

Zablotsky, Edgardo E.

Working Paper

Consideraciones sobre la eficiencia del mercado de capitales argentino

Serie Documentos de Trabajo, No. 213

Provided in Cooperation with:

University of CEMA, Buenos Aires

Suggested Citation: Zablotsky, Edgardo E. (2002) : Consideraciones sobre la eficiencia del mercado de capitales argentino, Serie Documentos de Trabajo, No. 213, Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina (UCEMA), Buenos Aires

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/84299>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

CONSIDERACIONES SOBRE LA EFICIENCIA DEL MERCADO DE CAPITALES ARGENTINO

EDGARDO E. ZABLITSKY¹

ABRIL 2002

"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." (Fischer Black, 1971)

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.

Sin embargo, miles de inversores 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 pedagógicamente de importancia proveer evidencia que ilustre la hipótesis de eficiencia informacional del mercado de capitales.

Este trabajo presenta evidencia en dicha dirección, comparando algunas facetas del mercado de capitales argentino con diversos mercados internacionales, con el objetivo de evaluar si el mercado, a mediados de 2001, presentaba características atípicas o si, por el

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

contrario, presentaba las mismas regularidades que se reflejan en la mayor parte de los mercados. Con dicho fin se describirán resultados alcanzados en diversos Trabajos Finales de la Maestría en Finanzas de la Universidad del CEMA, llevados a cabo bajo mi supervisión.²

El paper se organiza de la siguiente manera, en la próxima sección se analizará la hipótesis de random walk; reportándose resultados similares en nuestro mercado y en diversos mercados internacionales, consistentes con los usualmente reportados para el mercado americano. En la tercera sección se analizará la posible existencia de market timing; la evidencia generada no parece sustentar dicha hipótesis, como tampoco la soporta para el caso americano. Mas aún al evaluarse la sensibilidad de estos resultados frente a la periodicidad de las series utilizadas, se encuentra una mayor, aunque pequeña, evidencia de market timing al trabajarse con series diarias en lugar de mensuales; resultado idéntico al reportado por N. Bollen y J. Busse (2001) para el caso americano.

En la cuarta sección se centra el interés en una anomalía, el turn of the month effect; una vez mas es posible reportar en el mercado argentino evidencia de un comportamiento similar al mercado americano, y a índices bursátiles de diferentes mercados internacionales. En la siguiente sección se analiza el weekend effect, prestándose particular atención al rol jugado por los días feriados. Finalmente, en la sexta sección, se sintetizan los principales resultados reportados y se proponen planes para futuros researchs.

² El autor agradece a Leandro Galli su eficiente asistencia en la supervisión de dichos trabajos.

II. Análisis de la Hipótesis de Random Walk

Existen numerosos trabajos que testean la hipótesis de eficiencia del mercado de capitales; todos ellos fueron desarrollados luego del seminal paper de M. Kendall (1953), en el cual demostró que los precios de las acciones seguían un random walk. Dicho resultado, lejos de implicar que el mercado de valores era dominado por la errática psicología de sus participantes, es el esperado en un mercado informacionalmente eficiente, dado que en este tipo de mercado tan pronto aparece nueva información la misma se incorpora a los precios. Como la nueva información es por definición impredecible, los cambios en los precios de las acciones también deben ser aleatorios y, por ende, el comportamiento de los precios debe poder modelarse como un random walk.

La eficiencia de mercado, en combinación con el supuesto que los retornos esperados son constantes a través del tiempo, implica que las autocorrelaciones parciales de los retornos de cualquier acción j deberían ser cero para todos los valores del rezago τ ,

$$E (R_{j,t} / R_{j,t-\tau}) = \alpha + \rho_{j,\tau} R_{j,t-\tau}$$

por lo cual, $\rho_{j,\tau} = 0$, $\forall j,\tau$, donde $\rho_{j,\tau}$ representa el coeficiente de autocorrelación parcial entre observaciones que están separadas por τ períodos de tiempo,

L. Galli (2001) y L. Requesens (2001) testean esta hipótesis para el mercado argentino durante el período 7/91 - 6/00. Con dicho fin utilizan las series de retornos diarios de las 24 especies componentes del índice Merval a Diciembre de 1999, y también las series de dicho índice, y calculan las autocorrelaciones parciales para los primeros 10 rezagos,

Rezagos / Acción	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ACIN	0,08	-0,03	0,02	0,03	0,06	-0,04	0,02	-0,03	0,03	0,01
ALPA	0,10	-0,09	-0,01	-0,02	0,01	-0,07	0,05	-0,00	-0,01	-0,02
ASTRA	0,03	-0,07	0,00	-0,03	-0,04	-0,06	-0,00	0,01	0,03	0,03
ATAN	0,13	-0,11	-0,02	-0,09	0,11	-0,04	0,04	0,01	-0,01	-0,02
BRIO	0,16	0,02	-0,01	-0,04	0,03	-0,03	0,02	-0,01	0,01	0,03
BSUD	0,18	-0,06	0,03	0,01	-0,11	-0,03	-0,01	0,04	0,10	0,06
CELU	0,08	-0,07	-0,10	0,03	0,18	-0,02	-0,05	-0,01	-0,05	0,00
COME	0,12	-0,04	0,05	-0,00	-0,01	-0,03	0,01	0,00	0,02	0,02
ERAR	0,12	-0,04	0,07	-0,03	0,02	-0,03	0,02	-0,01	0,09	0,08
ERCA	0,08	-0,05	0,01	0,02	-0,03	-0,07	0,01	-0,04	0,09	0,13
FRAN	0,14	-0,03	0,00	-0,03	-0,04	-0,03	-0,02	0,00	0,03	0,01
GALI	0,18	-0,00	0,04	-0,04	-0,01	-0,02	0,01	0,02	0,01	0,02
GARO	0,14	-0,07	0,01	-0,03	0,04	-0,04	0,02	0,05	-0,01	-0,01
INDU	-0,03	-0,00	-0,02	-0,04	0,04	-0,05	0,01	0,05	0,04	-0,06
IPAK	0,14	-0,13	0,04	-0,08	0,06	-0,13	0,03	0,02	-0,04	0,00
IRSA	0,11	-0,02	0,03	-0,01	-0,01	0,02	-0,01	-0,01	0,03	0,07
LEDE	0,07	-0,10	-0,06	0,01	0,00	-0,09	-0,02	0,03	0,02	0,05
MOLI	0,13	-0,06	0,01	-0,04	0,01	-0,03	0,04	-0,00	0,02	0,04
PERE	0,08	-0,01	0,04	-0,05	0,01	-0,05	-0,03	-0,03	0,05	0,06
RENO	0,18	0,01	-0,00	0,04	0,01	0,05	-0,02	0,06	-0,01	0,03
TEAR	0,11	-0,02	-0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,04	0,00	0,07	0,02
TECO	0,15	-0,06	0,04	-0,03	-0,02	-0,04	-0,03	-0,02	0,07	-0,02
TGS	-0,01	-0,07	-0,03	-0,04	-0,01	-0,04	-0,01	-0,03	0,00	0,04
YPF	0,06	-0,01	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,02	0,06	0,06

Con un rezago de un día, 21 de los 24 coeficientes estimados de autocorrelación son positivos y significativamente distintos de cero (en negritas, a un nivel de confianza del 95%; criterio que será utilizado a lo largo de toda la sección). Dado que bajo la hipótesis de eficiencia del mercado el verdadero coeficiente de autocorrelación parcial entre los retornos de días sucesivos debería ser cero, se podría interpretar el resultado como evidencia en contra de dicha hipótesis; sin embargo, siguiendo a E. Fama (1965, 1976) resulta posible afirmar que dicha conclusión es, por lo menos, apresurada.

Fama (1965) estudia las autocorrelaciones diarias de los retornos de cada uno de los 30 papeles que conformaban el índice Dow-Jones,³ encontrando que de las 30 autocorrelaciones estimadas entre los retornos de días sucesivos, 22 eran positivas,

Rezagos	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\rho_{j,\tau} > 0$	22	4	11	19	11	8	18	21	5	14
$\rho_{j,\tau} < 0$	8	26	19	11	19	22	12	9	25	16

Sin embargo, Fama no considera este hecho como un rechazo a la hipótesis de eficiencia dado que las autocorrelaciones para cualquier rezago no son independientes; es decir, que los coeficientes de autocorrelación parcial estimados para los retornos de los distintos papeles en forma individual reflejan en alguna medida la autocorrelación estimada

³ Fama realizó el estudio para un período de cinco años, 1958-1962. Para cada papel, las autorrelaciones parciales fueron estimadas con rezagos de uno a diez días.

para el retorno del índice de mercado.⁴ Por ende, es de esperarse que para los distintos rezagos predominen las autocorrelaciones de un signo determinado.

Es por ello que el hecho que 22 de las 24 autocorrelaciones estimadas por Galli y Requesens para días sucesivos tengan signo positivo no resulta necesariamente evidencia en contra de la hipótesis de eficiencia, sino que previamente es interesante preguntarnos cuáles han sido las autocorrelaciones estimadas para el índice Merval, y cuántos papeles han tenido un comportamiento cualitativamente similar a dicho índice en los casos en que las estimaciones para el Merval fueron significativamente distintas de cero,

Rezagos	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Merval	0,10	-0,07	0,03	0,02	0,04	-0,05	0,00	-0,01	0,04	0,04

Rezagos	1	2	5	6	10
Merval significativo	positivo	negativo	positivo	negativo	positivo
$\rho_{j,\tau} > 0$	22	2	13	2	19
$\rho_{j,\tau} < 0$	2	22	11	22	5
$\rho_{j,\tau} > 0$ y significativo	21	0	4	1	6
$\rho_{j,\tau} < 0$ y significativo	0	12	1	6	1

⁴ Este hecho se halla asociado al concepto de riesgo de mercado. Una correcta diversificación reduce considerablemente el riesgo que enfrenta un inversor; sin embargo, no es posible hacer nulo dicho riesgo incrementando el grado de diversificación del portafolio, dada justamente la existencia del riesgo que afecta, en mayor o menor grado, al mercado en su conjunto.

La evidencia es consistente con la hipótesis planteada; en aquellos casos en que las autocorrelaciones estimadas para el índice Merval son significativamente distintas de cero las autocorrelaciones estimadas para la mayoría de los 24 papeles presentan el mismo signo que la estimada para el índice. Es por ello que resulta posible afirmar que el hecho que las mayoría de las autocorrelaciones estimadas para un determinado rezago hayan sido positivas, o negativas, resulta absolutamente previsible y por ende no rechaza, en si mismo, la hipótesis de eficiencia.

Fama (1976) también señala que si bien muchos de los coeficientes de autocorrelación estimados eran significativamente distintos de cero, ello era probablemente ocasionado por el gran número de observaciones con que contaba el estudio (al trabajar con datos diarios durante un período de 5 años). Esto sucede en virtud que la distribución de la función de autocorrelación es aproximadamente normal, con media y desvío,

$$E[r(\tilde{R}_{j,t}, \tilde{R}_{j,t-\tau})] \cong -\frac{1}{n-\hat{\delta}}$$

$$\sigma[r(\tilde{R}_{j,t}, \tilde{R}_{j,t-\tau})] \cong \sqrt{\frac{1}{n-\hat{\delta}}}$$

donde n es el número de observaciones para la acción j . Por ende, si el número de observaciones es grande resulta sencillo rechazar la hipótesis nula, dado que una autocorrelación parcial estimada tan pequeña como 0,05 es para algunos papeles más de dos desvíos standard su valor esperado bajo la hipótesis que el verdadero valor del coeficiente es cero. Supóngase, por ejemplo, que el verdadero valor del coeficiente de autocorrelación es el doble, 0,10; el cuadrado de dicho coeficiente representa la proporción de la varianza de R_t que puede ser atribuible a la relación lineal entre R_t y R_{t-1} . En estos términos R_{t-1} no posee mucha información sobre R_t , dado que sólo el 1% de la varianza de

R_t puede ser atribuida a la relación lineal entre R_t y R_{t-1} . Así, aunque las verdaderas autocorrelaciones parciales no sean cero, son suficientemente cercanas a cero como para concluir que la noción de eficiencia constituye una razonable descripción del comportamiento del mercado.

Este hecho se ve claramente ilustrado en Fama (1976) donde se estiman coeficientes de autocorrelación con periodicidad mensual⁵ para cada uno de los 30 papeles; en este caso se observan solamente dos coeficientes de autocorrelación significativamente distintos de cero para uno y dos rezagos, respectivamente, y tan sólo un coeficiente para el tercer rezago.

Galli y Requesens analizan esta posibilidad realizando nuevamente el estudio con periodicidad mensual, utilizando los mismos papeles y el mismo período de tiempo; de esta forma el número de observaciones se reduce considerablemente, de 1,200/2,000 observaciones diarias a alrededor de 100 mensuales y el desvío standard promedio se incrementa de 0,02 a 0,11. Como es de esperarse la cantidad de autocorrelaciones significativas se reduce considerablemente: un solo papel presenta un coeficiente de autocorrelación significativo para días sucesivos, y dos para dos y tres rezagos, respectivamente,⁶

⁵ El número de observaciones mensuales utilizadas para realizar esta regresión es de 60, mientras que en Fama (1965) se utilizaban entre 1,200 y 1,700 observaciones diarias. En consecuencia el desvío standard para el análisis mensual es en promedio 0,13, cuando para las regresiones diarias era 0,03.

⁶ F. Vanina (2002) extiende este análisis hasta Junio de 2001, obteniendo similares resultados.

Rezagos	1	2	3
Diaria	21	12	4
Mensual	1	2	2

Con el fin de comparar la evidencia generada para el caso argentino con evidencia internacional en la materia, G. Araujo (2002) realizó un estudio similar para 23 índices bursátiles de diversos mercados,⁷ y para el índice mundial de acciones de Morgan Stanley (MSCI). El período de estudio se extendió, en la mayoría de los casos, desde Agosto de 1990 hasta Agosto de 2001 (en promedio, 2,630 observaciones diarias y 127 mensuales),

Rezagos / Índices	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
DAX	0.02	-0.03	-0.02	0.01	0.01	-0.06	-0.03	-0.01	-0.03	0.02
AS51	0.06	-0.04	0.01	-0.04	-0.03	-0.04	-0.03	-0.01	0.00	-0.02
IBOV	-0.18	-0.01	-0.03	-0.02	0.02	0.02	-0.10	0.12	0.07	0.02
TS300	0.13	-0.04	0.02	-0.06	0.03	-0.00	-0.05	0.00	0.00	0.04
HIS	0.04	-0.03	0.08	-0.06	-0.04	-0.01	-0.02	0.02	0.02	0.01
IBEX	0.09	-0.05	-0.01	0.00	-0.01	-0.02	0.01	0.02	0.02	0.02
SPX	0.01	-0.03	-0.05	0.01	-0.04	-0.03	-0.05	-0.04	-0.00	0.03
CCMP	0.05	-0.05	0.01	0.01	-0.02	-0.02	0.02	-0.06	0.01	0.01
PCOMP	0.21	-0.05	0.01	0.06	-0.03	-0.03	0.04	0.05	-0.00	-0.02
CAC	0.05	-0.04	-0.04	0.01	-0.03	-0.01	-0.06	-0.02	-0.01	0.04

⁷ Alemania (DAX), Australia (AS51), Brasil (IBOV), Canadá (TS300), Hong Kong (HIS), España (IBEX), USA (SPX y CCMP), Filipinas (PCOMP), Francia (CAC), Holanda (AEX), India (SENSEX), Irlanda (ISEQ), Israel (TA-100), Italia (MIB30), Japón (NKY), Malasia (KLCI), México (MEXBOL), Nueva Zelanda (NZSE-40), Reino Unido (UKX), Rusia (RTSIS), Suecia (OMX) y Taiwan (TWSE).

Rezagos/ Indices	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AEX	0.04	-0.04	-0.04	0.01	-0.01	-0.04	-0.03	0.03	0.05	0.04
SENSEX	0.06	-0.01	0.04	-0.02	-0.01	-0.03	-0.01	0.03	0.03	-0.01
ISEQ	0.12	0.01	0.02	0.03	-0.04	-0.01	-0.00	0.02	0.00	0.06
TA-100	0.05	0.02	-0.05	0.01	-0.03	-0.05	-0.01	0.06	0.02	0.04
MIB30	0.03	0.00	-0.02	0.03	-0.04	0.04	-0.04	0.00	0.02	0.04
NKY	-0.02	-0.07	0.00	-0.00	0.01	-0.05	-0.01	0.01	0.02	0.02
KLCI	0.08	0.02	-0.01	-0.09	0.06	-0.03	-0.01	-0.01	0.03	0.01
MEXBOL	0.12	-0.03	-0.01	0.03	-0.01	-0.02	-0.01	-0.02	0.00	0.04
NZSE40	0.02	0.04	-0.03	0.00	-0.02	-0.02	-0.02	-0.01	0.04	0.01
UKX	0.06	-0.07	-0.03	0.01	-0.02	-0.06	-0.05	0.02	-0.01	0.02
RTSI\$	0.17	0.01	-0.01	-0.01	0.02	0.02	0.03	-0.02	0.09	0.08
OMX	0.07	-0.04	-0.02	-0.00	0.03	-0.06	-0.01	-0.01	0.02	-0.00
TWSE	0.05	0.00	0.06	-0.05	-0.02	-0.01	-0.01	-0.04	0.02	-0.01

Los resultados son similares a los reportados para el mercado argentino; por ejemplo, 19 de los 23 índices presentan un coeficiente de autocorrelación estimado para el primer rezago positivo y significativamente distinto de cero; sin embargo, como hemos señalado anteriormente, este hecho no constituye en si mismo evidencia en contra de la hipótesis de eficiencia al jugar un rol importante el concepto de riesgo de mercado. A modo de ilustración los siguientes cuadros reportan, respectivamente, las autocorrelaciones parciales para el índice MSCI y cuántos índices han tenido un comportamiento cualitativamente similar al MSCI en los casos en que las estimaciones para este último fueron significativamente distintas de cero,

Rezagos	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
MSCI	0.18	-0.08	-0.01	0.02	-0.03	-0.03	-0.06	-0.00	0.01	0.02

Rezagos	1	2	5	7
MSCI significativo	positivo	negativo	negativo	negativo
$\rho_{j,\tau} > 0$	21	7	7	4
$\rho_{j,\tau} < 0$	2	16	16	19
$\rho_{j,\tau} > 0$ y significativo	18	1	3	1
$\rho_{j,\tau} < 0$ y significativo	1	14	7	7

El rol jugado por el riesgo de mercado es claro; en aquellos casos en que las autocorrelaciones estimadas para el MSCI son significativamente distintas de cero, las autocorrelaciones estimadas para la mayoría de los 23 índices presentan el mismo signo que las estimadas para el primero. Es por ello que resulta posible reafirmar que el hecho que la mayoría de las autocorrelaciones para un determinado rezago sean positivas, o negativas, no debe considerarse necesariamente como evidencia en rechazo de la hipótesis de eficiencia del mercado.

Finalmente, al igual que Galli y Requesens para el caso argentino, Araujo examina la sensibilidad de los resultados a la cantidad de observaciones utilizadas, realizando nuevamente el análisis con periodicidad mensual,

Rezagos	1	2	3
Diaria	19	15	10
Mensual	0	0	0

La evidencia es contundente; al trabajar con series mensuales no se encuentra, para los primeros tres rezagos, ningún coeficiente de autocorrelación significativo.⁸

Obviamente al testearse la eficiencia del mercado a través de la evaluación de coeficientes de autocorrelación se asume, no tan sólo la constancia en el tiempo de los retornos esperados de los índices, sino también una relación lineal; pero el juzgar la metodología empleada supera el objetivo de la sección: describir el comportamiento de nuestro mercado y compararlo con el de otros. L. Galli (2001) y L. Requesens (2001) reportan resultados similares a los alcanzados mucho años atrás para el mercado americano por E. Fama (1965, 1976); por su parte, G. Araujo (2002) obtiene similares resultados con datos contemporáneos de diversos mercados internacionales. Por ello es posible concluir que no resulta posible rechazar, mediante esta metodología, la hipótesis de random walk, resultado similar al usualmente reportado en los mas diversos mercados a través de los años.

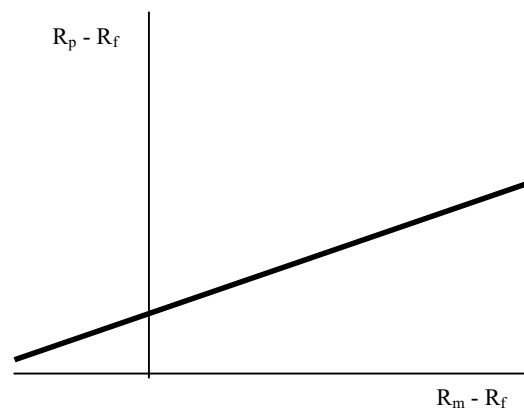
III. Market Timing

La idea que los cambios en las tendencias del mercado pueden ser anticipadas exitosamente es sostenida por algunos portfolio managers a la hora de describir sus

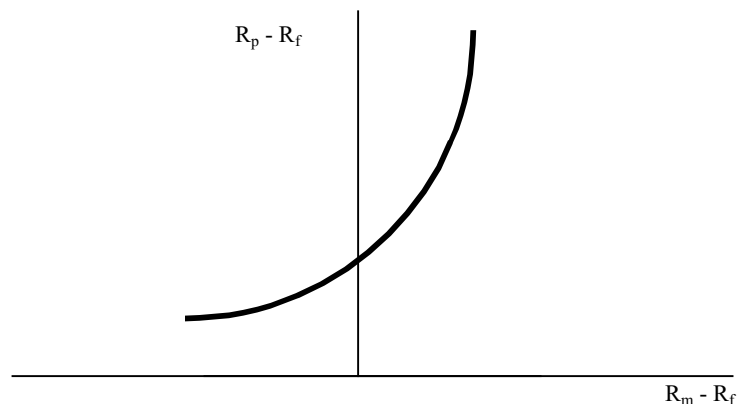
⁸ G. Araujo (2002) reporta similares resultados para el cuarto y quinto rezago.

procesos de administración de carteras. La idea básica de esta estrategia, a la cual se denomina market timing, consiste en intentar anticipar los cambios en dichas tendencias a través de un ajuste de las betas de los portafolios.

Por ejemplo, supongamos que un inversor que lleva a cabo una estrategia pasiva 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 0.6,⁹



por otro lado, si el inversor anticipara los movimientos del mercado correctamente el resultado sería una SCL curva, dado que la beta del portafolio sería mayor cuanto mayor fuese R_m ,



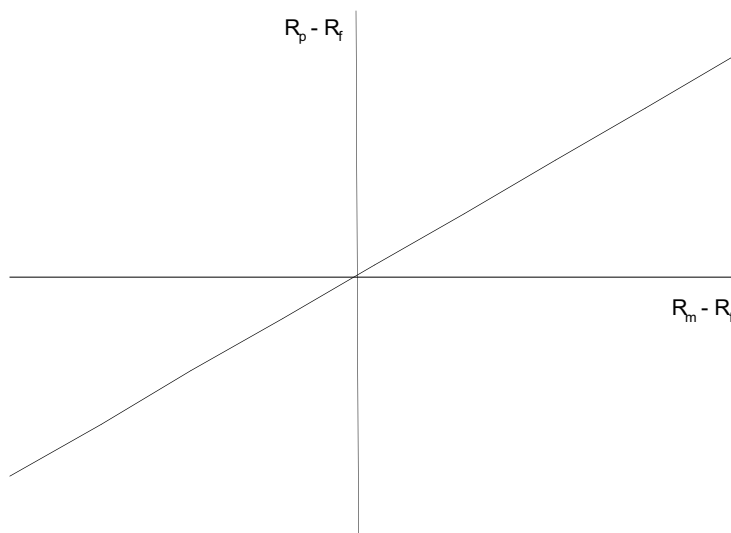
⁹ El hecho que $R_p - R_f > 0$ para $R_m - R_f = 0$ ilustra la posibilidad que se verifiquen retornos extraordinarios producto del microforecasting o security analysis.

R. Henriksson (1984) evaluó esta posibilidad en el mercado americano para un total de 116 fondos, con periodicidad mensual, 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,

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

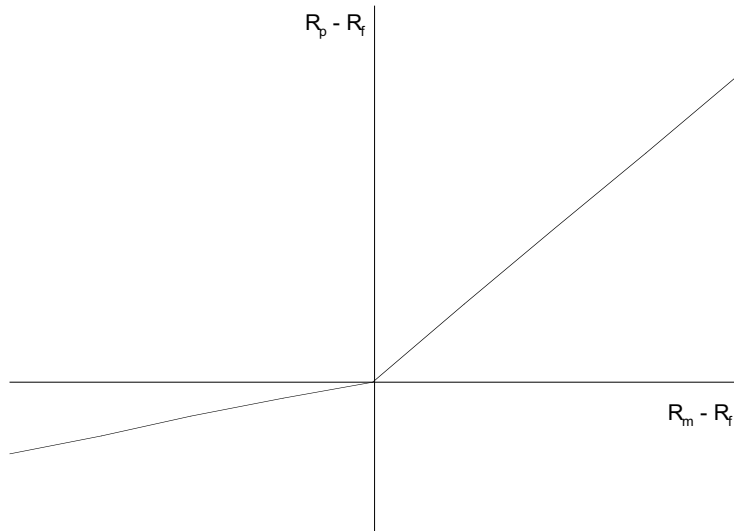
donde, D toma el valor 1 cuando $R_{mt} > R_{ft}$ y 0 de lo contrario, y α representa el eventual retorno extraordinario generado por el security analysis. De esta forma, el beta del portafolio puede tomar dos valores, $\beta_1 + \beta_2$, cuando se espera que el mercado sea bullish, y β_1 en caso contrario;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

Por lo tanto, cuando no existe market timing, la pendiente de la SCL es constante e igual a β_1 ,¹⁰



por el contrario, si el manager del portafolio realiza exitosamente market timing la línea característica será quebrada, con una mayor pendiente, $\beta_1 + \beta_2$, para $R_m - R_f > 0$,

¹⁰ La figura asume $\alpha = 0$.



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 positivo y significativamente distinto de cero a un nivel de confianza del 95% (criterio que será utilizado a lo largo de toda la sección) en ambos subperíodos en los que divide la muestra. Mas aún, el 62% de los fondos presenta valores negativos para dicho coeficiente.

M. Ibarra (2001) reprodujo el estudio de Henriksson en la Argentina 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. Ibarra reporta que siete fondos presentaron una beta de market timing (β_2) positiva, pero sólo uno significativa.¹¹

¹¹ Ibarra reproduce el análisis para dos subperíodos, 4/93-12/96 y 1/97-6/00. Los resultados para el primer subperíodo muestran evidencia 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 presentan valores de β_2 positivos, pero ninguno de ellos significativo. Con el fin de contar con un mayor número de observaciones, Ibarra reprodujo el estudio para

L. Buyo (2002) extendió el trabajo de Ibarra hasta Mayo de 2001.¹² Como proxy de la tasa libre de riesgo utilizó la tasa mensualizada de pasivos pasivos, lo cual permite realizar un análisis de sensibilidad respecto de la elección de dicho proxy, dado que Ibarra utilizó la tasa de la encuesta del BCRA para depósitos a plazo de entre 30 y 59 días en dólares. En la siguiente tabla se resumen los resultados alcanzados, utilizando como benchmarks los índices Merval y Burcap,¹³ respectivamente,

Periodicidad	Merval	Burcap
Número de fondos	28	29
$\beta_2 > 0$	14	0
$\beta_2 > 0$ y significativa	0	0

Al igual que en el trabajo de Henriksson, los resultados alcanzados no muestran evidencia de market timing. Resulta posible argüir que este resultado se podría deber a la periodicidad de las series utilizadas tanto por Henriksson, para el caso americano, como por Ibarra y Buyo, para el argentino; si los portafolio managers tuvieran algún poder de predicción, de modo de anticipar los movimientos del mercado correctamente con mayor

31 fondos, en el período 1/96-6/00, no encontrando evidencia alguna de market timing; solamente cuatro fondos presentaron un coeficiente de market timing positivo, ninguno de ellos significativo.

¹² Dado que para la característica a evaluar resulta particularmente importante contar con un período extenso que permita la heterogeneidad de variables relevantes y de situaciones de mercado y económicas, Buyo optó por considerar solamente a aquellos fondos que cumplieron al menos 60 meses de existencia a lo largo del período bajo análisis.

¹³ Durante el período del estudio la correlación estimada entre ambos índices fue de 0.96.

frecuencia que incorrectamente, dicho fenómeno posiblemente se observe al trabajarse con series de mayor periodicidad, semanales o diarias, dado que la mayoría de los managers toman sus decisiones de rebalanceo de cartera con mayor frecuencia que mensualmente y, por ende, el estudio con datos mensuales podría no capturar dichos ajustes.

N. Bollen y J. Busse (2001) analizan esta posibilidad estudiando el potencial market timing de los fondos comunes de inversión americanos, utilizando la metodología originalmente propuesta por J. Treynor y K. Mazuy (1966), quienes estudiaron la eventual existencia de market timing para fondos comunes de inversión americanos mediante la inserción de 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 frente a un mercado bullish, 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 y trabajando con periodicidad mensual, tan sólo verifican market timing en uno de ellos.¹⁴

Por su parte, Bollen y Busse utilizan series diarias desde el 2/1/85 al 29/12/95, encontrando mayor evidencia de market timing que en los estudios realizados previamente con retornos mensuales. En la siguiente tabla se pueden comparar los resultados de las

¹⁴ J. La Pira (2001) reprodujo dicho estudio para el mercado argentino, utilizando series mensuales de 22 fondos comunes de renta variable, desde el 5/93 hasta el 6/00. De los 22 fondos tan solo uno arrojó un valor para β_2 positivo (pero no significativo). Por su parte, J. Rigau (2002) extendió el trabajo de La Pira hasta Mayo de 2001, reportando resultados similares; con dicho fin utilizó series mensuales de 28 fondos de renta variable. En una primera serie de regresiones utilizó como proxy del mercado al índice Merval, no encontrando ningún fondo que presente un coeficiente β_2 positivo y significativo. Con el objetivo de llevar a cabo un análisis de sensibilidad frente al benchmark utilizado, realizó una nueva serie de regresiones pero tomando como proxy del mercado al índice Burcap, no encontrando en este caso ningún coeficiente positivo.

estimaciones realizadas por Bollen y Busse cuando utilizan retornos diarios en lugar de mensuales (se reporta el porcentaje de fondos que presentan el atributo),

Periodicidad	Mensual	Diaria
$\beta_2 > 0$	73.60	56.10
$\beta_2 > 0$ y significativa	33.50	40.80

B. Szewach (2002) reprodujo el trabajo de Bollen y Busse para el mercado argentino. Para ello utilizó series de 31 fondos de renta variable, desde el 3/1/96 al 30/6/00, observando que sólo tres fondos cumplen con las condiciones que verifican el market timing cuando realiza la regresión con datos diarios, y ninguno cuando los datos utilizados son mensuales (se reporta el porcentaje de fondos que presentan el atributo),

Periodicidad	Mensual	Diaria
$\beta_2 > 0$	32.26	16.13
$\beta_2 > 0$ y significativa	0	9.68

Como se puede observar, al igual que en el paper de Bollen y Busse, aunque los datos mensuales arrojaron mayor porcentaje de coeficientes β_2 positivos, la mayoría de ellos resultaron no significativos; lo contrario se desprende de los datos diarios: menor porcentaje de coeficientes β_2 positivos, pero un mayor número de ellos significativos.

En síntesis, la evidencia reportada para el caso argentino es similar a la provista para el caso americano. M. Ibarra (2001) y L. Buyo (2002), trabajando con series mensuales y utilizando la metodología propuesta por R. Henriksson (1984), no encontraron evidencia de market timing; la cual tampoco es encontrada en el trabajo de Henriksson. Similarmente, J. La Pira (2001) y J. Rigau (2002) tampoco encuentran dicha evidencia al trabajar con series mensuales y la metodología originalmente propuesta por J. Treynor y K. Mazuy (1966); conclusión similar a la alcanzada por dichos autores para el caso americano. Finalmente, B. Szwebach (2002) evalúa la sensibilidad de dichos resultados frente a la periodicidad de las series utilizadas, encontrando una mayor, aunque pequeña, evidencia de market timing al trabajar con series diarias en lugar de mensuales; resultado idéntico al reportado por N. Bollen y J. Busse (2001) para el caso americano.

IV. Turn of the Month Effect

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

En esta sección ilustraremos el tema reportando los resultados alcanzados en el caso argentino para el turn of the month effect, el cual describe el hecho que los retornos en el mercado americano resultan ser anormalmente altos en los días alrededor del cambio de mes. Con este fin seguiremos a J. Lakonishok y S. Smidt (1988), quienes reportaron dicha anomalía para un período de 90 años, 1897-1986, durante el cual el retorno promedio del

índice Down Jones fue anormalmente alto para los días -1 al 3 (definiendo como día -1 al último día hábil del mes, y 1 al primer día hábil del mes siguiente),

	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4
1897-1986								
Retorno	0.00	-0.02	0.06	0.12	0.08	0.13	0.14	0.02
Días + (%)	52.3	49.8	54.4	56.5	56.9	57.8	56.8	53.1
1897-1952								
Retorno	-0.00	-0.06	0.09	0.12	0.11	0.11	0.14	0.02
Días + (%)	51.5	49.4	56.0	56.3	59.3	56.6	56.5	52.6
1952-1986								
Retorno	0.02	0.03	0.01	0.12	0.04	0.15	0.14	0.01
Días + (%)	53.5	50.9	51.1	56.7	53.3	59.7	57.2	54.0

en negritas, significativamente distintos del retorno medio de un día no fin de mes a un nivel de confianza del 95 %.

La tasa de retorno acumulada en los cuatro días alrededor del cambio del mes es de 0,473, en comparación con una tasa acumulada de 0,061 para cuatro días promedio; esta diferencia es estadísticamente significativa a un nivel de confianza del 95% (criterio que será utilizado a lo largo de toda la sección). Los resultados fueron, en general, consistentes en los distintos subperíodos analizados. Asimismo, Lakonishok y Smidt reportan que la frecuencia de retornos positivos en los días de cambio de mes (-1, 1) es superior al 56%, mientras que en los días no fin de mes (es decir, fuera del intervalo -4/4) nunca supera al 52%.

V. Conejos (2001) ilustró la posibilidad que dicha anomalía se verifique en nuestro país. Con dicho fin consideró el comportamiento de los índices Merval y Burcap, y el de 17 papeles componentes del primero en Diciembre de 1999, para el período 1/92-7/00. La siguiente tabla reporta que en los primeros dos días del mes prácticamente todos los papeles de la muestra presentaron retornos promedio diarios mayores al período no fin de mes,

Retorno medio diario > Retorno medio diario, no fin de mes							
-4	-3	-2	-1	1	2	3	4
12	10	14	13	16	17	8	10

F. Liutvinas (2002) profundizó el estudio de Conejos para el período 1/96-6/01; para ello utilizó los índices Merval y Burcap, y los 24 papeles componentes del primero a Diciembre de 1999. Los resultados obtenidos para el índice Merval, se observan en la siguientes tablas,

	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4
Retorno	0.15	0.09	-0.06	-0.23	0.69	0.74	0.04	0.03
Días + (%)	56.06	50.00	50.00	48.48	63.64	66.67	54.55	56.06

	Período 01/96 -06/01	Días - 4 a 4	Días 1 a 2
Retorno	-0.02	0.18	0.71
Días + (%)	51.75	55.68	65.16

El retorno promedio diario para los ocho días bajo análisis (0,18) es significativamente mayor que el retorno diario promedio del período considerado (-0.02). Asimismo, a lo largo del período analizado, se observan rendimientos positivos en el 51,75

de los días, lo cual se incrementa al 55,68 si sólo se consideran los ocho días bajo análisis, y al 65,16 si solamente consideramos los dos primeros días del mes (para los cuales el retorno diario promedio, 0.71, es significativamente mayor que el retorno diario promedio del período considerado).¹⁵

Por otra parte, en los días cercanos al cambio de mes el retorno promedio de 23 de las 24 acciones consideradas es superior al retorno promedio diario del período. Sin embargo, dicha diferencia sólo fue significativa para dos papeles; incrementándose a 13 si centramos nuestro interés en los dos primeros días del mes,

	Rendimiento 1/96 – 6/01	Rendimiento – 4 al 4	Rendimiento 1 y 2
Acindar	0.05	0.20	0.77
Atanor	-0.01	0.14	0.30
Bansud	-0.09	0.04	0.64
Banco del Suquía	0.06	0.15	0.19
Ctral. Costanera	-0.02	0.06	0.55
Central Puerto	-0.03	0.08	0.35
Com. del Plata	-0.13	0.06	0.43
Siderar	0.04	0.30	0.66
Siderca	0.12	0.15	0.60
Banco Francés	0.05	0.21	0.74
Banco Galicia	0.05	0.15	0.43
Grupo Galicia	-0.01	0.52	-0.25
Indupa	-0.06	0.05	0.30

¹⁵ Liutvinas reporta similares resultados para el índice Burcap.

IRSA	0.01	0.06	0.26
Juan Minetti	0.02	0.12	0.36
	Rendimiento 1/96 – 6/01	Rendimiento – 4 al 4	Rendimiento 1 y 2
Ledesma	0.00	0.13	0.47
Molinos	-0.01	0.16	0.48
Perez Companc	-0.05	0.04	-0.06
Renault	-0.08	0.10	0.81
Repsol	-0.05	-0.09	-0.13
Telefónica	0.02	0.16	0.68
Telecom	0.02	0.27	0.64
Tr. Gas del Sur	0.01	0.09	0.37
YPF	0.04	0.10	0.37

finalmente, en prácticamente todos los casos, el porcentaje de días con retornos positivos se incrementa sensiblemente en el período cercano al cambio de mes, y especialmente en los dos primeros días de operaciones del nuevo mes,

	Días positivos 1/96-6/01 (%)	Días positivos – 4 al 4 (%)	Días positivos 1 y 2 (%)
Acindar	43.34	45.64	52.27
Atanor	31.29	34.47	39.39
Bansud	38.61	42.05	51.52
Banco del Suquía	36.45	38.26	40.91
Ctral. Costanera	38.54	39.77	50.76
Central Puerto	36.17	34.28	38.64

Comercial del Plata	33.17	34.47	41.67
Siderar	50.71	52.45	56.56
	Días positivos 1/96-6/01 (%)	Días positivos - 4 al 4 (%)	Días positivos 1 y 2 (%)
Siderca	43.76	44.32	47.73
Banco Francés	45.85	49.43	56.82
Banco Galicia	44.04	47.51	50.00
Grupo Galicia	42.21	45.64	45.45
Indupa	35.12	37.50	44.70
IRSA	41.25	43.37	47.73
Juan Minetti	37.00	40.53	40.91
Ledesma	31.01	31.44	42.42
Molinos	39.23	39.58	45.45
Perez Companc	43.67	47.88	50.00
Renault	39.37	40.72	48.48
Repsol	45.28	45.39	50.00
Telefónica	42.30	43.94	55.30
Telecom	44.32	46.59	53.03
Trans. Gas del Sur	38.40	39.39	47.73
YPF	44.67	43.94	50.76

Resulta interesante señalar que M. Martinez Tria (2002), al describir el comportamiento de 16 índices bursátiles de diferentes países, para el período 1/92-6/01, encuentra similares regularidades que las que se presentan en el caso argentino,¹⁶

	Rendimiento 1/92-6/01	Rendimiento - 4 a 4	Rendimiento 1 y 2
Merval	-0.03	0.12	0.42
USA - DJIA	0.04	0.10	0.18
USA- Nasdaq	0.05	0.16	0.14
USA - S&P 500	0.04	0.09	0.16
Brasil	0.43	0.48	0.58
Chile	0.05	0.12	0.24
México	0.06	0.18	0.32
Canadá	0.03	0.07	0.15
Francia	0.05	0.13	0.15
Alemania	0.06	0.12	0.17
Holanda	0.06	0.12	0.22
España	0.05	0.12	0.20
Gran Bretaña	0.03	0.09	0.08
Hong Kong	0.05	0.13	0.16
Australia	0.03	0.08	0.14

¹⁶ Se incluye esta evidencia a fines ilustrativos, dado que la autora no testeó la significatividad de las diferencias de los rendimientos medios diarios reportados.

En 12 de los 14 índices reportados (excluyendo el Merval) el retorno diario promedio de los dos primeros días hábiles del mes supera al promedio de los ocho días alrededor del cambio del mes, y este último supera al retorno promedio diario del período. Mas aún, en los dos casos restantes el promedio de los ocho días alrededor del cambio de mes también supera al promedio diario de la totalidad del período. Similares regularidades encontramos si centramos nuestra atención en los últimos cinco años, 1/97-6/01,

	Rendimiento 1/97-6/01	Rendimiento – 4 al 4	Rendimiento 1 y 2
Merval	-0.04	0.16	0.68
USA - DJIA	0.04	0.09	0.22
USA- Nasdaq	0.05	0.07	0.05
USA - S&P 500	0.04	0.09	0.19
Brasil	0.07	0.28	0.72
Chile	0.02	0.17	0.36
México	0.06	0.22	0.52
Canadá	0.02	0.04	0.27
Francia	0.07	0.20	0.13
Alemania	0.07	0.17	0.16
Holanda	0.06	0.10	0.22
España	0.05	0.19	0.36
Gran Bretaña	0.03	0.13	0.08
Hong Kong	0.00	0.12	0.20
Australia	0.03	0.09	0.22

En ningún caso el retorno promedio diario del período supera al reportado para los ocho días alrededor del cambio de mes, ni al correspondiente a los primeros dos días hábiles. Mas aún, en 10 de los 14 índices el retorno diario promedio de los primeros dos días del mes también supera al de los ocho días alrededor del cambio de mes.

En síntesis, una vez mas encontramos para el mercado de capitales argentino evidencia de un comportamiento para nada atípico. Los resultados generados por F. Liutvinas (2002) son consistentes con las características reportadas por V. Conejos (2001), y reproducen fielmente los alcanzados por J. Lakonishok y S. Smidt (1988) para el mercado americano, y las regularidades descritas por M. Martinez Tria (2002) para diversos índices de mercados extranjeros.

V. WEEKEND EFFECT

En esta sección centraremos la atención en otra anomalía, el weekend effect, el cual 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 en general es negativo. Obviamente, en un mercado eficiente se esperaría que este patrón fuese rápidamente arbitrado, pero eso no ocurre.

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: (i) Calendar time, según la cual los retornos para el Lunes representan una inversión de tres días, 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. (ii) Trading time, si los retornos únicamente se viesan

afectados durante los días en los cuales 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, 1953-77; el retorno promedio para los Lunes resultó negativo en el 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.

T. Smith (2001) reprodujo el trabajo de French para el mercado argentino. El retorno medio para el índice Merval los días Lunes resultó ser negativo para el período completo, 1/92-6/00, y para cada uno de los dos subperíodos examinados, 1/92-12/95 y 1/96-6/00 (pero en el segundo período no resultó significativamente distinto de cero a un nivel de confianza de 0.95%; criterio que será utilizado durante toda la sección). Smith efectuó un análisis similar para cada uno de los 23 papeles que componían el índice Merval a Diciembre de 1999; del mismo se puede observar que el retorno para los días Lunes fue el menor de la semana en 16 ocasiones, además en otras cuatro tuvo el segundo menor retorno,¹⁷

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

Hacia la segunda mitad de la década de los 90 el weekend effect aparentemente fue diluyéndose, siendo reemplazado por un comportamiento atípico los días Jueves. A los

finés de ilustrar este hecho reportaré los resultados alcanzados por H. Fernandez (2001), quien utilizó variables dummies para cada uno de los días de la semana,

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

encontrando para el período 1/92-12/95 que la totalidad de las acciones incluidas en la muestra (16 papeles) presentaban β_1 negativas (cinco de ellas significativas) y tan sólo una presentaba una β_4 negativa (aunque no significativa). Sin embargo, en el período 1/96-6/00 los resultados fueron disímiles, 13 papeles presentaron β_1 negativas (ninguna de ellas significativa), pero 15 papeles presentaron β_4 negativas (cinco de ellas significativas),

β_i Negativa	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
1/92-12/95	16	9	6	1	2
1/96-6/00	13	1	10	15	4

Este hecho motivó a G. Hourcade (2002) a profundizar el análisis. Con dicho fin Hourcade analizó el rol jugado por los días en que el mercado permaneció cerrado; es decir, aquellos días no laborables distintos del fin de semana. Esta posibilidad fue originalmente planteada por French, quien se preguntó si el weekend effect no podría ser generalizado a todos los días posteriores a los que el mercado permaneciera cerrado, no encontrando evidencia consistente con esta hipótesis.

Hourcade utilizó series de rentabilidad diaria del índice Merval y de 24 acciones que formaron parte del mismo en el período 1/96-6/00. De los 24 papeles examinados, se

¹⁷ Sin embargo, Smith reportó que al testarse las hipótesis de trading time y calendar time, siguiendo la

puede observar que el retorno medio para los días Lunes fue el peor, o el segundo peor, en 12 ocasiones, mientras que para los Jueves lo fue en 21. Por otra parte, si se incorporan los días posteriores a los feriados, los mismos constituyen, conjuntamente con los Lunes, los de menor, o segunda menor, rentabilidad en 15 oportunidades y los Jueves en 19,

	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Peor retorno	3	0	4	15	2
Segundo peor retorno	9	1	8	6	0

	Postferia	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Peor retorno	4	0	3	15	2
Segundo peor retorno	11	1	8	4	0

Por otra parte, si se analiza el comportamiento del índice Merval se arriba a similares conclusiones; el retorno medio de los días Lunes (-0.02) no fue peor que el de los días Jueves (-0.25), o el de los Miércoles (-0.06); sin embargo, al incorporar al análisis a los días siguientes a los feriados, la rentabilidad de los Lunes recibe un fuerte impacto negativo (-0.12) que la lleva a ser la segunda peor de la semana detrás de los Jueves. Mas aún, si se analizan los retornos promedios diarios, tomados año por año, se observa que el Lunes no

tuvo el peor rendimiento en ninguno de los años considerados, pero cuando incorporamos los días siguientes a los feriados empeoran los retornos en cuatro de los cinco años.

En síntesis, G. Hourcade concluye que el tomar en cuenta los días posteriores a los feriados, conjuntamente con los Lunes, posiblemente permite identificar un efecto mas negativo que el de considerar a los Lunes en forma individual; sin embargo, aún en este caso, dicho efecto parece ser dominado por el que se verificaría los días Jueves.

Resulta interesante concluir la sección señalando que el hecho que el weekend effect aparentemente pierda relevancia frente a un supuesto efecto los días Jueves posiblemente no constituya una característica propia de nuestro mercado, dado que podría encontrarse en otros mercados internacionales. Con dicho fin reportaremos la evidencia generada por M. Pombo (2002), quien utilizando índices bursátiles de Argentina (Merval y Burcap), México, Brasil, Chile, USA (Down Jones, Nasdaq, y S&P 500), Gran Bretaña, Canadá, Australia, España, y Hong Kong, desde 1994 hasta Junio de 2001, señala que los días Jueves presentan el peor, o segundo peor, retorno medio en siete casos (sin tomar en cuenta Merval y Burcap),¹⁸ mientras que el Lunes lo presenta en seis.¹⁹

Indices extranjeros	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Peor retorno	4	0	3	4	1
Segundo peor retorno	2	4	3	3	0

¹⁸ Pombo reporta que el peor retorno medio para el índice Merval se verifica los Lunes, y el segundo peor los Jueves, y viceversa para el índice Burcap.

VI. Conclusiones

Este trabajo ha centrado el interés sobre el comportamiento del mercado de capitales argentino en sus similitudes y diferencias con otros mercados internacionales. Con dicho fin se describieron resultados alcanzados en diversos Trabajos Finales de la Maestría en Finanzas de la Universidad del CEMA, llevados a cabo bajo mi supervisión.

En la segunda sección se reportó la evidencia generada por L. Galli (2001) y L. Requesens (2001), quienes testearon la hipótesis de random walk, obteniendo resultados similares a los alcanzados mucho años atrás por E. Fama (1965, 1976) para el mercado americano y, en forma contemporánea, por G. Araujo (2002) para otros mercados internacionales.

En la tercera sección se analizó la posibilidad de la existencia de market timing; la evidencia reportada para el caso argentino fue similar a la provista para el caso americano. M. Ibarra (2001) y L. Buyo (2002), trabajando con series mensuales y utilizando la metodología propuesta por R. Henriksson (1984), no encontraron evidencia de market timing; la cual tampoco es encontrada en el trabajo de Henriksson. Similarmente, J. La Pira (2001) y J. Rigau (2002) tampoco encontraron dicha evidencia al trabajar con series mensuales y la metodología originalmente propuesta por J. Treynor y K. Mazuy (1966); conclusión similar a la alcanzada por dichos autores para el caso americano. Finalmente, B. Szwebach (2002) evaluó la sensibilidad de estos resultados frente a la periodicidad de las series utilizadas, encontrando una mayor, aunque pequeña, evidencia de market timing al trabajar con series de periodicidad diaria en lugar de mensual; resultado idéntico al reportado por N. Bollen y J. Busse (2001) para el caso americano.

¹⁹ Por otra, parte al igual que en el caso argentino, Pombo reporta que para la mayoría de los índices no es posible rechazar las hipótesis de trading time, ni de calendar time; a pesar que en numerosas ocasiones el

En la siguiente sección se centró el interés en una anomalía, el turn of the month effect; una vez más no resulta posible reportar para el mercado argentino evidencia de un comportamiento atípico. La evidencia provista por F. Liutvinas (2002) reproduce fielmente la generada por J. Lakonishok y S. Smidt (1988) para el mercado americano, y por M. Martínez Tria (2002) para 16 índices bursátiles de diferentes mercados internacionales.

Finalmente, en la quinta sección se ilustró el weekend effect, reportando T. Smith (2001) evidencia similar a la presentada por K. French (1979) para el caso americano. Mas aún, la eventual dilución de dicho efecto en la segunda mitad de la década de los 90, señalada por H. Fernández (2001) y por G. Hourcade (2002), considerando este último también los días no laborables además de los fines de semana, podría asimismo verificarse en otros mercados internacionales, como lo reporta M. Pombo (2002).

Estos resultados invitan a profundizar el análisis mediante nuevos estudios que ayuden a discernir si el mercado presentaba características, con anterioridad a la actual coyuntura económica, similares a las de otros mercados internacionales. La evidencia reportada en este trabajo permite aventurar que posiblemente ese haya sido el caso

REFERENCIAS

- Araujo, G. (2002), "Random Walk. ¿La Venganza del Azar a Escala Mundial?" *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Black, F. (1971), "Implications of Random Walk Hypothesis for Portfolio Management," *Financial Analyst Journal*, Marzo-Abril.
- Bollen, N., and J. Busse (2001), "On the Timing Ability of Mutual Fund Managers," *Journal of Finance* **65** (3), June.

- Buyo, L. (2001), "Sobre la Habilidad de Market Timing de los Fund Managers de los Fondos Comunes de Inversión de Argentina," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Conejos V. (2001), "Eficiencia en el Mercado de Capitales. Anomalía de Fin de Mes, 1992-2000," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Fama, E. (1965), "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business* **38**, Enero.
- Fama, E. (1976), *Foundations of Finance*, cap. 5, Basil Blackwell, Oxford.
- Fernandez, H. (2001), "Weekend Effect," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- French, K. (1980), "Stocks Returns and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics* **8**: 55-69.
- Galli, L. (2001), "Una Caminata Aleatoria por la Calle 25 de Mayo," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Henriksson, R. (1984), "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation," *Journal of Business* **57** (1): 73-96, January.
- Hourcade, G. (2002), "Efecto Día Feriado," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Ibarra, M. (2001), "Market Timing. ¿Pueden los Fondos Comunes de Inversión Ganarle al Mercado? *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Kendall, M. (1953), "The Analysis of Economic Time Series," *Journal of the Royal Statistical Society* **96**: 11-25.
- Lakonishok J. y S. Seymour (1988), "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective," *Review of Financial Studies* **1** (4).

- La Pira, J. (2001), "Market Timing en el Mercado Argentino," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Liutvinas, F. (2002), "Efecto Cambio de Mes en el Mercado de Capitales Argentino," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Martinez Tría, M. (2002), "Anomalía: Efecto Cambio de Mes, 1992-2001," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Pombo, M. (2002), "Un Análisis de la Eficiencia del Mercado y del Weekend Effect," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Requesens, L. (2001), "Es Eficiente el Merval?" *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Rigau, J. (2002), "Evaluación de Performance, Market Timing en Argentina," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Smith, T. (2001), "Un Análisis de la Eficiencia del Mercado y del Weekend Effect," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Szewach, B. (2002), "Anticipando con Exito las Fluctuaciones del Mercado," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.
- Treynor, J. y K. Mazuy (1996), "Can Mutual Funds Outguess the Market?" *Harvard Business Review* **43**, Julio-Agosto.
- Vanina, F. (2002), "Caminando de Aquí para Allá, Donde Estés Estaré," *Trabajo Final*, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA.