

Efecto día feriado en los principales mercados accionarios de Latinoamérica

Fecha de recepción: 07.12.2010

Fecha de aceptación: 09.02.2011

Werner Kristjanpoller

Rodríguez

Universidad Técnica Federico

Santa María

werner.kristjanpoller@usm.cl

Resumen

Este artículo estudia los efectos pre y posferiados, también conocidos conjuntamente como efecto del día feriado, en los principales mercados accionarios latinoamericanos: Brasil, México, Chile, Argentina, Perú y Colombia, a través de sus principales índices accionarios para un periodo de veinte años, comprendido desde 1990 a 2009. Los resultados obtenidos evidencian que el efecto preferiado existe para los mercados de Chile, Perú y Brasil; para los dos primeros, los rendimientos de los días previos a los feriados son casi siete veces más altos que los obtenidos en días normales. El efecto posferiado existe para los mercados de México, Brasil y Perú; los rendimientos de estos días son casi tres veces mayores que un día cualquiera. Para los mercados de Colombia y Argentina no existe ninguno de estos efectos. Además, se comprueba que el efecto feriado es independiente de otras anomalías de calendario como el efecto fin de semana y efecto fin de año.

Palabras claves: efecto día feriado, mercado accionario, mercados emergentes, GARCH.

Holiday effect on the main stock markets of Latin America

Abstract

This article studies the pre and post holiday effects, also known as holiday effect, for the most important stock markets in Latin America: Brazil, Mexico, Chile, Argentina, Peru and Colombia, through their main stock price indexes for a 20-year time frame going from 1990 to 2009. Results show that the pre-holiday effect exists for the Chilean, Peruvian and Brazilian markets. Particularly for Chile and Peru, returns for days prior to holidays are almost seven times higher than on regular days. Post-holiday effects are accounted for in Mexico, Brazil and Peru. Returns for these days are accounted for as three times higher than a normal trading day. For the Colombian and Argentinian markets, no effects were found. Also, the holiday effect is proven to be independent from other calendar anomalies, such as weekend or end-of-the-year effects.

Keywords: holiday effect, stock market, emerging markets, GARCH.

Introducción

Los efectos de calendario en los mercados bursátiles han sido investigados durante muchos años en varios países (Merrill, 1966; Fosback, 1976; Lakonishok y Smidt, 1988; Pettengill, 1989; Ziemba, 1991; Cadsby y Ratner, 1992; Wilson y Jones, 1993; Kim y Park, 1994; Mills y Coutts, 1995, Arsady Coutts, 1997; Arumugam, 1999). La presencia de estas anomalías en el mercado y su conocimiento por parte de los inversores es importante para el manejo de carteras de inversión, para decidir qué días comprar o vender acciones, para tomar decisiones sobre qué día lanzar acciones al mercado, entre otros aspectos. Desde el punto de vista teórico, la existencia de estas anomalías demuestran que la teoría de la eficiencia de mercado no se cumple perfectamente.

El efecto día de la semana, cambio de mes, fin de año y el preferido son los más estudiados. Estos efectos representan una anomalía que va en contra de la eficiencia de los mercados. En particular el efecto día feriado se divide en pre y posferiado, días en los cuales se ha podido evidenciar en algunos mercados comportamientos anómalos de la rentabilidad.

El efecto preferido ha sido analizado en varios mercados desarrollados y emergentes. Ariel (1990) y Kim y Park (1994) estudiaron el mercado accionario norte-

americano en donde encontraron evidencia del efecto preferido, caracterizado por rentabilidades del día previo al feriado muy superiores al promedio de los demás días. Ariel (1990) encuentra evidencia que los rendimientos del día preferido son 8.9 veces mayor que los demás días para una cartera equiponderada del mercado norteamericano para el periodo 1963-1982. Kim y Park (1994) también estudiaron el efecto en el mercado accionario británico y japonés, en los que hallaron evidencia de una rentabilidad de los días preferidos mayor al resto de los días. Para el mercado español, Meneu y Pardo (2004) analizaron algunas acciones individuales, concluyendo que existe evidencia del efecto feriado. Marret y Worthington (2007) analizaron el mercado australiano demostrando también la existencia del efecto preferido, mientras que del efecto posferiado no se encontró evidencia. Foster y Viswanathan (1990) argumentan que la alta volatilidad de los días en torno al feriado está asociada a bajos volúmenes de transacción.

En el nivel latinoamericano no existe un estudio particular que analice el efecto pre y posferiado en los principales mercados accionarios, tanto en rentabilidad, volatilidad y volumen. Es por ello que en este artículo se busca caracterizar estos fenómenos, revisando antecedentes de la anomalía, eficiencia de los mercados accionarios e información relevantes para administradores de carteras e inversionistas individuales.

Los mercados bursátiles analizados en este estudio están caracterizados por el principal índice accionario: BOVESPA (Brasil), IPyC (México), IPSA (Chile), Merval (Argentina), IGBVL (Perú) y el IGBC (Colombia). El periodo de estudio comprende desde 1990 a 2009, ya que están disponibles los valores diarios de los índices para todos los mercados analizados.

Revisión de la literatura

Los primeros estudios que hacen referencia formalmente al efecto día festivo fueron realizados por Fields (1934), quien analizó el comportamiento del Dow Jones en los días previos a los festivos en el periodo 1901-1932, en el que encontró una alta frecuencia de transacciones en estos días. Lakonishok y Smidt (1988) encontraron evidencia de anomalías en los rendimientos en los días previos a la navidad y al año nuevo. Ariel (1990) cuantifica que las rentabilidades de los días preferidos son en promedio entre 9 a 14 veces mayores que los otros días. Kim y Park (1994) también estudiaron el efecto en el mercado accionario norteamericano, británico y japonés, y encontraron evidencia de la anomalía.

Las últimas investigaciones sobre el efecto preferiado (Meneu y Pardo, 2004; Chong *et al.*, 2005; Marret y Worthington, 2007) han llegado a evidenciar este efecto para los mercados accionarios de España, Estados Unidos, Reino Unido, Hong Kong y Australia. Meneu y Pardo (2004) analizan el IBEX-35 y acciones en particular; llegan a la conclusión de que el efecto preferiado no es causa de otras anomalías de calendario, que los volúmenes transados en el día previo al feriado no son diferentes que los transados en días normales. Marret y Worthington (2007) analizan el efecto posferiado, llegando al resultado de que éste no es significativo en el mercado australiano. Chong *et al.* (2005) demuestran la disminución y el efecto contrario al preferiado en el mercado estadounidense, indicando que la rentabilidad previa al feriado es negativa entre 1991 y 1997, para luego desaparecer en el periodo de 1997 a 2000 argumentando la mayor eficiencia del mercado.

Actualmente no existe un consenso entre los investigadores de cuál es la razón que genera la existencia del efecto feriado. Cadsby y Retiner (1992) concluyeron que el efecto no podía ser causado por prácticas propias de las instituciones norteamericanas, pues el efecto se evidencia en diferentes mercados.

Pettengill (1989) indica que el efecto preferiado es el resultado de un efecto de cierre, similar al efecto fin de semana. Ariel (1990) apunta la hipótesis de que existen inversionistas que preferentemente compran (o evitan vender) en los días preferiados, lo que resulta en altos rendimientos por la demanda.

Deldin *et al.* (1986) atribuyen el efecto a factores psicológicos; la teoría del buen humor puede influir en los rendimientos del efecto preferiado porque los estados psicológicos de los sujetos varían dependiendo el día y pueden ser responsables de los mayores rendimientos ocurridos en los días preferiados y los días viernes.

Para el caso del mercado latinoamericano son pocas las investigaciones que se han referido a esta anomalía de calendario. García (2010) analiza diversas anomalías de calendario incluyendo el efecto preferiado para el índice LATIBEX que reúne empresas de Brasil, México, Chile, Perú y Argentina. Los resultados obtenidos indican que no existe ningún efecto de calendario para este índice.

El efecto preferiado ha sido estudiado ampliamente, pero el efecto posferiado ha sido poco investigado. El presente estudio busca determinar la existencia de estos dos efectos de calendario en las principales bolsas de Latinoamérica.

Metodología y datos

El periodo de análisis es del 29 de diciembre de 1989 al 4 de enero de 2010, excepto para el IGBC debido a que los datos obtenidos son a partir del 2 de enero de 1991. Se utilizan los precios de cierres diarios de cada índice ($I_{i,t}$) expresado en moneda original y sin ajuste por inflación. Es importante mencionar la posibilidad de diferentes resultados si se utiliza la rentabilidad derivada de los valores de los índices en moneda local o moneda extranjera, tal cual lo reportan para el efecto enero López y Rodríguez (2010). En este caso en particular, dado que existen varios días feriados propios de cada país y que el efecto tiene una cierta condición cultural, el estudio se realiza con moneda local. Todos los valores fueron obtenidos desde la base Económica.

La rentabilidad continua o logarítmica de la serie de precios de cierre de los índices se calcula como:

$$R_{i,t} = \ln \left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}} \right)$$

La metodología para el análisis del efecto feriado es realizar un análisis de regresión del rendimiento *versus* el tiempo mediante un método autorregresivo de heterocedasticidad condicional, específicamente un modelo GARCH(1,1) debido a que las series de rendimientos de los índices presentan volatilidad no constante a través del tiempo y con acumulaciones en ciertos periodos. Para la estimación de los modelos, se utiliza el software EViews (Econometric Views). Las series deben cumplir con ser un proceso estocástico estacionario de acuerdo con Bollerslev (1986); la estacionariedad de las series puede ser medida con la prueba estadística de Dickey-Fuller aumentada.

El modelo planteado para determinar la existencia de los efectos pre y posferiado utiliza variables dicotómicas para identificar los días pre y posferiados, y los demás días (no feriados), incorporándose la autorregresión para cada uno de los mercados con rezago máximo obtenido de los correlogramas. El modelo se define de la siguiente forma (modelo 1):

$$R_{i,t} = \alpha_{1i}PH_i + \alpha_{i2}POH_i + \alpha_{i3}NH_i + \sum_{j=1}^p \alpha_{i,p}R_{i,t-j} + u_{i,t}$$

donde PH_i es una variable *dummy* de cada mercado que tiene valor 1 cuando el día corresponde a un día previo a festivo y 0 para cualquier otro día, POH_i es una *dummy* que tiene valor 1 cuando el día corresponde al día siguiente de un feriado y 0 en cualquier otro caso, NH_i tiene valor 1 para cualquier día que no corresponda a un día previo o posterior a un festivo, p corresponde al máximo rezago de la autorregresión. La varianza condicional del modelo tiene la siguiente definición:

$$\sigma_{i,t}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}u_{i,t-1}^2 + \gamma_{i1}\sigma_{i,t-1}^2$$

Meneu y Pardo (2004) investigaron si el efecto feriado estaba relacionado con otros efectos de calendario como el efecto viernes (o efecto fin de semana) y el efecto fin de año. Kristjanpoller (2009) concluye que en los mercados de Brasil, Chile, Colombia y Perú el efecto viernes sí existe con una significancia estadística mayor al 95%, con rentabilidades promedio de los días viernes por sobre la rentabilidad promedio del resto de los días de tres veces para el caso brasileño, ocho veces para el caso peruano y más de quince veces para el caso chileno y colombiano. La relación del efecto feriado y estas otras anomalías de calendario se atribuye a que muchos días pre o posferiados coinciden con el día viernes o con el fin de año, por lo que el efecto feriado podría estar sesgado o ser explicado por suceder en estos días. Para determinar esta relación se realizó un nuevo modelo GARCH (1,1) que incluye el efecto viernes y otro con el de fin de año. El siguiente modelo es establecido para determinar la relación entre estas anomalías de calendario (modelo 2):

$$R_{i,t} = \alpha_{1i}PH_i + \alpha_{i2}POH_i + \alpha_{i3}NH_i + \alpha_{i4}V_i + \sum_{j=1}^p \alpha_{i,p}R_{i,t-j} + u_{i,t}$$

donde la variable V_i tiene valor 1 si el día es viernes y 0 para cualquier otro caso. Análogamente para el caso del efecto año nuevo se define la variable AN_i que tiene valor 1 para el día de transacción previo y posterior al año nuevo y 0 para cualquier otro día; el modelo es el siguiente (modelo 3):

$$R_{i,t} = \alpha_{1i}PH_i + \alpha_{i2}POH_i + \alpha_{i3}NH_i + \alpha_{i4}AN_i + \sum_{j=1}^p \alpha_{i,p}R_{i,t-j} + u_{i,t}$$

Para complementar el análisis del efecto feriado y encontrar alguna explicación se estudió el volumen de transacción medido en moneda local para cada país. Esto permitirá investigar alguna posible relación entre los efectos pre y posferiados y la variable de liquidez correspondiente al volumen. Meneu y Pardo (2004) indican que el volumen de transacción está positivamente correlacionado con los rendimientos. Dado que el efecto feriado tiene rendimientos positivos, si existiera una relación con el volumen, ésta sería que el volumen en estos días fuera mayor que el resto de los días. Los resultados de su análisis indican que el volumen de transacción en los días feriados no es diferente a los otros días.

Kiyamaz y Berument (2003) modelan el logaritmo del volumen en un modelo GARCH (1,1), en el que encuentran que el día de menor volumen es el viernes, que a la vez es el de mayor rendimiento y con mayor volatilidad. Los resultados están en concordancia con Foster y Viswanathan (1990) que indican que la mayor volatilidad está asociada con bajos niveles de volumen transado.

Para el análisis de volumen se calcula un ratio para cada día, dividiendo el volumen del día por el promedio del volumen de los 25 días previos y los siguientes 25 días, lo cual implica un promedio móvil de más de dos meses de transacciones, incorporando más de cinco semanas de volúmenes previos y cinco semanas de volúmenes posteriores al día analizado. El análisis de volumen se realizará para cada mercado según la disponibilidad de información de las transacciones bursátiles. Los datos del valor de los índices y de volumen de transacción son obtenidos de la base de datos Económica.

Análisis de resultados

La estadística descriptiva de los rendimientos de cada uno de los índices analizados se puede observar en el cuadro 1. Vemos que todos los índices presentan rentabilidad promedio positiva en moneda local. El BOVESPA tiene la mayor rentabilidad diaria promedio con 0.3266%; luego le sigue el índice de la Bolsa de Valores de Lima con un 0.2142%; el IPSA, el IPyC y el Merval presentan la menor rentabilidad promedios en torno al 0.08%. También se puede ver que todos los mercados presentan simetría sesgada hacia la derecha y en términos de curtosis todas las series poseen una forma leptocúrtica.

Cuadro 1
Estadísticas descriptivas de los índices bursátiles

	IPSA	IPyC	BOVESPA	IGBC	IGBVL	MERVAL
Media (%)	0.0721	0.0869	0.3266	0.1032	0.2142	0.0859
Mediana (%)	0.0723	0.0991	0.2559	0.0560	0.0853	0.0971
Máximo (%)	11.7847	12.1536	30.7921	14.6881	14.3515	24.5917
Mínimo (%)	-11.2599	-14.3139	-25.1987	-11.0521	0.0000	-18.4605
Desv. Estándar (%)	1.2285	1.6382	3.0668	1.3871	1.7246	2.7356
Simetría	0.011882	0.02897	0.407136	0.47332	0.6235	0.5518
Curtosis	10.26	8.20	11.36	15.46	10.27	11.05
Observaciones	4981	5019	4930	4611	4984	4949

Este cuadro muestra los resultados estadísticos que caracterizan a las series de rentabilidad de cada uno de los mercados latinoamericanos. Se puede observar la media, mediana, desviación estándar, el valor máximo y valor mínimo de cada una de las series. También se incluye los estadísticos de simetría y curtosis como indicadores de contraste con una distribución normal. Finalmente, se incorpora el número de observaciones para cada uno de los mercados.

Al descomponer la serie según días pre y posferiados, y el resto de los días, se obtienen las estadísticas reportadas en el cuadro 2. El mercado brasileño presenta el mayor rendimiento promedio para los días pre y posferiados con un rentabilidad de 0.6858% y de 0.7312%, respectivamente. En segundo lugar, se ubica el IGBVL peruano con rentabilidades promedio de 0.4348% preferiado y 0.4527% posferiado. El mercado chileno posee un rendimiento promedio negativo para los días posferiado (-0.0816%) al igual que el MERVAL argentino, pero este en menor cuantía (-0.0332%). El IPyC también presenta rentabilidad promedio negativa para los días preferiados con un valor de -0.0752%.

Para todos los mercados, excepto el mexicano, la rentabilidad promedio de los días posferiados son tres veces mayores que la rentabilidad promedio de los días no feriados. Para el IPSA y el MERVAL, los posferiados son menores que los no feriados; en cambio, para los demás mercados, el rendimiento promedio de aquéllos son mayores que éstos, en especial para el IPyC y el BOVESPA donde estos días son aproximadamente tres veces mayores que los no feriados.

Cuadro 2
Análisis descriptivo para los días pre y posferiados, y no feriado

	IPSA	IPyC	BOVESPA	IGBC	IGBVL	MERVAL
Preferiado Media (%)	0.2135	-0.0752	0.6858	0.2467	0.4348	0.1716
Desv. Estándar (%)	1.0979	1.7641	2.8856	1.4140	1,3348	2.2775
Observaciones	207	172	210	294	164	193
Posferiado Media (%)	-0.0816	0.2656	0.7312	0.0677	0,4527	-0.0332
Desv. Estándar (%)	1.6820	2.0716	3.2686	1.7097	1,8150	2.7753
Observaciones	202	170	208	293	164	187
No feriado Media (%)	0.0725	0.0863	0.2912	0.0953	0,1980	0.0871
Desv. Estándar (%)	1.2098	1.6153	3.0636	1.3585	1,7326	2.7520
Observaciones	4572	4677	4512	4024	4656	4569

Este cuadro muestra los resultados estadísticos principales, media y desviación estándar, de cada una de las submuestras para cada uno de los mercados. Cada serie de rentabilidad de cada mercado fue dividida en tres submuestras: preferiado, posferiado, no feriado (ni pre ni posferiado). Para cada una de las submuestras se incorpora el número de observaciones.

Se realizó la prueba de Dickey-Fuller aumentada para determinar la estacionariedad de las series de rendimientos de los índices; el resultado de dicha prueba determinó que todas las series de rendimientos son estacionarias, lo que se puede observar en el cuadro 3.

Cuadro 3
Prueba Dickey-Fuller aumentada aplicada a los principales índices bursátiles latinoamericanos

	IPSA	IPyC	BOVESPA	IGBC	IGBVL	MERVAL
t-estadístico	-56.5713	-49.1069	-63.6707	-39.7729	-17.7679	-49.7516
valor crítico 5%	-2.8619	-2.8619	-2.8619	-2.8620	-2.8619	-2.8619
valor crítico 1%	-3.4315	-3.4315	-3.4315	-3.4316	-3.4315	-3.4315
valor-p	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001

Este cuadro muestra los resultados al estimar la prueba de Dickey-Fuller para la serie completa de rentabilidad de cada uno de los mercados. Esta prueba busca determinar la estacionariedad de la serie. Se puede observar que todos los valores del estadístico t son superiores a los valores críticos al 5% y al 1%, por lo cual se concluye que cada una de las series es estacionaria.

Al estimar el modelo 1 a los principales índices latinoamericanos se obtiene evidencia de la existencia del efecto preferiado para los mercados accionarios de Chile, Brasil y Perú. El BOVESPA posee el mayor rendimiento promedio de los días preferiados con una rentabilidad de 0.4155%; le siguen Perú y Chile con

0.3717% y 0.3635% de rentabilidad, respectivamente; para el IPyC, el IGBC y el Merval los coeficientes de la variable PH no son estadísticamente significativos, por lo que no se puede concluir la existencia de los efectos en estos mercados.

El efecto posferiado existe en los mercados de México, Brasil y Perú. El efecto en el IPyC es el mayor de todos con un rendimiento promedio de 0.4547%, seguido por el BOVESPA con 0.3855% y por el IGBVL con 0.1951% de rentabilidad. En Chile, Colombia y Argentina el efecto posferiado no es significativamente estadístico.

Brasil y Perú son los únicos mercados donde coexisten los dos efectos relacionados a los feriados. Sus coeficientes son estadísticamente significativos muy cercanos al 1%. En Argentina y Colombia no se puede concluir que los efectos pre y posferiados existen. Los resultados obtenidos del modelo 1 se pueden apreciar en el cuadro 4.

Cuadro 4
Resultados del modelo 1 para los mercados latinoamericanos

	IPSA	IPyC	BOVESPA	IGBC	IGBVL	MERVAL
Rendimiento						
PH (%)	0.3635	-0.0035	0.4155	0.1131	0.3717	0.0488
valor-p	0.0000	0.9710	0.0012	0.2281	0.0000	0.6709
PoH (%)	-0.0506	0.4547	0.3855	0.0508	0.1951	0.1486
valor-p	0.3312	0.0003	0.0137	0.6428	0.0236	0.3353
NH (%)	0.0526	0.1270	0.1467	0.0503	0.0552	0.0978
valor-p	0.0002	0.000	0.0000	0.0019	0.0002	0.0005
Volatilidad						
C	5.85E-06	7.85E-06	8.86E-06	2.49E-05	6.53E-06	1.12E-05
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0004	0.0000	0.0002
μ_{t-1}^2	0.1908	0.1269	0.1158	0.2206	0.2173	0.1157
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
σ_{t-1}^2	0.7796	0.8469	0.8766	0.6411	0.7703	0.8683
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Esta tabla muestra los resultados al estimar el modelo 1; PH, PoH y NH son los coeficientes del modelo en la rentabilidad de cada uno de los mercados para la rentabilidad del día pre y posferiado, y el resto de los días, respectivamente. C es la constante de la ecuación de la volatilidad y μ_{t-1}^2 y σ_{t-1}^2 son los coeficientes de la ecuación de la volatilidad asociados al error cuadrático anterior y a la volatilidad anterior, respectivamente. Para cada uno de los coeficientes se puede observar su valor-p asociado a la hipótesis de que el coeficiente es cero.

Al considerar el efecto de la rentabilidad de los días viernes, mediante la aplicación del modelo 2, se puede concluir que en Chile el efecto preferiado aún existe con una rentabilidad promedio de 0.2938% y el efecto viernes posee un rendimiento de 0.1928%, mucho mayor que los días no feriados y estadísticamente significativo. Para el caso mexicano, el rendimiento de los posferiados sigue siendo alto y significativo con 0.4218%, mientras que el efecto viernes tiene una rentabilidad similar incluso menor que los días no feriados: 0.1268% y 0.1315%, respectivamente.

El rendimiento de los días preferiados en el mercado brasileño baja fuertemente al excluir los días viernes a 0.2593%, mientras que el efecto posferiado disminuye levemente. Por su parte, el efecto viernes es alto con un valor de 0.3019%, más de dos veces mayor que los días no feriados. A pesar de esta influencia se puede concluir que en Brasil el efecto preferiado aún es fuerte si lo comparamos con el resto de los días no feriados que poseen una rentabilidad promedio de 0.1201%, mientras que los preferiados son 2.15 veces superior.

Para el caso del mercado colombiano, al incluir la variable viernes, sigue sin existir efecto feriado, sólo que ahora se puede observar la existencia del efecto fin de semana. Dicho efecto también se encuentra presente en el mercado accionario peruano y coexiste con el efecto pre y posferiado; estos dos últimos efectos son 14 y 6 veces mayores que el rendimiento de los no feriados.

En el mercado argentino no existe efecto feriado, pero sí se detecta efecto fin de semana con un rendimiento promedio de 0.1580%, el cual es 1.8 veces mayor que los días no feriados. Todos los resultados del modelo 2 se pueden observar en el cuadro 5.

Cuadro 5
Modelo 2, efecto viernes versus efecto feriado

	IPSA	IPyC	BOVESPA	IGBC	IGBVL	MERVAL
Rendimiento						
PH (%)	0.2938	-0.0646	0.2593	-0.0137	0.3698	-0.0675
valor-p	0.0005	0.5454	0.0778	0.9402	0.0000	0.6880
PoH (%)	-0.0750	0.4218	0.3863	0.1024	0.1565	0.0602
valor-p	0.3610	0.0030	0.0389	0.2939	0.0940	0.7100
NH (%)	0.0228	0.1315	0.1201	0.0232	0.0251	0.0877
valor-p	0.1374	0.0000	0.0007	0.2105	0.1347	0.0071
V (%)	0.1928	0.1268	0.3019	0.1557	0.2024	0.1580
valor-p	0.0000	0.0015	0.0000	0.0002	0.0000	0.0044
Volatilidad						
c	6E-06	7.8E-06	8.8E-06	2.6E-05	6.4E-06	1.1E-05
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000
μ_{t-1}^2	0.1905	0.1263	0.1160	0.2302	0.2161	0.1155
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
σ_{t-1}^2	0.7783	0.8476	0.8765	0.6271	0.7717	0.8685
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Este cuadro muestra los resultados al estimar el modelo 2; PH, PoH, V y NH son los coeficientes del modelo en la rentabilidad de cada uno de los mercados para la rentabilidad del día pre y posferiado, día viernes y el resto de los días, respectivamente. C es la constante de la ecuación de la volatilidad y μ_{t-1}^2 y σ_{t-1}^2 son los coeficientes de la ecuación de la volatilidad asociados al error cuadrático anterior y a la volatilidad anterior, respectivamente. Para cada uno de los coeficientes se puede observar su valor-p asociado a la hipótesis que el coeficiente es cero.

Al estimar el modelo 3, se puede concluir que en el mercado chileno existió un efecto fin de año negativo y que el efecto preferido se evidencia con un valor casi cinco veces mayor que el rendimiento de los días no feriados. Por su parte, en el mercado accionario mexicano, el efecto fin de año existió con un valor positivo y el efecto posferiado sigue evidenciándose a pesar de incluir la variable fin de año.

El BOVESPA muestra que, a pesar de incluir el efecto fin de año, los efectos pre y posferiado continúan existiendo; asimismo, se encontró evidencia de un efecto fin de año positivo. Para el caso colombiano se puede concluir que existe efecto preferido al incluir el efecto fin de año.

El mercado peruano posee un efecto positivo de fin de año, en conjunto con la existencia de los efectos pre y posferiado. El mercado argentino sólo muestra un fuerte

efecto fin de año positivo. Todos los resultados del modelo 3 se pueden observar en el cuadro 6.

Cuadro 6
Modelo 3, feriado versus efecto fin de año

	IPSA	IPyC	BOVESPA	IGBC	IGBVL	MERVAL
Rendimiento						
PH (%)	0.2576	-0.0055	0.4215	0.1284	0.2906	0.0495
valor-p	0.0000	0.9585	0.0028	0.0872	0.0000	0.6910
PoH (%)	-0.0153	0.4237	0.3397	0.1217	0.1559	0.0409
valor-p	0.8296	0.0011	0.0370	0.2264	0.0852	0.8003
NH (%)	0.0534	0.1271	0.1467	0.0492	0.0558	0.0979
valor-p	0.0001	0.0000	0.0000	0.0025	0.0001	0.0005
NA (%)	-1.1009	0.4615	0.6558	-0.4140	0.7166	0.8086
valor-p	0.0559	0.0648	0.0139	0.5647	0.0010	0.0061
Volatilidad						
C	5.8E-06	7.9E-06	8.9E-06	2.5E-05	6.5E-06	1.1E-05
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0004	0.0000	0.0002
μ_{t-1}^2	0.1857	0.1276	0.1158	0.2311	0.2184	0.1161
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
σ_{t-1}^2	0.7840	0.8460	0.8765	0.6325	0.7696	0.8679
valor-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Este cuadro muestra los resultados al estimar el modelo 3, similar al modelo 2 sólo que se cambia el efecto de los días viernes (V) por el del año nuevo (NA); PH, PoH, NA y NH son los coeficientes del modelo en la rentabilidad de cada uno de los mercados para la rentabilidad del día pre y posferiado, día previo al año nuevo y el resto de los días, respectivamente. C es la constante de la ecuación de la volatilidad y μ_{t-1}^2 y σ_{t-1}^2 son los coeficientes de la ecuación de la volatilidad asociados al error cuadrático anterior y a la volatilidad anterior, respectivamente. Para cada uno de los coeficientes se puede observar su valor-p asociado a la hipótesis que el coeficiente es cero.

Cabe mencionar que los volúmenes de transacción analizados en torno a los días feriados para cada uno de los mercados no están disponibles desde la misma fecha de inicio. De este análisis se puede concluir que para el mercado accionario brasileño, colombiano, mexicano y argentino, en promedio, tanto el día anterior y posterior al feriado, tiene un volumen más bajo que los otros días, en particular para el mercado brasileño y colombiano es significativamente diferente, lo cual podría explicar los altos rendimientos y volatilidad de estos días, según Foster y Viswanathan (1990).

Para el caso del mercado accionario peruano los volúmenes de transacción pre y posferiado en promedio son mayores que los demás días, pero la diferencia no es estadísticamente significativa. El mercado accionario chileno muestra en promedio volúmenes mayores, previo al feriado, y menores, posterior al feriado, al compararlos con los otros días, pero esta diferencia no es significativa.

Cuadro 7
Volumen de transacción en días en torno a días feriados

Mercado	PH		PoH		NH	Fecha Inicio
BOVESPA	0.9014	***	0.8635	***	1.0010	ene-90
IGBC	0.8865	**	0.8297	**	1.3600	may-96
IGVL	1.7617		1.0454		1.0267	ene-93
IPSA	1.0558		0.9880		1.0200	ene-98
IPyC	0.9654		0.8875	***	1.0097	dic-93
MERVAL	0.9649		0.9590	*	1.0008	ene-92

Se realiza test de diferencia de medias de PH y PoH con respecto a NH, donde *, **, ***, indican significancia estadística al 10%, 5% y 1% del test.

Conclusiones

Al hacer un análisis detallado del efecto feriado en los principales mercados accionarios latinoamericanos se puede concluir que existe evidencia de esta anomalía en el periodo de 1990 a 2009.

El efecto preferiado en el mercado accionario chileno es fuerte. El modelo 1 concluye que este efecto es aproximadamente siete veces mayor que el rendimiento promedio de los días no feriados. Al introducir los efectos viernes y fin de año, el coeficiente de los preferiados disminuye, pero sigue siendo alto y estadísticamente significativo con rendimientos promedio de 0.29% y 0.26%, respectivamente. Por lo tanto, se puede concluir que el efecto preferiado en el principal índice chileno, el IPSA, sí existe y no es producto de las otras anomalías de calendario estudiadas. Los modelos realizados indican que el efecto posferiado tiene coeficientes negativos alrededor del -0.05%, pero éstos no son estadísticamente significativos. Con respecto a los volúmenes transados en los días previos y posterior a un feriado no se puede concluir que son diferentes a los restantes días.

El efecto preferiado para el mercado mexicano no es estadísticamente significativo; en cambio, el efecto posferiado sí está presente y es muy marcado. El rendimiento

promedio en el modelo original es de 0.45%, que es aproximadamente 3.6 veces mayor que la rentabilidad de los días no feriados. El efecto solamente disminuye un 0.03% con la inclusión del efecto viernes y el efecto fin de año. Cabe mencionar que el efecto viernes tiene una rentabilidad similar que los días no feriados, mientras que el efecto fin de año es muy fuerte con un rendimiento promedio de 0.46%. A pesar de la existencia de estos efectos, la rentabilidad de los posferiados no se ve afectada y subsiste por sí sola. Los volúmenes de transacción del día posterior a un feriado son menores que el de los restantes días.

El mercado brasileño es uno de los dos mercados donde existen los dos efectos estudiados en conjunto. El efecto preferiado en el modelo 1 y en el modelo 3, que incluye el efecto fin de año, indica que el rendimiento promedio de este valor es de 0.42% aproximadamente, 2.9 veces mayor que la rentabilidad de los días no feriados. Al incluir el efecto viernes, el efecto preferiado disminuye fuertemente a 0.26% de rentabilidad promedio. Los días viernes tienen un valor de rendimiento promedio de 0.30%, a pesar de esto el efecto aún es significativo y 2.1 veces mayor que el rendimiento de los días no feriados. En cambio el efecto posferiado se mantiene con una rentabilidad promedio de 0.39% al incluir el efecto viernes y sólo disminuye 0.05% al incluir el efecto fin de año, por lo que se puede concluir que este efecto se mantiene a pesar de la existencia de las otras anomalías. El valor del coeficiente efecto fin de año es alto: 0.66% de rentabilidad promedio, pero aún así no afecta gravemente a los efectos pre y posferiado. Con respecto a los volúmenes de transacción, tanto en los días previos como los siguientes a un feriado, éstos son menores que el resto de los días.

El efecto preferiado en el caso del IGBVL existe con un rendimiento promedio de 0.37%, el cual es 6.4 veces mayor que el rendimiento de los días no feriados. También en el mercado peruano existe efecto viernes con una rentabilidad promedio de 0.20%, pero no influye en el efecto preferiado. Por su parte, el efecto fin de año es el más fuerte de los mercados analizados con un valor de 0.72% promedio; a pesar de este fuerte efecto, el rendimiento de los días preferiados al incluirlo sólo disminuye a un 0.29% de rentabilidad, el cual es aproximadamente cinco veces mayor que los días no feriados. El efecto posferiado es aproximadamente 3.5 veces mayor que el rendimiento promedio de los días no feriados. Perú junto a Brasil son los únicos mercados donde coexisten los efectos pre y posferiado. Del análisis de los volúmenes transados en los días previos y posterior a un feriado no se puede concluir que sean diferentes a los restantes días.

En el caso del mercado colombiano los efectos pre y posferiado no son significativamente estadísticos. Los días viernes sí presentan una rentabilidad promedio significativa de 0.16%, por lo que se concluye que este efecto existe, mientras que el efecto fin de año tampoco es significativo. Con respecto a los volúmenes de transacción, tanto en los días previos como los siguientes a un feriado, los volúmenes son menores que el resto de los días.

Los efectos pre y posferiados en el Merval no existieron en el periodo analizado. Sí se puede afirmar la existencia del efecto viernes, el cual es estadísticamente significativo y posee un rendimiento promedio de 0.16%. El efecto fin de año posee una rentabilidad promedio de 0.81%, la cual es la mayor entre los mercados analizados. Los volúmenes de transacción del día posterior a un feriado son menores que el de los restantes días. El mercado argentino presenta una de las menores rentabilidades en los días no feriados junto al mercado colombiano.

Finalmente, se puede concluir que existe preferiado en el periodo analizado para los mercados accionarios de Brasil, Perú y Chile, pero solamente en el primero se puede esgrimir como razón los menores volúmenes de transacción. Mientras que el efecto posferiado se evidencia en los mercados brasileño, peruano y mexicano, asociado a menores volúmenes de transacción sólo para el caso de Brasil y México.

Bibliografía

- Ariel, R. (1990). High stocks returns before holidays: existence and evidence on possible causes. *The Journal of Finance* 45 (5): 1611-1626.
- Arsad, Z. y J. Coutts (1997). Security price anomalies in the London international stock exchange: a 60 year perspective. *Applied Financial Economics* 7 (5): 455-464.
- Arumugam, S. (1999). Focus on high stock returns before holidays: new evidence from India. *Journal of Financial Management and Analysis* 12 (2): 69-84.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autorregresive conditional heterocedasticity. *Journal of Econometrics* (51): 307-327.

- Cadsbby, C.B. y M. Ratner (1992). Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: some international evidence. *Journal of Banking & Finance* 16 (3): 497-509.
- Chong, R., R. Hudson, K. Keasey y K. Littler (2005). Pre-holiday effects: international evidence on the decline and reversal of a stock market anomaly. *Journal of International Money and Finance* (24): 1226-1236.
- Deldin, P., J. Levin y P. Irwin (1986). The effect of mood induction in a risky decision-making task. *Bulletin of the Psychonomic Society* (24): 4-6.
- Fields, M. (1934). Security prices and stock exchange holidays in relation to short selling. *Journal of Business* (7): 328-338.
- Fosback, N. (1976). Stock market logic: a sophisticated approach to profits on wall street. Institute for Econometric Research. *Fort Lauderdale*.
- Foster, F. y S. Viswanathan (1990). A theory of the interday variations in volume, variance, and trading costs in securities markets, *Review of Financial Studies* (3):593-624.
- García, J. (2010). Return's seasonalities in the latibex market. *Revista de Análisis Económico* 25 (1): 3-14.
- Kim, Ch. y J. Park (1994). Holiday effects and stock returns: further evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29 (1): 145-157.
- Kiyamaz, H. y H. Berument (2003). The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence. *Review of Financial Economics* (12): 363-380.
- Kristjanpoller, W. (2009). Análisis del efecto día de la semana en los mercados accionarios latinoamericanos. *Lecturas de Economía* (11): 189-208.
- Lakonishok, J. y S. Smidt (1988). Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective. *The Review of Financial Studies* (1): 403-425.

- López, F. y D. Rodríguez (2010). El efecto enero en las principales bolsas latino-americanas de valores. *Contaduría y Administración* (230): 25-46.
- Marret, G. y A. Worthington (2007). An empirical note on the holiday effect in the Australian stock market, 1996-2006. *Faculty of Commerce – Papers, University of Wollongong*.
- Meneu, V. y A. Pardo (2004). Pre-holiday effect, large trades and small investor behavior. *Journal of Empirical Finance* (11): 231-246
- Merrill, A.(1966). Behavior of prices on Wall Street. *The Analysis Press*, Chappaqua, NY.
- Mills, T. y J. Coutts (1995). Calendar effects in the London stock exchange FTSE indices. *The European Journal of Finance* 1 (1): 79-93.
- Pettengill, G. (1989). Holiday closings and security returns. *Journal of Financial Research* (12): 57–67.
- Wilson, J. y C. Jones (1993). Comparison of seasonal anomalies across major equity markets: a note. *Financial Review* 28 (1): 107-115.
- Ziemba, W. (1991). Japanese security market regularities: monthly, turn of the month and year, holiday and golden weekeffects, *Japan and the World Economy* 3 (2): 119-146. ©