

# Efecto «Fin de Semana» y «Fin de Mes» en el Mercado Bursátil Chileno<sup>1</sup>

## Weekend and End-of-the-Month effect in the Chilean Stock Market

**Christian Espinosa M.<sup>2</sup>**

<sup>1</sup>Esta investigación fue financiada por la Vicerretería de Investigación de la Universidad Santo Tomás. Se agradecen los comentarios de los árbitros anónimos que ayudaron a depurar este trabajo. Todos los errores son de responsabilidad del autor. <sup>2</sup>Magíster en Finanzas. Universidad Santo Tomás, Escuela de Ingeniería Comercial. Santiago, Chile. E-mail: christian.espinosa@santotomas.cl

**RESUMEN.** El presente trabajo provee evidencia actualizada de la existencia de dos anomalías, “*efecto fin de semana*” ó “*efecto lunes*”, y el “*efecto fin de mes*”, en el mercado bursátil chileno. Utilizando los valores de cierre diarios del índice bursátil IPSA, y siguiendo la metodología empleada por Kenneth R. French, se testearon las hipótesis “*Trading Time*” y “*Calendar Time*” para chequear el “*efecto fin de semana*”. Para contrastar el “*efecto fin de mes*” se realizó un análisis de medias y varianzas y, posteriormente, un estudio econométrico de *ventanas temporales*. En síntesis, los resultados muestran evidencia en contra de la “hipótesis de mercados de capitales eficientes”.

**Palabras clave:** Hipótesis de mercados eficientes, efecto fin de semana, efecto fin de mes.

**ABSTRACT.** This study provides up-to-date evidence of the existence of two anomalies: “the Weekend effect” or “Monday effect” and the “End-Of-The-Month” effect in the Chilean stock market. Using the daily closing values of the IPSA index, and following the methodology used by Kenneth R. French, the “Trading Time” and “Calendar Time” hypothesis were tested in order to check the “Weekend effect”. To show the “End-Of-The-Month effect” an averages and variances analysis was carried out and subsequently, an econometric study of time windows. In short, the results show evidence against the “Efficient Market Hypothesis”.

**Key words:** Efficient Market Hypothesis, Weekend effect, End-Of-The-Month effect.

(Recibido: 14 de mayo de 2007. Aceptado: 27 de junio de 2007)

## INTRODUCCION

La teoría financiera moderna surge con la tesis doctoral de Louis Bachelier (1900), llamada “La teoría de la especulación”. En la misma se utilizó el concepto de movimiento browniano para describir el comportamiento de los precios en los mercados y se obtuvo la primera formulación teórica de las caminatas aleatorias (Mansilla, 2003). Los supuestos básicos de dicha tesis incluían que los cambios en los precios eran independientes y que éstos podían ser bien representados por una distribución Gaussiana. La tesis de Bachelier tuvo que esperar largos años para ser reconocida como pilar de la teoría financiera moderna.

Fue Paul Samuelson, en 1956, quien la encontró y su doctorando Richard Kruizenga quien comenzó el largo camino de aplicar las intuiciones de Bachelier para explicar el comportamiento de los cambios en los precios. Para ese entonces ya existían algunos artículos que ahondaban en lo que Bachelier había predicho (Cowles, 1933; Kendall, 1953). Sin embargo, luego de la labor de Kruizenga no existía consenso y trabajos como el de Osborne (1964) lo avalaba y el de Mandelbrot (1963) lo criticaba. Finalmente, Fama (1965) formaliza todas las discusiones sobre la caminata aleatoria y otorga su versión de la hipótesis de mercados eficientes (HME), que hasta hoy sigue estudiándose con fuerza en prácticamente todas las universidades del mundo.

Un mercado eficiente es aquel en donde el precio refleja toda la información dado el set de información relevante hoy, por tanto ninguna predicción acerca del comportamiento futuro se puede realizar dado que la información nueva que pueda producirse ya se encuentra incorporada en el precio del activo financiero. En síntesis, la HME establece que las alzas y caídas de los precios accionarios son completamente aleatorias y dependen únicamente de la información nueva; dado que la información se incorpora imprevistamente al mercado, y asumiendo que no hay “fugas” de información, se puede concluir que bajo la HME el movimiento de los activos financieros es completamente impredecible.

Según lo que se entienda por información disponible, la eficiencia puede ser definida de tres maneras distintas: débil, semi fuerte y fuerte.

- Eficiencia débil: los precios de los activos financieros reflejan toda la información derivada de sus precios pasados y, por lo tanto, no es posible predecir los

precios futuros a partir de esta información.

- Eficiencia semifuerte: los precios de los activos financieros reflejan toda la información públicamente disponible (precios pasados, balances, proyecciones de ganancias, calidad del management, etc.) y, por lo tanto, no es posible predecir los precios futuros en base a información pública. Esta definición abarca a la de eficiencia débil.

- Eficiencia fuerte: los precios de los activos reflejan toda la información relevante para la empresa, inclusive la información a la cual sólo los insiders tienen acceso, y, por lo tanto, no es posible predecir los precios futuros. Esta es la definición más restrictiva y abarca las dos anteriores.

Desde los trabajos de Bachelier (1900), Kendall (1953) y Fama (1965) muchos otros se han realizado para agregar evidencia a favor de la HME. No obstante, otros han encontrado fallas o anomalías a dicha postura. Es así como se puede encontrar evidencia de no normalidad, no linealidad, dependencias de largo plazo y la existencia de un comportamiento caótico en series de activos financieros, entre otras (Mandelbrot, 1963; Lo y MacKinley, 1988; Le Barón, 1994; Los, 2004; Los y Yu, 2005; Espinosa et al., 2007).

Particularmente, el “efecto fin de semana” o “efecto lunes” ha sido testeado en diversos mercados internacionales. A los resultados obtenidos por French (1980), en donde encuentra un retorno negativo los días lunes, se suman los de Gibbons y Hess (1981) donde, tras analizar una muestra formada por treinta activos correspondientes al Dow Jones Industrial (DJI), encuentran resultados similares al de French (1980). Asimismo, Jaffe y Westerfield (1985a) obtienen evidencia del efecto fin de semana para los mercados de Canadá, Australia, Japón y Reino Unido. Estos autores, en un segundo estudio realizado para el mercado japonés encontraron rentabilidades negativas para los días martes.

En Europa también se encuentra evidencia del “efecto fin de semana”. Por ejemplo, Solnik y Bousquet (1990) lo detectan en el mercado francés y Barone (1990) en el mercado italiano, en donde estudió diversos efectos calendarios para el periodo comprendido entre el 1975 y 1989.

En Latinoamérica se encuentran, por ejemplo, los trabajos de Smith (2001) para el mercado argentino. El autor encontró que el retorno promedio del índice

Merval, para los días lunes, resultó ser negativo para el período en estudio comprendido entre enero de 1992 y junio del 2000, y para cada uno de los dos sub-períodos examinados. Pombo (2002), quien utilizando índices bursátiles de Argentina (Merval y Burcap), México, Brasil, Chile, USA (Down Jones, Nasdaq, y S&P 500), Reino Unido, Canadá, Australia, España, y Hong Kong, para un período comprendido entre 1994 y 2001, encontró que el día lunes presenta el peor retorno en seis de los casos estudiados.

A pesar de la fuerte evidencia a favor del “*efecto fin de semana*” existen algunos estudios que informan que dicho efecto tiende a desaparecer. Por ejemplo, Chang, Pinegar y Ravichandran (1993) encuentran evidencia de la desaparición del efecto día de la semana en Bélgica, Dinamarca, Alemania y Estados Unidos para una muestra de 24 índices nacionales. Asimismo, Dubois y Louvet (1996), utilizando tests paramétricos y no paramétricos para nueve mercados internacionales, llegan a conclusiones diferentes en función del test utilizado.

La implicancia teórica de detectar estas anomalías apuntan a confirmar que el estudio del pasado de las series de activos financieros tienen relevancia para configurar un modelo que pueda explicar el comportamiento futuro de dichas series, postura que refuta la HME. En la práctica, esta evidencia incentivaría a diversos inversionistas a aprovechar este patrón. Sin embargo, para el período en estudio, no se detectan señales de arbitraje que hagan desaparecer esta anomalía.

En Chile los estudios que pretenden detectar estas anomalías son exiguos (ver, por ejemplo, Soria y Zúñiga, 1996). Por lo anterior, este trabajo pretende proveer evidencia actualizada de la posible existencia del “*efecto fin de semana*” ó “*efecto lunes*” (menores retornos en ese día de la semana) y el “*efecto fin de mes*” (mayores retornos en el cambio de mes) a través del estudio del índice bursátil IPSA de acuerdo al trabajo de French (1980). Así, en la sección dos se detallan los datos y la metodología empleada; en el apartado tres se contrasta el “*efecto fin de semana*”; en la sección cuatro se contrasta el “*efecto fin de mes*”; finalmente, el apartado cinco presenta las principales conclusiones del estudio.

## DATOS Y METODOLOGÍA

### Datos

Los datos corresponden al valor de cierre diario del índice bursátil IPSA para el período comprendido entre el 02 de enero de 1996 y el 29 de diciembre de 2006. La fuente de información fue Economática. Se excluyeron aquellos días con valor nulo, cero y/o aquellos en que la Bolsa de Comercio de Santiago no operó. El total de la muestra fue de 2.734 datos.

### Metodología

Para testear el efecto “*fin de semana*” (“*The Weekend Effect*”) French (1980) contrastó dos hipótesis con el objetivo de determinar la existencia de alguna correlación entre el día de la semana y los retornos de los activos financieros. La primera hipótesis, llamada “*Trading Time Hypothesis*” (TTH) predecía que a lo largo del tiempo el retorno correlativo para cada uno de los cinco días de la semana sería el mismo, esto dado que la TTH asume que los movimientos en los precios de las acciones ocurren únicamente cuando el mercado se encuentra abierto (de lunes a viernes); la segunda hipótesis fue “*Calendar Time Hypothesis*”, la cual plantea que los retornos accionarios se reajustan en forma continua, prescindiendo de que el mercado esté abierto o no. Así, bajo esta hipótesis, 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.

Para corroborar ambas hipótesis French utilizó datos históricos del índice S&P 500 para un período de 25 años, entre 1953 y 1977. Posteriormente, dividió sub-períodos de cinco años para determinar la media y varianza para cada día de la semana. Las pruebas realizadas por French mostraron que las medias y varianzas de los retornos esperados no fue constante para los distintos días de la semana. De igual manera, el retorno promedio para los días lunes no fue igual a tres veces el retorno de los demás días. A su vez, el retorno para el día lunes resultó negativo en el período completo e inclusive este día tuvo el menor retorno de todos los días en cada uno de los subperíodos.

Al evaluar estos resultados French dedujo que ninguna de sus dos hipótesis sería un buen indicador

de los retornos. Para confirmar esto, ocupó la siguiente regresión para testear la hipótesis “*Trading Time*”:

$$R_t = \alpha + \beta_2 * D_{2,t} + \beta_3 * D_{3,t} + \beta_4 * D_{4,t} + \beta_5 * D_{5,t} + \mu \quad (1)$$

Donde  $R_t$  es el retorno logarítmico del índice y “D” representa las variables “*dummy*” que indican el día de la semana en el cual la observación fue tomada; siendo  $D_2$  martes,  $D_3$  miércoles,  $D_4$  jueves y  $D_5$  viernes. El retorno esperado para el día lunes es representado por  $\alpha$ , mientras que  $\beta_2$  a  $\beta_5$  representan la diferencia entre el retorno esperado para el día lunes y el de los demás días de la semana.

Básicamente, French esperaba que si el retorno esperado fuese igual para todos los días de la semana (como plantea la hipótesis “*Trading Time*”),

los coeficientes  $\beta_2$  a  $\beta_5$  serían próximos a cero y el estadístico  $F$  (que mide la significancia conjunta de las variables) no daría un valor significativo.

Los resultados, en general, mostraron que los retornos de la regresión no coincidían con la hipótesis de “*Trading Time*”. A su vez, los estadísticos  $F$  sugirieron que había que rechazar la hipótesis para el período total y en cuatro de los cinco sub-períodos.

Para testear la hipótesis “*Calendar Time*” utilizó la siguiente regresión:

$$R_t = \alpha(1 + 2D_{1,t}) + \beta_2 * D_{2,t} + \beta_3 * D_{3,t} + \beta_4 * D_{4,t} + \beta_5 * D_{5,t} + \mu \quad (2)$$

En esta regresión, que incorpora la triple valorización de los retornos del día lunes, la variable “*dummy*” para los lunes,  $D_1$ , es igual a 1 si el retorno corresponde a un lunes y 0 en caso contrario. Las demás variables “*dummy*” se comportan de manera idéntica que en la regresión anterior.

El objetivo del coeficiente consiste en medir un tercio del retorno acumulado de los lunes, mientras que  $\beta_2$  a  $\beta_5$  estiman la diferencia entre el retorno ajustado de los lunes con el retorno esperado de los demás días de la semana. Así, si el retorno esperado para los días lunes fuese tres veces el retorno esperado para los demás días, el estadístico  $F$  (que testea la hipótesis de que  $\beta_2$  a  $\beta_5$  sean cero) tendría que dar un valor no significativo.

Los resultados, al igual que la hipótesis “*Trading Time*”, mostraron que la hipótesis “*Calendar Time*” podía ser rechazada para el período completo. A su vez, los estadísticos  $F$  permitieron que se rechazara la hipótesis de “*Calendar Time*” en cada uno de los sub-períodos, con excepción del último de ellos.

El estudio de French mostró, en general, un retorno negativo los días lunes. Ante esto, propuso una respuesta basada en un “*efecto mercado cerrado*”, donde los retornos se ven afectados negativamente los días que siguen un mercado cerrado, como en el caso de lunes. Consecuentemente, esta teoría tendría que regir también para los casos de los días que siguen a los días feriados. Con esta idea, realizó un

nuevo estudio, esta vez computando las medias y varianzas para todos los días que seguían un mercado cerrado por feriado. Finalmente, French observó que los retornos negativos era debido únicamente a un “efecto fin de semana” y no un “efecto mercado cerrado”.

Para explicar el “*efecto fin de semana*”, French sostuvo que esta anomalía financiera se debía a que los mercados financieros no son eficientes. Por ejemplo, sería lógico que una empresa que tuviera malas noticias para presentar al mercado esperase hasta el fin de semana, permitiendo así un mayor tiempo para que los participantes del mercado contemplen a fondo la información presentada. Pero French argumentó que si los mercados fuesen eficientes, los inversionistas anticiparían la llegada de malas noticias para el fin de semana, y luego descontarían los precios de los activos durante la semana. Finalmente, sostuvo que la única manera de aprovechar la anomalía del “*efecto fin de semana*” para los inversionistas sería que, ya decididos a comprar un activo en particular, realicen su compra un lunes en la tarde en vez de un viernes a la tarde (Smith, 2001).

## EFFECTO FIN DE SEMANA

Al igual que en el estudio de French se procedió, inicialmente, a estudiar las medias y varianzas de los retornos de la serie en estudio. La **tabla 1** muestra los principales estadísticos descriptivos de las series

**Tabla 1. Resumen estadístico para el período y sub-períodos de la muestra para testear el “efecto fin de semana”.**

1996-2006	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Media	-0,00163	0,00035	0,00094	0,00051	0,00163
Mediana	-0,00147	-0,00011	0,00011	0,00080	0,00158
Máximo	0,07153	0,08363	0,08276	0,03621	0,03823
Mínimo	-0,05232	-0,04469	-0,05097	-0,07657	-0,04215
Desv. St.	0,01058	0,01076	0,01090	0,01078	0,01005
Asimetría	0,42	1,09	0,59	-1,07	0,01
Curtosis	8,75	10,72	9,72	10,25	5,12
Jarque-Bera	752,92	1486,96	1072,14	1307,44	102,06
Probabilidad	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

1996-1999	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Media	-0,00197	0,00086	0,00080	-0,00068	0,00171
Mediana	-0,00234	-0,00022	-0,00044	-0,00076	0,00126
Máximo	0,07153	0,08363	0,08276	0,03161	0,03788
Mínimo	-0,05232	-0,03411	-0,05097	-0,07657	-0,04215
Desv. St.	0,01299	0,01310	0,01400	0,01377	0,01278
Asimetría	0,66	1,73	0,75	-1,37	-0,04
Curtosis	8,75	11,21	9,04	9,23	4,03
Jarque-Bera	294,74	674,73	325,54	376,21	8,68
Probabilidad	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01

2000-2003	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Media	-0,00156	-0,00081	0,00023	0,00131	0,00214
Mediana	-0,00132	-0,00084	-0,00036	0,00248	0,00175
Máximo	0,03606	0,02771	0,02916	0,03621	0,03823
Mínimo	-0,02774	-0,02841	-0,02559	-0,02663	-0,02538
Desv. St.	0,00949	0,00960	0,00940	0,00907	0,00952
Asimetría	0,19	0,24	0,19	0,10	0,08
Curtosis	4,29	3,39	3,44	3,89	4,25
Jarque-Bera	14,33	3,17	2,76	7,01	13,13
Probabilidad	0,00	0,21	0,25	0,03	0,00

2004-2006	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Media	-0,00124	0,00120	0,00207	0,00098	0,00084
Mediana	-0,00040	0,00111	0,00151	0,00045	0,00171
Máximo	0,01883	0,01915	0,02216	0,02835	0,01592
Mínimo	-0,03091	-0,04469	-0,01426	-0,02769	-0,01923
Desv. St.	0,00779	0,00841	0,00747	0,00811	0,00585
Asimetría	-0,53	-1,06	0,08	0,29	-0,46
Curtosis	4,07	7,88	2,49	4,08	3,61
Jarque-Bera	13,41	178,48	1,83	9,53	7,59
Probabilidad	0,00	0,00	0,40	0,01	0,02

de retornos logarítmicos del índice Ipsi para el periodo de enero de 1996 a diciembre de 2006. También se muestran los resultados para los sub-periodos: enero 1996 a diciembre de 1999, enero de 2000 a diciembre de 2003 y, finalmente, enero de 2004 a diciembre de 2006.

Cabe destacar que todas las series de rentabilidades presentan una curtosis mayor que 3. A su vez, se observa una escasa asimetría de los retornos siendo positiva o a la derecha en el 70% de los casos. Lo anterior, implica el rechazo del contraste de normalidad para las series en estudio, situación que es confirmada con el test Jarque-Bera. En efecto, en el 85% de los casos se rechaza la hipótesis nula de normalidad.

En particular, los resultados muestran evidencia en contra de la hipótesis “*Trading Time*” ya que los retornos no tienden a ser constantes durante la semana, como supone dicha hipótesis. A su vez, no son concordantes con la hipótesis de “*Calendar Time*” dado que tampoco los días lunes parecen tener tres veces el retorno de los otros días de la semana,.

Al contrario de dichas hipótesis, se observa con claridad que los retornos para los días lunes resultaron ser negativos en cada uno de los tres sub-periodos. Además, el retorno acumulado para el período entero

muestra que los días lunes sufrieron marcadamente mayores pérdidas que cualquier otro día de la semana.

Siguiendo la metodología de French se aplicó la regresión (1) para testear la hipótesis “*Trading Time*”. Dicha hipótesis plantea que si el retorno esperado fuese igual para todos los días de la semana los coeficientes  $\beta_2$  a  $\beta_5$  serían próximos a cero y el estadístico  $F$  (que mide la significancia conjunta de las variables) no daría un valor significativo. Los resultados se muestran en la **tabla 2**.

Los resultados para todo el periodo de la muestra no coinciden con la hipótesis “*Trading Time*”, siendo significativos todos los coeficientes. A su vez, el estadístico  $F$  rechaza la hipótesis que los coeficientes, en conjunto, sean cero.

Para los sub-periodos se muestra evidencia que apoya lo observado para el periodo completo y solo el día jueves (sub-periodo 1996-1999) y martes (sub-periodo 2000-2003) no son significativos (al 5% de significancia).

Al descartar “*Trading Time*” se procedió a contrastar la hipótesis “*Calendar Time*” utilizando la regresión (2). Dicha hipótesis plantea que el retorno esperado para los días lunes debe ser tres veces el retorno

**Tabla 2. Resultados de la regresión:  $R_t = \alpha + \beta_2 * D_{2,t} + \beta_3 * D_{3,t} + \beta_4 * D_{4,t} + \beta_5 * D_{5,t} + \mu_t$ . Donde  $R_t$  es el retorno logarítmico del índice IPSA y “D” representa las variables “dummy” que indican el día de la semana en el cual la observación fue tomada; siendo  $D_2$  martes,  $D_3$  miércoles,  $D_4$  jueves y  $D_5$  viernes. El retorno esperado para el día lunes es representado por  $\alpha$ , mientras que  $\beta_2$  a  $\beta_5$  representan la diferencia entre el retorno esperado para el día lunes y el de los demás días de la semana.**

**\* : significativo al 5% de significancia, \*\* : significativo al 10% de significancia**

	$\alpha$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	R <sup>2</sup>	F-Statistic	Grados de libertad
1996-2006	-0,00163 * -3,55	0,00198 * 3,08	0,00257 * 3,99	0,00214 * 3,31	0,00326 * 5,04	0,010	7,08 0,000	4
1996-1999	-0,00197 * -2,11	0,00284 * 2,14	0,00277 * 2,09	0,00129 0,96	0,00368 * 2,75	0,010	2,40 0,048	4
2000-2003	-0,00156 * -2,28	0,00075 0,78	0,00178 ** 1,87	0,00286 * 3,01	0,00370 * 3,88	0,020	5,04 0,001	4
2004-2006	-0,00124 ** -1,94	0,00244 * 2,75	0,00330 * 3,73	0,00222 * 2,51	0,00208 * 2,33	0,020	3,74 0,005	4

esperado para los demás días. Así, el estadístico  $F$  (que testea la hipótesis de que  $\beta_2$  a  $\beta_5$  sean cero) tendría que dar un valor no significativo. Los resultados se muestran en la **tabla 3**.

Los resultados para todo el periodo de la muestra no coinciden con la hipótesis "Calendar Time". No obstante, los coeficientes no son significativos al 5% de significancia. A su vez, el estadístico  $F$  rechaza la hipótesis que los coeficientes, en conjunto, sean cero.

Para los sub-periodos el coeficiente no es estadísticamente significativo. Sin embargo, el test  $F$  apoya lo encontrado para el periodo completo excepto para el sub-periodo 1996-1999.

A pesar de que el coeficiente no es estadísticamente significativo, el análisis de medias mostrado en la tabla 1 y los resultados del test  $F$  de la regresión (2) permiten rechazar, parcialmente, la hipótesis "Calendar Time" no mostrando "retornos triple" para los días lunes. En síntesis, se corrobora el "efecto fin de semana" en el mercado bursátil chileno.

### EFFECTO FIN DE MES

La metodología empleada para contrastar el "efecto fin de semana" es ampliada para verificar si existe un "efecto fin de mes" en el mercado bursátil chileno. De existir, debiéramos encontrar que los retornos para los días cercanos a fin de mes (-1 y +1,

respectivamente) debieran ser más altos que para el resto de los días.

Utilizando los retornos logarítmicos diarios del índice IPSA para los valores diarios comprendidos entre enero de 1996 y diciembre de 2006, se abrió una ventana de -5 días (5 días antes de fin de mes) y +5 días (5 días después de fin de mes) para el periodo completo de la muestra y los sub-periodos comprendido entre enero de 1996 a diciembre de 2001 y de enero de 2002 a diciembre de 2006.

Primeramente, se efectuó un análisis de media y varianza. Los resultados son mostrados en la **tabla 4**.

Para el periodo completo de la muestra se observa que efectivamente los mayores retornos se encuentran en torno a fin de mes. Resultado similar al de Lakonishok y Seymour (1988) en donde observan, para el periodo comprendido entre 1897-1986, que el retorno promedio del índice Down Jones fue anormalmente alto para los días -1 al 3.

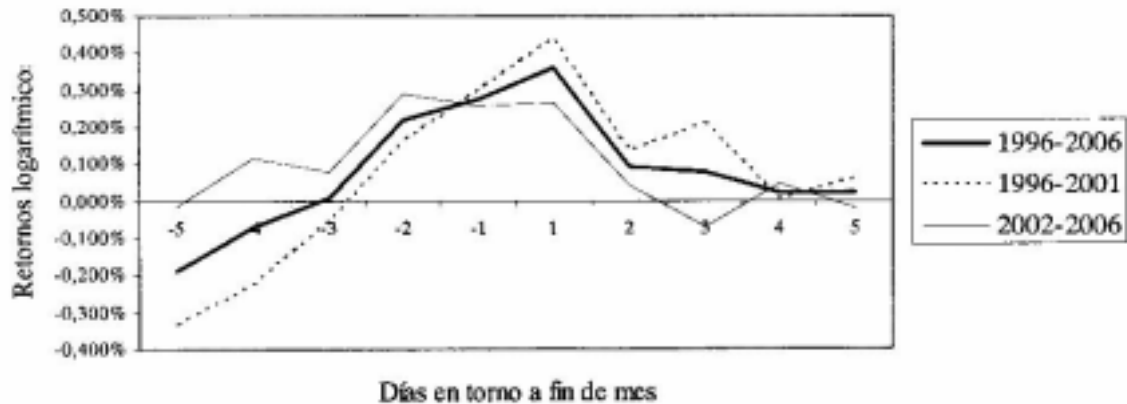
Estos mayores retornos en torno a fin de mes se repiten para los sub-periodos. En síntesis, los retornos pasan de ser negativos, alcanzan su máximo a fin de mes y luego descienden retomando el rumbo inicial, tal como se observa en la **figura 1**.

**Tabla 3. Resultados de la regresión:  $R_t = \alpha(1 + 2D_{1,t}) + \beta_2 * D_{2,t} + \beta_3 * D_{3,t} + \beta_4 * D_{4,t} + \beta_5 * D_{5,t} + \mu$  Donde  $D_{i,t}$ , es igual a 1 si el retorno corresponde a un lunes y 0 en caso contrario. Las demás variables "dummy" se comportan de manera idéntica que en la regresión (1).  $\alpha$  mide un tercio del retorno acumulado de los lunes, mientras que  $\beta_2$  a  $\beta_5$  representan la diferencia entre el retorno esperado para el día lunes y el de los demás días de la semana.**  
\* : significativo al 5% de significancia, \*\* : significativo al 10% de significancia

	$\alpha$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	R <sup>2</sup>	F-Statistic	Grados de libertad
1996-2006	-0,00054 -1,30	0,00090 1,53	0,00149 * 2,53	0,00105 ** 1,79	0,00217 * 3,69	0,005	3,69 0,005	4
1996-1999	-0,00066 -0,77	0,00152 1,26	0,00145 1,21	-0,00003 -0,02	0,00237 ** 1,94	0,006	1,47 0,210	4
2000-2003	-0,00052 -0,84	-0,00029 -0,34	0,00075 0,86	0,00183 * 2,11	0,00266 * 3,08	0,017	4,19 0,002	4
2004-2006	-0,00041 -0,71	0,00162 * 2,01	0,00248 * 3,08	0,00139 ** 1,74	0,00125 1,55	0,013	2,45 0,045	4

**Tabla 4. Resumen estadístico para el periodo y sub-periodos de la muestra para testear el “efecto fin de mes”**

		-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5
1996-2006	Media	-0,189%	-0,070%	0,006%	0,221%	0,277%	0,361%	0,093%	0,080%	0,023%	0,023%
	Desviación estándar	0,012	0,010	0,011	0,009	0,010	0,011	0,010	0,010	0,009	0,010
	Observaciones	132	132	132	132	132	131	131	131	131	131
1996-2001	Media	-0,336%	-0,225%	-0,056%	0,162%	0,297%	0,437%	0,135%	0,210%	0,005%	0,060%
	Desviación estándar	0,014	0,011	0,012	0,009	0,012	0,012	0,011	0,011	0,011	0,011
	Observaciones	72	72	72	72	72	72	71	71	71	71
2002-2006	Media	-0,014%	0,115%	0,080%	0,291%	0,254%	0,267%	0,042%	-0,074%	0,044%	-0,020%
	Desviación estándar	0,008	0,007	0,009	0,009	0,006	0,009	0,008	0,009	0,008	0,009
	Observaciones	60	60	60	60	60	59	60	60	60	60

**Figura 1. Retornos logarítmicos diarios del índice IPSA para 5 días antes y 5 días después de fin de mes**

Para confirmar lo observado se estimó la siguiente regresión:

$$R_t = \alpha + \beta_1 * D_{-5,t} + \beta_2 * D_{-4,t} + \dots + \beta_5 * D_{-1,t} + \beta_6 * D_{1,t} + \beta_7 * D_{2,t} + \beta_8 * D_{3,t} + \beta_9 * D_{4,t} + \beta_{10} * D_{5,t} + \mu \quad (3)$$

Donde el retorno logarítmico del índice IPSA del día “i” y  $a$  es la variable *dummy* de cada uno de los días seleccionados (del -5 al +5). Coeficientes positivos y significativos en los días seleccionados indicarán la existencia de retornos extraordinarios. De esta forma, retornos anormalmente altos en torno al cambio de mes es testeado. Los resultados se muestran en la **tabla 5**.

Los resultados son contundentes. Se encuentran, tanto para el periodo completo como para los sub-periodos, retornos anormales positivos y significativos al 5% de significancia para los días -1 y +1 en torno a fin de mes. Esta evidencia es suficiente para considerar que el “efecto fin de mes” está presente en el mercado bursátil chileno durante el periodo en estudio.



### CONCLUSIONES

El presente trabajo provee evidencia actualizada de la existencia de dos anomalías, “efecto fin de semana” ó “efecto lunes” y el “efecto fin de mes”, en el mercado bursátil chileno.

Utilizando los valores de cierre diarios del índice bursátil IPSA, y siguiendo la metodología empleada por Kenneth R. French, se testearon las hipótesis “Trading Time” y “Calendar Time” para chequear el “efecto fin de semana”. Los resultados mostraron la existencia de un retorno esperado negativo para el día lunes, el cual no es correlativo para los sub-periodos estudiados ni tampoco fue tres veces el retorno esperado para los demás días. Además, el estadístico *F* rechazó la hipótesis que los coeficientes, en conjunto, sean cero rebatiendo ambas hipótesis y confirmando un “efecto fin de semana”.

Para contrastar el “efecto fin de mes” se realizó un análisis de medias y varianzas el cual mostró la existencia de retornos altos y positivos en torno a fin de mes. Para corroborar los hallazgos se abrió una ventana de -5 y +5 días en torno a fin de mes y, empleando mínimos cuadrados ordinarios, se encontraron retornos anormales positivos y significativos al 5% de significancia para los días -1 y +1 en torno a fin de mes.

A diferencia del trabajo de Soria y Zúñiga (1996) se encontraron retornos negativos y estadísticamente significativos para el día lunes. Lo anterior se puede

deber a que las empresas chilenas hacen públicas sus malas noticias entre el cierre del día viernes y el cierre del lunes siguiente, tal como lo planteó French en su análisis del S&P 500.

Así, si las malas noticias se publican cuando el mercado se encuentra abierto, la volatilidad de los precios tiende a ser mucho más alta que si se publican después del cierre (véase **tabla 1**).

Lo anterior se puede deber a las asimetrías de información existentes entre los participantes del mercado, la cual es una característica de un mercado ineficiente. En efecto, si algunos inversionistas poseen mayor información que otros aprovecharán dicha ventaja para capitalizarla. De esta forma, por ejemplo, generarán ventas que exagerarán la reacción del mercado, logrando vender a buen precio. Luego, para evitar que las fuertes fluctuaciones impacten en los precios de sus acciones, los directivos de las empresas publicarán sus malas noticias mientras el mercado se encuentra cerrado.

Esto es particularmente importante cuando se administran portafolios de inversión y, por consiguiente, la evidencia presentada en la presente investigación debe ser considerada a la hora de definir dichos portafolios.

En síntesis, los resultados del presente trabajo evidencia que el mercado bursátil chileno no es eficiente al detectar un “efecto fin de semana” y un “efecto fin de mes” en la serie del índice bursátil IPSA.

**Tabla 5. Resultados de la regresión:**

$$R_t = \alpha_i + \beta_1 * D_{-5,t} + \beta_2 * D_{-4,t} + \dots + \beta_9 * D_{+4,t} + \beta_{10} * D_{+5,t} + \mu_t$$

Donde  $R_t$  el retorno logarítmico del índice IPSA del día “i” y  $D_{-5,t}$  a  $D_{+5,t}$  es la variable *dummy* de cada uno de los días seleccionados (del -5 al +5). Coeficientes positivos y significativos en los días seleccionados indicarán la existencia de retornos extraordinarios.

\* : significativo al 5% de significancia, \*\* : significativo al 10% de significancia

	b1 (-5)	b2 (-4)	b3 (-3)	b4 (-2)	b5 (-1)	b6 (+1)	b7 (+2)	b8 (+3)	b9 (+4)	b10 (+5)	R <sup>2</sup>	F-Statistic
1996-2006	-0,0019	-0,0007	0,0001	0,0022	0,0028	0,0036	0,0009	0,0008	0,0002	0,0002	0,023	3,07
	* -2.13	-0,79	0,07	* 2.48	* 3.11	* 4.03	1,04	0,89	0,26	0,26		0,001
1996-2001	-0,0034	-0,0023	-0,0006	0,0016	0,0030	0,0044	0,0014	0,0021	0,0000	0,0006	0,036	2,60
	* -2.45	** -1.64	-0,41	1,18	* 2.16	* 3.18	0,98	1,52	0,04	0,43		0,004
2002-2006	-0,0001	0,0012	0,0008	0,0029	0,0025	0,0027	0,0004	-0,0007	0,0004	-0,0002	0,022	1,35
	-0,13	1,08	0,75	* 2.73	* 2.39	* 2.50	0,40	-0,70	0,42	-0,19		0,203

## BIBLIOGRAFIA CITADA

- Barone E. (1990): The Italian stock market: Efficiency and calendar anomalies. **Journal of Banking and Finance**, 14:483-510.
- Brock W.A., Dechert W.D., Scheinkman J.A. y LeBaron B. (1996): A test for Independence Based on the Correlation Dimension. **Econometric Review**, 15(3):197-235.
- Chang E., Pinegar M. y Ravichandran R. (1993): International evidence on the robustness of the dayofthe-week effect. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 28:497-513.
- Cowles A. (1933): Can stock market forecasters forecast?. **Econometrica**, 1:309-324.
- Di Matteo, Aste y Dacorogna.: Term memories of developed and emerging markets: using the scaling analysis to characterize their stage of development. **Journal of Banking & Finance**, 29:827-851. (2005).
- Dubois M. y Louvet P. (1996): The Day of the Week Effect: International Evidence. **Journal of Banking and Finance**, 20:1463-1484.
- Espinosa, Parisi y Parisi (2006): Evidencia de comportamiento caótico en índices bursátiles americanos. **El Trimestre Económico**, (Forthcoming).
- Fama E. (1965): Portafolio analysis in a stable paretian market. **Management Science**, 11.
- Fama E. (1970): Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, 25:383-417.
- Fama E. y French K.R. (1988): Permanent and temporary components of stock prices. **Journal of Political Economy**, 98:247-273.
- French K.R. (1980): Stock Returns and the Weekend Effect. **Journal of Financial Economics**, 8:55-69.
- Gibbons M. y Hess P. (1981): Day of the week effects and asset returns. **Journal of Business**, 54:579-596.
- Hurst H.E. (1951): Long-term Storage Capacity of Reservoirs. **Transactions of the American Society of Civil Engineers**, 116:770-799.
- Jaffe J. y Westerfield R. (1985a): The week-end effect in common stock returns: The international evidence. **Journal of Finance**, 40:433-454.
- Jaffe, J. y Westerfield R. (1985b): Patterns in Japanese common stock returns. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 20:261-272.
- Kendall (1953): The Analysis of Economic Time Series. Part I: Prices. **Journal of the Royal Statistical Society**, 96:11-25.
- Kruizenga R.J. (1956): **Put and call options: A theoretical and market analysis**. Unpublished doctoral dissertation, MIT.
- Lakonishok J. y Seymour S. (1988): Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective. **Review of Financial Studies**, 1.
- Le Barón B. (1994): Chaos and nonlinear forecastability in Economics and Finance. **Philosophical Transactions of Royal Society of London**, Series A, 348:397-404.
- Lo A.W. (1991): Long-term memory in stock market prices. **Econometrica**, 59:1279-1313.
- Lo A. y MacKinley A.C. (1988): Stock market prices do not follow random walk: Evidence from a simple specification test. **Review of Financial Studies**, 1:41-66.
- Los C. (2004): Visualization of Chaos for Finance Majors. **Economics Working Paper Archive**, EconWPA, Finance N° 0409035.
- Los C. y Yu B. (2005): Persistence Characteristics of the Chinese Stock Markets. **Economics Working Paper Archive**, EconWPA, Finance N° 0508008.
- Mandelbrot B. (1963): The variation of certain speculative prices. **Journal of Business**, 36:394-419.
- Mandelbrot B. (1969): Long-run linearity, locally Gaussian process, H-spectra, and infinite variances. **International Economic Review**, 10:82-111.
- Mandelbrot B. (1972): A statistical methodology for non-periodic cycles: From the covariance to R/S analysis. **Annals of Economic and Social Measurement**, 1:259-290.
- Mandelbrot B. y Wallis J.R.. (1969): Robustness of the rescaled range R/S in the measurement of noncyclic long-run statistical dependence. **Water Resources Research**, 5:967-988.
- Mansilla R. (2003): **Introducción a la Econofísica**. Equipo Sirius S.A.
- Osborne M. (1964): **Brownian motion in the stock market**. Cootner editor. Cambridge, MIT Press.
- Peters E. (1996): **Chaos and Order in the Capital Markets: A New View of Cycles, Prices, and Market Volatility**. 2<sup>nd</sup> ed. John Wiley & Sons, Inc.
- Pombo M. (2002): Un Análisis de la Eficiencia del Mercado y del Weekend Effect. Universidad del CEMA, Argentina.
- Smith, T. (2001): Un Análisis de la Eficiencia del Mercado y del Weekend Effect. Universidad del CEMA, Argentina.
- Solnik B. y Bousquet L. (1990): Day of the week effect on the Paris Bourse. **Journal of Banking and Finance**, 14:461-468.
- Soria K.y Zúñiga S. (1996): El efecto fin de semana en el mercado de acciones chileno. **Revista de Economía y Administración**, 46:7-24.