte es superior a la mediana.

siguiente, y el porcentaje de fondos perdedores que también repiten su desempeño (en un mercado eficiente el porcentaje debería ser cercano al 50%). En la última columna se reporta el valor que toma la variable Z para los ganadores y perdedores que repiten la performance.¹⁹ De acuerdo a los resultados obtenidos en ninguno de los años analizados se puede rechazar la hipótesis nula a un nivel de confianza del 95%.

Este hecho se ve claramente reflejado en la baja correlación existente entre la mayoría de los rankings de rentabilidades anuales.²⁰ Por ejemplo, consideremos los años 1993 y 1994,

Fondo	1993		1994	
	Rentabil.	Posición	Rentabil.	Posición
Roble Acciones Digitales	-50,2%	11	40,2%	1
Roble Acciones Lideres	-45,4%	5	33,7%	2
Nuevo	-53,5%	15	29,6%	3
Rioplataense	-52,7%	14	29,1%	4
FBA Acciones Globales	-48,3%	10	28,7%	5
Univalor	-47,8%	8	24,6%	6
1784 Acciones	-58,5%	21	23,6%	7
Multiaccion-AR	-58,1%	20	23,5%	8
Numancia	-54,1%	18	22,0%	9
Argenfond	-50,3%	12	21,6%	10
Arinver	-37,6%	2	20,9%	11
FBA Internacional	-57,6%	19	20,6%	12
Industrial	-39,8%	3	20,1%	13
Cardinal Acciones	-47,5%	6	19,6%	14
Independiente	-53,9%	17	18,8%	15
Fima Acciones	-47,9%	9	17,3%	16
Atlas	-60,7%	22	16,1%	17
F.I.A.	-51,5%	13	12,2%	18
Alianza de Capitales	-37,5%	1	10,5%	19
Litoral	-53,8%	16	9,2%	20
Delval	-47,8%	7	8,4%	21
Italfond Acciones	-40,0%	4	3,0%	22

¹⁹ Este valor, al ser comparado con los valores de la distribución normal estándar, representa un indicador para rechazar la hipótesis nula.

²⁰ Si el coeficiente de correlación entre un año y el siguiente se encuentra cercano a la unidad no habrá cambios sustanciales en el ranking; para que esto ocurra no sólo debería existir el fenómeno de hot hand sino también el de cold hand (es decir, persistencia de performance en la parte inferior del ranking).

el coeficiente de correlación entre ambos rankings es de -0.1654 (no es significativamente distinto de 0 a un nivel de confianza del 95%). Si se realiza un análisis similar para cada uno de los 6 períodos restantes únicamente es posible rechazar la hipótesis nula para el período 1998-1999, dado el coeficiente de correlación de $0,5320$ ($t = 4,1201$). En síntesis, la evidencia generada por Bava permite rechazar la hipótesis de hot hand para los fondos comunes de inversión de renta variable.

G. Smocovich (2001) realizó un estudio complementario para el mercado de fondos comunes de inversión de renta fija desde el 6/97 hasta el 6/00, rechazando también la hipótesis de hot hand en cada uno de los períodos analizados. A fin de ilustrar este hecho simuló la siguiente estrategia:²¹ el 1° de junio de cada año un inversor, basándose en la performance de los últimos 12 meses, armó un portafolio integrado por los primeros cinco fondos del ranking, rebalanceando el portafolio cada primero de junio en base a la misma regla de decisión. Los resultados fueron muy pobres comparados con el benchmark,²²

	Perf. 97 / 98	Perf. 98 / 99	Perf. 99 / 00
Cinco Primeros	1.51%	- 0.26%	11.64%
Benchmark	6.53%	- 0.30%	14.90%
Efectividad	23%	115%	78%

²¹ B. Malkiel (1995) realiza una ilustración similar para el mercado americano.

²² Utilizó como benchmark el JPMORGAN Emerging Markets Bond Index + Composite Argentina.

en promedio, aplicando la estrategia (neta de comisiones) durante los tres años se hubiera obtenido tan sólo un 58% de efectividad respecto al índice, 12.84% vs 22.04.²³ Concluiremos esta sección con dos ejemplos que nos permitirán ilustrar con claridad la inexistencia de hot hand en el mercado argentino de fondos comunes de inversión.

N. Stescovich (1996) realizó un estudio para la totalidad de los fondos en el período 1/91-3/96, no hallando hot hand en ninguno de los subperíodos analizados. Sin embargo, Stescovich encontró que un fondo, de los 28 existentes en 1991, tuvo una rentabilidad superior a la mediana en cada uno de los cinco años de su estudio. Como bien señala el autor este hecho, lejos de sostener la hipótesis de hot hand, es exactamente el estadísticamente esperado en un mercado eficiente (en el cual la probabilidad de repetir es de un 50%). Tomando los 28 fondos que existían en 1991, la probabilidad que un fondo tenga un retorno sobre la mediana en 1991, 1992, 1993, 1994 y 1995 es igual a $0.5^5 = 0.31$. Esto significa que en un mercado eficiente el 3.1% de los fondos debería haber mostrado persistencia durante todo el período (0.875 fondos), lo cual exactamente se verifica: solamente un fondo repitió su buena performance en cada uno de los cinco años.

Aprovecharemos la evidencia provista por D. Zimmerman (2001)²⁴ para construir una ilustración similar para el mercado de fondos comunes de inversión de renta variable, en el período 1992/99. Si tomamos los 21 fondos considerados en 1992 esperaríamos que, en un mercado eficiente, el 0.78% de ellos debería haber tenido una rentabilidad superior a la mediana en cada uno de los períodos de análisis (0.16 fondos); de la evidencia presentada por Zimmerman se puede concluir que existe sólo un fondo de renta variable que ha

²³ La efectividad se incrementa al 59% si no tomamos en cuenta las comisiones, 13.04% vs. 22.04%.

²⁴ D. Zimmerman (2001) realizó un estudio similar al de Bava, obteniendo las mismas conclusiones.

mantenido su performance en los 9 años. Si realizamos un ejercicio similar para cada período obtenemos la contundente conclusión que el número de fondos que repite es en todos los casos similar, o aún menor, al número sugerido por la hipótesis de eficiencia del mercado, rechazándose, por ende, la hipótesis de persistencia en los retornos de los fondos comunes de inversión.²⁵

Año	Fondos	Probabilidad	Predicción	Observación
1992	21	0.78	0.16	1
1993	22	1.56	0.34	1
1994	23	3.13	0.72	1
1995	28	6.25	1.75	1
1996	30	12.50	3.88	3
1997	41	25.00	10.25	10
1998	48	50.00	24.00	15
1999	57	-----	-----	-----

VI. ANOMALIAS.

Las llamadas anomalías constituyen evidencia encontradas en diferentes mercados, y períodos de tiempo, que resultan inconsistentes con la hipótesis de eficiencia. Dado que

²⁵ N. Zang (2001) y S. Arias (2001) estudian la eficiencia en el mercado de AFJPs. Zang analiza hot hand para AFJPs, rechazando la hipótesis sobre la existencia de dicho fenómeno. Por su parte, Arias estudia la eventual existencia de survivorship bias; es decir, si aquellas firmas que han desaparecido han sido las que presentaron una peor performance. Arias rechaza esta hipótesis; es decir, no encuentra evidencia que asocie un pobre desempeño con su posterior absorción. Obviamente, en ambos estudios el bajo número de empresas en la muestra hacen que los resultados no sean concluyentes, es por ello que prefiero no incluirlos en el cuerpo principal de este trabajo.

las mismas son de conocimiento público, y que a pesar de ello los precios no se ajustan, es posible sustentar la hipótesis que los rendimientos extraordinarios podrían constituir en realidad premios por riesgo.²⁶

En esta sección ilustraremos el tema reportando los resultados alcanzados en el caso argentino para el weekend effect y el turn of the month effect.²⁷ El primero de ellos constituye un patrón recurrente en los mercados de capitales por el cual el retorno promedio de los Lunes, no sólo no resulta mayor al de cualquier otro día de la semana, sino que es negativo. Obviamente, en un mercado eficiente se esperaría que este patrón fuese rápidamente arbitrado, pero eso no ocurre. Por su parte, el llamado turn of the month effect describe el hecho que los retornos en el mercado americano, durante 90 años, resultaron ser anormalmente altos en los días alrededor del cambio de mes.

K. French (1979) examinó la relación entre el día de la semana y los retornos de los activos en el mercado americano. Para ello evaluó dos hipótesis, (a) calendar time, según la cual los retornos para el Lunes representan una inversión de tres días de plazo, mientras que los retornos para los demás días sólo representan la actividad correspondiente a un día. Por lo tanto, asumiendo que el retorno esperado de los activos es una función lineal del plazo de la inversión, el retorno promedio para los Lunes debería ser tres veces mayor que el verificado para los demás días de la semana; (b) trading time, si los retornos únicamente se viesen afectados durante los días que el mercado estuviese abierto el retorno promedio debería ser igual para todos los días. French analizó el comportamiento del índice S&P 500 durante 25 años, 1953 - 1977. El retorno promedio para los Lunes resultó negativo en el

²⁶ Ver Z. Bodie, A. Kane, y A. Marcus (1999), y D. Capozza y W. Ziemba (1992), para un review del tema.

²⁷ M. Sosa (2001) presenta un review de la literatura del January effect, el cual refleja el hecho que las acciones en dicho mes -especialmente en la primera semana- presentan en promedio tasas de retornos

período completo, e inclusive ese día tuvo el menor retorno de la semana en cada uno de los subperíodos de análisis. Mas aún, en 20 de los 25 años, el retorno promedio del S&P 500 para los Lunes fue negativo. A los fines de evaluar la hipótesis de trading time realizó la siguiente regresión,

$$R_t = \alpha + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \mu_t$$

donde, R_t representa el retorno del índice S&P 500 y las variables dummy indican el día de la semana. Por otra parte, para evaluar la hipótesis de calendar time realizó una regresión similar, pero incorporando la triple valorización de los retornos del día Lunes,

$$R_t = \alpha (1 + 2 d_{1t}) + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \epsilon_t$$

tal como sucedió en el caso de testear trading time, los resultados del análisis sugirieron que la hipótesis de calendar time podía ser rechazada para el período completo y para la mayoría de los subperíodos considerados.

T. Smith (2001) reprodujo el trabajo de French para el mercado argentino, utilizando las acciones componentes del índice Merval en Diciembre de 1999,

		Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
1992-2000	media	-0,257	0,128	-0,035	-0,080	0,210
	t	-2,034	1,037	-0,320	-0,637	1,766
1992-1995	media	-0,483	-0,049	-0,006	0,111	0,255
	t	-2,435	-0,227	-0,035	0,575	1,419
1996-2000	media	-0,057	0,287	-0,061	-0,252	0,170
	t	-0,358	2,206	-0,445	-1,557	1,074

anormalmente altas. Al analizar el caso argentino no encuentra que se verifique el efecto; sin embargo, este hecho podría estar asociado al bajo número de observaciones disponible para el análisis, 1992-00.

el retorno medio para los Lunes resultó ser negativo para el período completo y para cada uno de los dos subperíodos examinados (pero el segundo período no resultó significativo a un nivel de confianza de 0.95%). El mismo análisis se efectuó para cada uno de los 23 papeles que componían el Merval; del mismo se puede observar que el retorno para los días Lunes fue el menor de la semana en 16 de los casos, además en cuatro ocasiones tuvo el segundo menor retorno,

	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Peor retorno	16	0	2	5	0
Segundo peor retorno	4	1	6	11	2

Sin embargo al realizarse las regresiones para testear las hipótesis de trading time y calendar time los resultados no rechazaron significativamente ninguna de las hipótesis. Resulta interesante señalar que la evidencia parece indicar que durante la década del 90 el weekend effect fue diluyéndose, siendo reemplazado por un aparente comportamiento atípico los días jueves. A los fines de ilustrar este hecho reportaré los resultados alcanzados por H. Fernandez (2001), quien utilizó el siguiente modelo:

$$R_t = \beta_1 d_{1t} + \beta_2 d_{2t} + \beta_3 d_{3t} + \beta_4 d_{4t} + \beta_5 d_{5t} + \mu_t$$

encontrando para el período completo, 1/1992-6/2000, siete β_1 negativas y significativas a un nivel de confianza del 95%, sobre las 17 acciones incluidas en la muestra,

Acción	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Merval	-0.47	-0.11	-0.01	0.12	0.231
	-2.45	-0.58	-0.01	0.64	1.21
Acindar	-0.62	-0.01	-0.14	-0.02	-0.05
	-2.29	-0.01	-0.52	-0.07	-0.20
Astra	-0.59	0.10	-0.16	0.23	0.17
	-2.76	0.48	-0.80	1.11	0.79
Bansud	-0.71	-0.23	0.07	0.55	-0.32
	-1.99	-0.68	0.20	1.56	-0.91
Comercial	-0.40	-0.03	0.18	0.02	0.21
	-1.66	-0.16	0.79	0.09	0.90
Siderca	-0.62	-0.22	0.04	0.25	0.28
	-2.57	-0.95	0.16	1.07	1.20
Francés	-0.08	-0.10	0.13	0.23	0.25
	-0.33	-0.40	0.52	0.91	0.97
Galicia	-0.13	-0.04	0.10	0.09	0.53
	-0.51	-0.14	0.42	0.35	2.05
Indupa	-0.49	-0.66	-0.35	0.11	0.60
	-1.51	-2.10	-1.11	0.35	1.89
Irsa	-0.03	0.35	-0.24	0.33	0.29
	-0.12	1.22	-0.87	1.15	0.99
Molinos	-0.41	-0.14	0.19	0.15	0.27
	-1.55	-0.55	0.75	0.60	1.06
Perez	-0.51	0.10	0.01	0.11	0.34
	-2.36	0.52	0.01	0.53	1.59
Renault	-0.37	-0.15	0.14	0.25	0.62
	-1.30	-0.56	0.51	0.90	2.21
Telefónica	-0.10	0.02	0.01	0.29	0.15
	-0.55	0.13	0.05	1.58	0.81
Telecom	-0.20	0.08	-0.02	0.19	0.06
	-0.95	0.43	-0.12	0.95	0.30
TGSU	-0.40	0.16	-0.19	0.15	0.26
	-1.31	0.57	-0.65	0.51	0.88
YPF	-0.18	0.07	0.06	0.07	0.02
	-1.02	0.46	0.35	0.42	0.12

sin embargo, en el segundo de los subperíodos considerados, 1/1996-6/2000, los resultados son por completo disímiles,

Acción	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Merval	-0.08	0.17	-0.05	-0.25	0.19
	-0.56	1.20	-0.36	-1.71	1.27
Acindar	-0.09	0.44	-0.14	-0.43	0.24
	-0.41	2.00	-0.64	-1.95	1.07
Astra	0.03	0.21	0.03	-0.14	0.18
	0.18	1.19	0.16	-0.77	1.03
Bansud	-0.31	0.20	0.07	-0.63	-0.06
	-1.39	0.95	0.34	-2.87	-0.28
Comercial	-0.17	-0.20	-0.57	-0.27	-0.01
	-0.66	-0.81	-2.29	-1.07	-0.05
Siderca	0.08	0.46	-0.07	-0.22	0.29
	0.38	2.26	-0.36	-1.06	1.43
Francés	-0.03	0.31	-0.13	-0.34	0.22
	-0.17	1.68	-0.70	-1.81	1.15
Galicia	0.12	0.13	0.07	-0.38	0.19
	0.61	0.66	0.34	-1.92	0.97
Indupa	-0.33	0.24	-0.03	-0.32	0.15
	-1.79	1.40	-0.15	-1.80	0.84
Irsa	-0.09	0.20	0.11	-0.24	0.02
	-0.59	1.41	0.76	-1.63	0.17
Molinos	-0.02	0.33	-0.10	-0.15	-0.20
	-0.09	1.73	-0.53	-0.77	-1.02
Perez	-0.09	0.33	0.04	-0.35	0.08
	-0.53	1.91	0.22	-1.99	0.44
Renault	-0.20	0.01	-0.12	-0.31	-0.09
	-0.88	0.01	-0.55	-1.37	-0.39
Telefónica	-0.04	0.30	-0.17	-0.05	0.10
	-0.20	1.63	-0.91	-0.24	0.52
Telecom	-0.13	0.31	-0.07	-0.29	0.32
	-0.68	1.72	-0.38	-1.60	1.72
TGSU	-0.14	0.10	-0.18	0.09	0.17
	-1.06	0.76	-1.38	0.72	1.26
YPF	0.15	0.19	0.17	-0.37	0.18
	1.04	1.40	1.21	-2.63	1.29

en este caso sólo Indupa continúa siendo significativa, pero para el día jueves se manifiestan ocho casos,²⁸ lo cual resulta por completo inesperado.

A los fines de cuantificar la importancia de este efecto seguiremos a I. Aquino (2001) quien realizó un estudio similar a H. Fernandez.²⁹ Aquino simula cuatro estrategias de inversión,³⁰

	Buy & Hold	Estrategia Lunes, costos: 0%	Est. Lunes, costos: 0.175%	Est. Lunes, costos: 0.60%
Merval	-35%	79%	-10%	-83%
Siderca	-39%	111%	6%	-80%
Perez	12%	180%	40%	-74%
Acindar	-79%	-23%	-61%	-93%
Astra	-36%	94%	-2,7%	-82%
Comercial	-0.5%	188%	44,4%	-73%
Bansud	-48%	33%	-8,0%	-63%

donde,

²⁸ No tomo en cuenta Banco Río y Siderar dado que su subscripción se realizó luego de 1995.

²⁹ A. Freire (1993) realizó un estudio del caso argentino para los primeros años de la convertibilidad, encontrando un nítido efecto; Freire simuló eventuales retornos extraordinarios de realizar estrategias de trading en base al mismo.

³⁰ Dado que la evidencia muestra que el weekend effect se manifestó con mayor fuerza en el período 1992/95 se reportará la simulación para dicho período.

- Buy & hold: se supone que se realiza una inversión al inicio del período y se mantiene hasta la finalización del mismo.
- Estrategia Lunes: se supone que se realiza una inversión al inicio del período, se vende con el dato de cierre de cada Viernes, se recompra con el del Lunes, y se cierra la posición en la misma fecha que para la estrategia de buy & hold. La misma se analiza sin costos de transacción, con costos de 0,17% (para la compra y para la venta) y con costos de 0,60%.

Aplicando la estrategia Lunes sin costos de transacción se obtienen retornos significativamente superiores a aquellos generados mediante la estrategia de buy & hold; esta conclusión se mantiene para inversores institucionales (costos de 0,175%), pero no para pequeños inversores (costos de 0,60%).

Mientras que el supuesto de igual retorno esperado para todos los días de la semana es estadísticamente conveniente, no constituye una condición necesaria para el equilibrio del mercado. Por ejemplo, M. Gibbons y P. Hess (1981) concluyen que el weekend effect probablemente no constituye una ineficiencia del mercado, sino que los retornos de equilibrio posiblemente varían a lo largo de los días de la semana; esta conclusión tiene importancia a la hora de construir tests de eficiencia. Una clase general de tests, el análisis de eventos, se focaliza en el impacto de varios tipos de anuncios sobre los precios de los activos; en ellos la eficiencia es juzgada por la velocidad mediante la cual los precios se ajustan a la nueva información.³¹ Sin embargo, todo test de eficiencia

³¹ Ver E. Fama (1976) para una introducción al tema. M. Korosy (1996) y M. Zielonka (2000) realizan análisis de eventos para el mercado argentino. M. Korosy analiza anuncios de ganancias y M. Zielonka centra su interés en anuncios de canje o rescate de acciones.

constituye en realidad un test conjunto de un modelo de equilibrio del mercado; por ende, si el modelo no está correctamente especificado los resultados estarían viciados.

Normalmente para el análisis de eventos se asume que los retornos de equilibrio son generados por el market model (suponiendo retornos constantes para los distintos días de la semana) y se calculan los errores medios alrededor de las fechas de los anuncios. Esta metodología permite testear la eficiencia fuerte del mercado, antes del anuncio (insider trading) y la eficiencia semifuerte luego del mismo. Gibbons y Hess proponen que los tests de la eficiencia mediante el estudio de eventos deberían utilizar un modelo de equilibrio que incluya la variación de los retornos promedios de acuerdo con el día de la semana.³²

El ajuste de los retornos de los diversos activos por el retorno del portafolio del mercado podría evitar o atenuar el efecto día de la semana. Gibbons y Hess chequean esta hipótesis comparando los residuos del market model:

$$R_t = \delta + \beta_o R_{mt} + \varepsilon_t$$

y los residuos de dicho modelo incluyendo variables dummy para cada día de la semana,

$$R_t = \mathbf{a} + \beta_o R_{mt} + \beta_1 d_{1t} + \beta_2 d_{2t} + \beta_4 d_{4t} + \beta_5 d_{5t} + \mu_t$$

Gibbons y Hess encuentran que la hipótesis de ausencia del weekend effect sigue siendo rechazada, pero que los residuos promedio del Lunes no son predominantemente negativos. C. Parmigiani (2001) reproduce el análisis para nuestro mercado, concluyendo que no es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia del weekend effect, y al igual que Gibbons y Hess no encuentra que los residuos promedios de los Lunes sean negativos; en consecuencia, los retornos ajustados por el retorno del portafolio de mercado podrían evitar sesgos sistemáticos debidos al weekend effect.

Dedicaremos el resto de la sección a ilustrar el llamado *turn of the month effect*. J. Lakonishok y S. Smidt (1988) encontraron, en el mercado americano, evidencia de que se verifican retornos anormales en los días alrededor del cambio de mes. Definiendo los días -1 y 1 como el último y primer día de transacciones del mes, descubrieron que durante los 90 años de su estudio, 1897-1986, los retornos promedios son altos para los días -1 al 3 . La tasa de retorno acumulada en estos cuatro días es de $0,473\%$, en comparación con una tasa acumulada de $0,061\%$ para cuatro días promedio. Los resultados son, en general, consistentes en los distintos subperíodos analizados.

V. Conejos (2001) realiza un estudio similar para el mercado argentino; con dicho fin analiza el comportamiento de los índices Merval y Burcap desde Enero de 1992 y 1993, respectivamente, hasta Julio del 2000, al igual que el de los papeles componentes del primero de dichos índices en Diciembre de 1999. La siguiente tabla muestra, de los 17 papeles considerados, cuántos presentan retornos mayores respecto al período no fin de mes,

Media diaria > Media no fin de mes							
día -4	día -3	día -2	día -1	día 1	día 2	día 3	día 4
12	10	14	13	16	17	8	10

mas aún, el incremento promedio de los precios ocurrido durante los cuatros días señalados supera en cada acción a la media no fin de mes; lo cual también se verifica para los índices Merval y Burcap,

³² J. Jaffe y A. Agrawal (1997) utilizan dicha metodología para analizar anuncios de adquisiciones.

Acción	Retorno promedio 4 días	Retorno promedio no fin de mes	Retorno promedio mensual
Merval	0.0026	-0.0003	-0.0002
Burcap	0.0026	-0.0010	0.0004
ACIN	0.0026	-0,0015	-0,0007
ASTR	0.0029	-0,0010	0,0001
BRIO	0.0061	-0,0011	-0,0001
BSUD	0.0001	-0,0018	-0,0013
COME	0.0015	-0,0026	-0,0013
ERAR	0.0047	-0,0014	0,0003
ERCA	0.0033	-0,0005	0,0003
FRAN	0.0041	-0,0002	0,0004
GALI	0.0021	0,0005	0,0007
INDU	0.0025	-0,0022	-0,0010
IRSA	0.0023	-0,0003	0,0006
PERE	0.0023	-0,0010	0,0001
RENO	0.0005	-0,0013	-0,0008
TEAR2	0.0044	-0,0002	0,0007
TECO2	0.0033	-0,0004	0,0003
TGSU2	0.0021	-0,0003	0,0001
YPFD	0.0023	0,0002	0,0005

Conejos analiza también dos subperíodos: 1/1992 - 12/1995 y 1/1996 - 6/2000. En el primer subperíodo no es posible identificar un patrón de retornos anormales en los índices o en las series de acciones, pero ello es posible en el segundo subperíodo, por lo cual se podría inferir que el turn of the month effect se intensificó en la segunda mitad de la década.³³

El weekend effect y el turn of the month effect constituyen tan sólo dos ejemplos de las numerosas anomalías que se verifican en los mercados. Resultaría interesante investigar en futuros trabajos la posibilidad que otras anomalías temporales se verifiquen en nuestro mercado; por ejemplo, se debería profundizar el análisis del January effect con un mayor número de observaciones, o se podría investigar si alguna regularidad se verifica alrededor de los días en que las AFJPs vuelcan los nuevos fondos al mercado; también sería interesante examinar en un mayor detalle los días Jueves y los días siguientes a días no laborables.

REFERENCIAS

Aquino, I., "Weekend Effect," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Arias, S., "Evaluación de Performance. Survivorship Bias para las AFJP en Argentina," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Banz, R., The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, 1981.

³³ L. Nomeisky (2001) obtiene conclusiones similares; en su trabajo simula una estrategia consistente en comprar el activo el día -1 y venderlo el día 2, y la compara con una estrategia de buy & hold. La primera de ellas obtiene retornos superiores para casi todos los papeles cuando no se consideran costos de transacción, pero dicha conclusión se revierte al incluirse los mismos.

Bava, G., "Evaluación de Performance. Hot Hand, Fondos Comunes de Inversión, Renta Variable - Renta Mixta," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Berges, A., Mc Connell, J. y G. Schlarbaum, "The Turn of the Year in Canada," Journal of Finance 39, 1984.

Bhattacharya, M., "Transactions Data Tests of Efficiency of the Chicago Board Options Exchange, Journal of Financial Economics 12, 1983.

Black, F., "Implications of Random Walk Hypothesis for Porfolio Managment," Financial Analyst Journal, Marzo/Abril 1971.

Bodie, Z, Kane, A. y A. Marcus, Investments, cap. 12, 1999.

Capozza D. y W. Ziemba, "Design of Anomalies Funds: Concepts and Experience," en Handbook of Security Analyst Forecasting and Aset Allocation, Guerard J. y M. Gultekin, eds., 1992.

Carhart, M. "On Persistence in Mutual Fund Performance," Journal of Finance 52, 1997.

Conejos V., "Eficiencia en el Mercado de Capitales. Anomalía de Fin de Mes, 1992-2000," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Crivelli, J., "Estabilidad del Parámetro Beta y Ciclo Financiero," Trabajo Final, Maestría en Economía, Universidad del CEMA, 2001.

Daguerre, A., "Weekend Effect," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Fabozzi, F. y C. Francis, "Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions," Journal of Finance, Septiembre 1977.

Fabozzi, F. y C. Francis, "The Effects of Changing Macroeconomic Conditions on the Parameters of the Single Index Market Model," Journal of Financial and Quantitative Analysis, Junio 1979.

Fama, E., "The Behavior of Stock-Market Prices", *Journal of Business*, Enero 1965.

Fama, E., "Random Walks in Stock Market Prices," *Financial Analysts Journal*, Septiembre/Octubre 1965.

Fama, E., *Foundations of Finance*, cap. 5, 1976.

Fama E. y K. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Junio 1992.

Fernandez, H., "Weekend Effect," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Freire A., "Efecto Día de la Semana en el Mercado de Capitales Argentino. Consecuencias sobre la Eficiencia," Tesis de Licenciatura, Universidad de San Andrés, 1993.

French, K., "Stock Returns and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics* 8, Mayo 1980.

Fuchs, F., "Anomalías en la Capacidad de Predicción del CAPM: Verificación Empírica en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires," Tesis de Licenciatura, Universidad de San Andrés, 1995.

Galai, D., "Empirical Tests of Boundary Conditions for CBOE Options," *Journal of Financial Economics* 6, 1978.

Gibbons, M y P. Hess, "Day of the Week Effects and Asset Returns," *Journal of Business*, Octubre 1981.

Hendricks, D., Patel, J. y R. Zeckhauser, "Hot Hand in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988," *Journal of Finance* 43, Marzo 1993.

Henriksson, R. y R. Merton, "On Market Timing and Investment Performance II. Statistical Procedures for Evaluating Forecast Skills," *Journal of Business* 54, Octubre 1981.

Henriksson, R., "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation," *Journal of Business* 57, Enero 1984.

Hull, J. "Options, Futures, and other Derivative Securities," Prentice Hall, 1993.

Ibarra, M., "Market Timing: ¿Pueden los Fondos Comunes de Inversión Ganarle al Mercado?" Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Jaffee, J., "Special Information and Insider Trading," *Journal of Business* 47, 1974.

Jaffe, J. y R. Westerfield, "The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence," *Journal of Finance*, 1985.

Jaffe, J. y Agrawal, A., "The Pre-Acquisition Performance of Target Firms: A Re-examination of the Inefficient Management Hypothesis," paper presentado en la Reunión N. 57 de la American Finance Association, New Orleans, Enero 1997.

Jensen, M., "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964," *Journal of Finance*, Mayo 1968.

Jensen, M., "Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios," *Journal of Business*, Abril 1969.

Keim, D., "Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality. Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics*, 1983.

Keim, D. y R. Stambaugh, "A further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns," *Journal of Finance*, 39, 1984.

Kendall, M., "The Analysis of the Economic Time Series," *Journal of the Royal Statistical Society*, 1953.

Korosy, M., "Estudio de Eficiencia del Mercado de Capitales Argentino. ¿Se Incorpora Correctamente la Información de los Anuncios de Ganancias en los Precios de las Acciones?," Tesis de Licenciatura, Universidad de San Andrés, 1996.

Lakonishok J. y S. Seymour, "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective," *Review of Financial Studies*, Vol. 1, N. 4, 1988.

La Pira, F., "Market Timing en el Mercado Argentino," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Lintner, J., "Security Prices, Risk and Maximal Gains for Diversification," *Journal of Finance* 20, Diciembre 1965.

Malkiel, B., "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991," *Journal of Finance*, Junio 1995.

Malkiel, B., A Random Walk Down Wall Street, Norton & Company, Inc., 1996.

Merton, R., "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science* 4, 1973.

Nomeisky L., "Efecto Cambio de Mes en el Mercado de Capitales Argentino," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Parmigiani, M. "Efecto Día de la Semana en el Mercado de Capitales Argentino," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Rivero Ayerza, R., "Análisis de la Validez del CAPM en Argentina," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Rozeff, M. y W. Kenney Jr., *Capital Market Seasonality: The Case of Stocks Returns*, *Journal of Financial Economics* 3, 1976.

Seyhun, H., "Insiders' Profits, Costs of Trading and Market Efficiency," *Journal of Financial Economics* 16, 1986.

Sharpe, W., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance* 19, 1964.

Sharpe, W., "Mutual Fund Performance," *Journal of Business*, Enero 1966.

Smith, T., "Un Análisis de la Eficiencia del Mercado y del Weekend Effect," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Smocovich, G., "Eficiencia de Mercado. Hot Hand Phenomenon," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Sosa, M., "Estacionalidades y Eficiencia en el Mercado Bursátil Argentino," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Stescovich, N., "Análisis de la Performance de los Fondos Comunes de Inversión," Tesis de Licenciatura, Universidad de San Andrés, 1996.

Treynor, J. y K. Mazuy, "Can Mutual Funds Outguess the Market?" Harvard Business Review 43, Julio/Agosto 1966.

Zang, N., "Evaluación de Performance: El Fenómeno Hot Hand," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.

Zielonka, M., "Un Test de Eficiencia en Sentido Fuerte para el Merval: ¿Se Filtra Información antes del Anuncio de Canje o Rescate de Acciones?" Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2000.

Zimmerman, D., "Análisis de la Persistencia en los Retornos de Fondos Comunes de Inversión de Renta Variable y Mixta," Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, 2001.