

# ¿Se desvanece el efecto-enero en las bolsas de valores del continente americano?

---

Domingo Rodríguez Benavides\*

Edgar Ortiz\*\*

Francisco López Herrera\*\*\*

Fecha de recepción: 12 de marzo de 2012

Fecha de aceptación: 16 de mayo de 2012

---

\* Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco,  
Departamento de Administración,  
domr@economia.unam.mx

\*\* Universidad Nacional Autónoma de México,  
Facultad de Ciencias Políticas y Sociales,  
edgaro@servidor.unam.mx

\*\*\* Universidad Nacional Autónoma de México,  
Facultad de Contaduría y Administración, División de Investigación  
francisco\_lopez\_herrera@yahoo.com.mx

## RESUMEN

El objetivo de este trabajo es averiguar si el denominado efecto enero se ha estado desvaneciendo en los principales mercados de capitales de América. Para tal fin, en el análisis se emplean dos especificaciones econométricas uniecuacionales para los rendimientos accionarios de cada mercado: *i*) una de tipo convencional que emplea variables *dummy* estacionales, y *ii*) un modelo de series de tiempo estructurales. Los resultados de las estimaciones del modelo convencional para distintos tamaños de muestra para los mercados accionarios revelan que el efecto enero está presente sólo en el mercado de Brasil y que éste tiende a desaparecer cuando la muestra se acota a periodos más recientes. Los resultados de las estimaciones del modelo estructural tienden a reforzar el anterior resultado.

Clasificación JEL: C22, G11 y G15.

**Palabras clave:** mercados accionarios, efecto enero, rendimientos accionarios, efectos estacionales, modelos del espacio de estados.

### **Does the January effect fade in the Americas' stock markets?**

#### ABSTRACT

*The aim of this paper is to determine if the so-called January effect has been fading at major stock exchanges in the Americas. To this end, in the analysis we use two single-equation econometric specifications for the returns in each market: i) a standard one that uses seasonal dummies, and ii) a structural time series model. The results provided by the estimations of the standard model for different sample size show that the January effect is present only in the Brazilian market but it fades when the sample is bounded to more recent periods. The results of the structural model estimations reinforces the previous result.*

## 1. Introducción

El efecto enero es un patrón que se ha observado principalmente en los precios de las acciones, aunque también existe evidencia de la existencia de este efecto en otros mercados financieros. Dicho efecto consiste en una tendencia a rendimientos más elevados en el mercado de valores en el mes de enero, especialmente en las acciones de empresas pequeñas, dando lugar a un movimiento alcista generalizado. Esto es, debido al efecto enero presumiblemente se producen anómalamente mayores rentabilidades positivas en ese mes que en el resto del año. Este hecho ha sido ampliamente documentado en los mercados de capitales de diversos países y se atribuye a diversas razones: un premio por tamaño para las empresas más pequeñas; la venta de acciones en diciembre para realizar pérdidas fiscales; o el maquillaje de los inversionistas institucionales que venden al final de año determinadas acciones con objeto de aparentar menor riesgo como lo sugieren Hai y Qingzhong (2003).

Otra de las explicaciones que se han ofrecido sobre la existencia del efecto enero es que a partir de ese mes las empresas comienzan a difundir noticias de las ganancias del ejercicio económico recién concluido. Los resultados encontrados por Hai y Qingzhong (2003) sugieren que existe una relación entre el anuncio anual del resultado financiero del ejercicio anterior y la presencia del efecto enero, por lo que la existencia de ciclos en los rendimientos de ese mes podría ser atribuida a los anuncios de variables fundamentales de la empresa, como las ganancias del ejercicio previo, la rentabilidad y los cambios en la situación financiera.

Independientemente de cuál pueda ser la explicación sobre la presencia del efecto enero, esta regularidad empírica observada ha producido interés en el ámbito académico, a partir de los trabajos de Rozeff y Kinney (1976) seguidos por los de Keim (1983) y Lakonishok y Smidt (1988) entre otros, puesto que su existencia, al igual que la de otros patrones como el efecto día de la semana o los patrones observables durante el día de operaciones, no sería congruente con el funcionamiento de un mercado eficiente en el cual se eliminarían tales patrones al ser detectados por los inversionistas. Es esta

razón por la cual al efecto enero se le clasifica entre las llamadas anomalías del mercado.

Naturalmente la existencia del efecto enero en un mercado resulta también de gran interés para los inversionistas, puesto que su presencia les permitiría diseñar estrategias de inversión para aprovechar los beneficios derivados de la presencia de ese efecto. En particular, es de destacarse que los llamados mercados accionarios emergentes se han convertido en objetivos de los inversionistas internacionales de portafolio, motivados por los procesos de liberalización que se han llevado a cabo en los países sede de tales mercados por el afán de captar inversión extranjera de portafolio que complementa el ahorro interno. A pesar de que la importancia de los mercados emergentes es mayor cada día, sigue siendo marginal el lugar que ocupan en la agenda de la investigación académica financiera, razón por la cual es necesario llevar a cabo más investigación para conocer su comportamiento.

Por lo anterior, el propósito de este trabajo es mostrar la evidencia recabada mediante dos modelos econométricos para analizar la presencia del efecto enero en los principales mercados accionarios de América, es decir, los mercados latinoamericanos de capitales más importantes (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) y los mercados de América del Norte (Canadá y Estados Unidos).

El documento tiene la siguiente estructura: en la sección 2 se ofrece un recuento de los aspectos relevantes que han surgido en la literatura sobre el tema; la sección 3 presenta el marco del modelado econométrico empleado para el análisis empírico cuyos resultados se presentan en la sección 4. Finalmente, se dedica la última sección para la presentación de las conclusiones.

## **2.- Aspectos relevantes de la literatura sobre el efecto enero**

La primera evidencia sobre la existencia de rendimientos más altos durante el mes de enero se encontró en el mercado accionario de Estados Unidos. En un estudio pionero Rozeff y Kinney (1976) reportaron que de 1904 a 1974 el rendimiento promedio del mercado bursátil de Nueva York era notoriamente más alto en enero, ocho veces, que el promedio para cualquier otro mes del año. Posteriormente Keim (1983) encontró que en enero eran más altos los promedios de los rendimientos diarios del NYSE y el AMEX. Al estudiar el índice S&P 500, Fama (1991) también encontró evidencia de la existencia del

efecto enero. Los resultados de Keim (1989) sugieren que al menos una parte del efecto enero observado en los mercados de valores estadounidenses podría explicarse como consecuencia de tendencias sistemáticas inducidas por la forma de cálculo de los rendimientos.

Otra explicación posible para los altos rendimientos observados durante enero sería la llamada hipótesis de venta por motivos fiscales: en diciembre se venden activos que han tenido caídas en el mercado (reportando pérdidas al fisco) y se compran a inicios de enero (produciéndose un mercado alcista para los respectivos títulos). Los estudios de Reinganum (1983) y Branch (1977) sugieren tal posibilidad, pues en ambos casos se encontró que las acciones que declinaban pronunciadamente en diciembre producían rendimientos extraordinarios en enero del año siguiente, superando considerablemente al rendimiento promedio del mercado.

No obstante, se ha encontrado evidencia de que las estrategias de los inversionistas siguiendo criterios fiscales no explican necesariamente la presencia de rendimientos extraordinarios en enero. Por ejemplo, Jones, Pearce y Wilson (1987) estudiaron el comportamiento de los rendimientos de 1821 a 1917, periodo en el cual no existía todavía en Estados Unidos el impuesto a las ganancias de capital, encontrando también evidencia empírica del efecto enero en los rendimientos y de magnitud comparable al observado en los estudios que lo han reportado para periodos posteriores en ese mercado.

Aunque no se ha resuelto la controversia respecto a su causa, en la literatura financiera se siguen reportando evidencias de la presencia del efecto enero en el mercado bursátil estadounidense, por ejemplo, Haug y Hirschey (2006) encuentran la presencia de tal efecto para periodos más recientes y confirman también la existencia del efecto enero como lo ha establecido la evidencia de la investigación previa. Sin embargo, de acuerdo con el análisis del índice Promedio Industrial del Dow Jones (DJIA), cubriendo el periodo 1970-2005, Moosa (2007) reporta que ha disminuido la importancia del efecto enero; sus resultados muestran la presencia de rendimientos extraordinarios en el mes de julio. Es decir, se estaría hablando entonces del surgimiento de otro patrón estacional el cual también será necesario considerar en estudios subsecuentes.

Desde hace varios años también se ha detectado la presencia del efecto enero en mercados diferentes al de Estados Unidos. Gultekin y Gultekin (1983) extendieron el análisis a otros dieciséis mercados accionarios del mundo además del de Estados Unidos, observando igualmente que en com-

paración con los otros meses del año en enero se observaban rendimientos más altos en la mayoría de los mercados analizados. En los estudios de Kato y Shallheim (1985) y Jaffe y Westerfield (1985) se reportan resultados similares en la bolsa de Tokio.

Cabe destacar que la investigación sobre la presencia del efecto enero en mercados emergentes es más reciente. Balaban (1995) estudia el mercado accionario turco y encuentra evidencia de que los rendimientos son más elevados en el mes de enero durante el periodo 1988-1993. Zhang y Li (2006) estudian tres índices del mercado accionario de China, dando cuenta de la presencia del efecto enero en distintos periodos. Asteriou y Kavetsos (2006) buscan evidencia de la presencia de dicho efecto en los mercados accionarios de República Checa, Eslovaquia, Eslovena, Hungría, Lituania, Polonia, Rumanía y Rusia, durante el periodo de 1991 a principios de 2003. De acuerdo con sus resultados, existe evidencia estadísticamente significativa tanto del efecto enero como de efectos estacionales en esos mercados, siendo más fuerte dicha evidencia en los casos de los mercados de Hungría, Polonia y Rumanía.

Analizando el comportamiento del mercado accionario mexicano, Cabello y Ortiz (2003) reportan evidencia de un rendimiento positivo en el mes de enero durante el periodo 1986-2001, midiendo los rendimientos tanto en pesos mexicanos como en dólares de Estados Unidos. Sin embargo, al dividir la muestra en subperiodos esos investigadores encuentran que dicho efecto se desvanece tanto en los rendimientos medidos en la moneda local como en los rendimientos en dólares. Cabello y Ortiz (2004) también extienden sus análisis para detectar la presencia del efecto enero en los mercados de valores de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela, identificando el efecto enero en los mercados de Argentina, Chile y México. De manera un tanto sorprendente, Cabello y Ortiz (2004) encuentran que precisamente en el mes de enero el mercado accionario de Perú ofrece los peores rendimientos del año.

Finalmente, cabe mencionar que el efecto enero no es una anomalía exclusiva de los rendimientos de los mercados accionarios, como muestran Al-Khazali (2001) y Starks et al. (2006), quienes encuentran evidencia de este efecto para el mercado de bonos, y por Rendon y Ziemba (2007) para el mercado de futuros. No obstante, en este trabajo nos limitamos a analizar la presencia del efecto enero en los principales mercados accionarios del hemisferio occidental.

### 3.- Modelado econométrico

Los rendimientos de los mercados accionarios se calculan de la siguiente forma:

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \quad (1)$$

donde  $P_t$  es el valor al cierre mensual de cada uno de los índices accionarios para cada país y  $\ln$  es el logaritmo natural.

#### 3.1 Análisis convencional del efecto enero

De acuerdo con Moosa (2007), el análisis convencional de la estacionalidad se basa típicamente en un modelo de rezagos distribuidos (ADL, por sus siglas en inglés), de la siguiente forma:

$$r_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \phi_i D_t^i + \xi_t \quad (2)$$

Donde  $r_t$  es el rendimiento del mercado accionario en el periodo  $t$ ;  $D_t^i$  es una *dummy* estacional la cual asume el valor de 1 en el mes  $i$  y 0 de otra forma, y  $m$  es el orden del proceso autorregresivo. Es importante destacar que la forma de probar el efecto enero por Moosa (2007) planteada en (2), difiere de otra especificación empleada por otros autores como Asteriou y Kavetsos (2006) y otros en al menos dos puntos. Primero, la prueba planteada en (2) por Moosa (2007) incorpora una determinada cantidad,  $m$ , de rezagos de la variable dependiente como variables explicativas; y segundo, la ecuación (2) interpreta la significancia asociada al coeficiente  $\phi_1$  correspondiente a la variable *dummy* estacional del mes de enero,  $D_t^1$ , como prueba del efecto de este mes, a diferencia de la mayoría de las especificaciones que intentan probar la presencia de esta anomalía de calendario con una constante que se diferencia claramente del resto de las *dummies* estacionales. A diferencia de la prueba que empleamos en López y Rodríguez (2010) y en Rodríguez, López y Ortiz (2011) en este trabajo se utiliza una modificación de la ecuación (2) para probar la presencia del efecto en enero en las bolsas de valores del continente americano, la cual trata de enfatizar este último punto:

$$r_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_{t-i} + \gamma + \sum_{i=2}^{12} \phi_i D_t^i + \xi_t \quad (3)$$

Como se puede apreciar en (3), el coeficiente de la constante  $\gamma$ , intenta capturar el “exceso” de rendimiento promedio registrado en el mes de enero y no como el coeficiente asociado a una *dummy* estacional adicional, como lo sugiere la especificación “convencional” planteada por Moosa (2007).

### 3.2 Prueba con un modelo estructural de series de tiempo

En un trabajo más reciente, Moosa (2007) plantea un modelo estructural de series de tiempo, de acuerdo con Harvey (1989) y (1997), en el cual incorpora un término autorregresivo en lugar de un ciclo de la siguiente manera:

$$r_t = \mu_t + \alpha_t r_{t-1} + \gamma_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde  $\mu_t$  es el componente de nivel local,  $\gamma_t$  es el componente estacional y  $\varepsilon_t$  es el componente aleatorio, el cual se asume como ruido blanco. El principal énfasis de acuerdo con Moosa (2007) radica en el componente estacional, el cual se extrae con el fin de examinar la presencia y naturaleza de la estacionalidad. En el modelo para su investigación, ese autor especifica el componente de nivel local con una tendencia lineal, la cual representa el movimiento de largo plazo en una serie temporal, de la siguiente manera:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad (6)$$

Donde  $\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2)$  y  $\zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2)$ , es decir  $\mu_t$  es un modelo de nivel local con una caminata aleatoria, o factor a la deriva,  $\beta_t$ , el cual sigue un proceso autoregresivo como es representado en la ecuación (4), Commandeur y Koopman (2007). Mientras que el componente estacional, está compuesto por *dummies* estocásticas de la siguiente forma:

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^{s-1} y_{t-j} + \kappa_t \quad (7)$$

Donde  $s$  es el número de términos estacionales por año, en este caso 12 por tratarse de datos mensuales, y  $\kappa_t \sim NID(0, \sigma_\kappa^2)$ . La interpretación de cada uno de estos términos es simple:  $\gamma_t$  es el factor estacional correspondiente al mes  $t$ , el cual es generado por los términos correspondientes estacionales en el tiempo  $t-1$ ,  $t-2$ , ...,  $t-10$ , así como también al término aleatorio  $\kappa_t$ . Con el fin de probar la presencia del denominado efecto enero en los mercados de América, el presente estudio emplea la metodología propuesta por Moosa (2007) para el último periodo de la muestra estimado para cada mercado.

#### 4.- Análisis empírico

Las series de los rendimientos bursátiles son en frecuencia mensual para diferentes periodos de los índices elaborados por Morgan Stanley (MSCI) para los principales mercados accionarios de América, es decir: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, que son los principales mercados de América Latina y los mercados de Canadá y de Estados Unidos. Para cada uno de estos mercados se emplea el periodo total de la muestra que se encuentra disponible de acuerdo con MSCI, por lo que la longitud de las series difiere. En todos los casos, se consideraron los índices en moneda local.

Con el fin de probar si los rendimientos de los países en cuestión presentan un efecto enero que se desvanece conforme pasa el tiempo, se estimó la ecuación (3) para diferentes periodos de la muestra, con el fin de acotarla a un periodo más reciente para cada uno de los mercados bajo análisis, donde el número de rezagos incorporado en cada estimación se eligió de acuerdo con el criterio de Schwarz. Los resultados de la estimación de la ecuación (3) se presentan en el Cuadro 1.

Los resultados de las estimaciones para probar la presencia del denominado efecto enero, presentadas en el Cuadro 1, revelan que sólo en el caso de Brasil hay evidencia de que el efecto enero se encuentra presente en este mercado para la muestra total; sin la evidencia de dicho efecto, muestras más recientes sugieren que este efecto se va “desvaneciendo” a través del tiempo, ya que los resultados de las estimaciones que excluyen los primeros 4 y

Cuadro 1. Resultados de la prueba convencional del efecto enero en moneda local.

USA						
	1970:04-2011:08		1980:04-2011:08		1990:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
$\gamma$	0.0104	1.47	0.0069	0.86	0.0008	0.08
$\phi_{2t}$	-0.0140	-1.41	-0.0088	-0.77	-0.0056	-0.41
$\phi_{3t}$	-0.0005	-0.05	0.0053	0.46	0.0108	0.79
$\phi_{4t}$	0.0012	0.12	0.0094	0.83	0.0160	1.20
$\phi_{5t}$	-0.0078	-0.78	0.0018	0.16	0.0095	0.71
$\phi_{6t}$	-0.0095	-0.95	-0.0081	-0.71	-0.0096	-0.72
$\phi_{7t}$	-0.0082	-0.83	-0.0021	-0.18	0.0046	0.34
$\phi_{8t}$	-0.0117	-1.18	-0.0086	-0.75	-0.0137	-1.02
$\phi_{9t}$	-0.0187	-1.87	-0.0143	-1.25	-0.0044	-0.32
$\phi_{10t}$	-0.0061	-0.61	0.0000	0.00	0.0087	0.64
$\phi_{11t}$	0.0016	0.16	0.0082	0.72	0.0138	1.02
$\phi_{12t}$	0.0049	0.49	0.0073	0.64	0.0173	1.28
Canadá						
	1970:04-2011:08		1980:04-2011:08		1990:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
$\gamma$	0.0123	1.59	0.0039	0.46	0.0049	0.50
$\phi_{2t}$	-0.0056	-0.52	-0.0015	-0.12	-0.0022	-0.16
$\phi_{3t}$	-0.0062	-0.57	0.0082	0.69	0.0048	0.35
$\phi_{4t}$	-0.0125	-1.16	0.0031	0.26	0.0015	0.11
$\phi_{5t}$	-0.0018	-0.17	0.0132	1.12	0.0149	1.09
$\phi_{6t}$	-0.0139	-1.29	-0.0108	-0.92	-0.0158	-1.16
$\phi_{7t}$	-0.0039	-0.36	0.0038	0.32	0.0023	0.17
$\phi_{8t}$	-0.0075	-0.70	-0.0010	-0.08	-0.0131	-0.96
$\phi_{9t}$	-0.0281	-2.59	-0.0239	-2.01	-0.0194	-1.40
$\phi_{10t}$	-0.0194	-1.77	-0.0054	-0.45	0.0031	0.22
$\phi_{11t}$	0.0018	0.17	0.0121	1.01	0.0043	0.31
$\phi_{12t}$	0.0102	0.94	0.0134	1.12	0.0161	1.16

Cuadro 1. Continuación.

<i>Argentina</i>						
	1988:04-2011:08		1992:04-2011:08		1996:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
$\gamma$	0.0350	0.87	0.0443	1.73	0.0460	1.59
$\phi_{2t}$	-0.0127	-0.22	-0.0754	-2.12	-0.0503	-1.25
$\phi_{3t}$	0.0037	0.07	-0.0206	-0.57	-0.0311	-0.77
$\phi_{4t}$	-0.0045	-0.08	-0.0321	-0.91	-0.0357	-0.90
$\phi_{5t}$	0.0104	0.19	-0.0515	-1.46	-0.0673	-1.69
$\phi_{6t}$	0.0101	0.18	-0.0321	-0.91	-0.0023	-0.06
$\phi_{7t}$	-0.0523	-0.93	-0.0589	-1.67	-0.0655	-1.65
$\phi_{8t}$	-0.0192	-0.34	-0.0628	-1.77	-0.0670	-1.68
$\phi_{9t}$	0.0157	0.28	-0.0253	-0.70	-0.0170	-0.42
$\phi_{10t}$	-0.0881	-1.56	-0.0760	-2.13	-0.0795	-1.97
$\phi_{11t}$	-0.0610	-1.07	-0.0347	-0.96	-0.0300	-0.74
$\phi_{12t}$	0.0745	1.31	0.0199	0.56	0.0118	0.29

<i>Brasil</i>						
	1988:04-2011:08		1992:04-2011:08		1996:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
$\gamma$	0.0759	<b>2.40</b>	0.0267	1.07	0.0138	0.61
$\phi_{2t}$	-0.0467	-1.07	-0.0154	-0.45	0.0189	0.60
$\phi_{3t}$	-0.1263	<b>-2.87</b>	-0.0299	-0.86	0.0027	0.09
$\phi_{4t}$	-0.0515	-1.17	-0.0331	-0.96	-0.0085	-0.27
$\phi_{5t}$	-0.0539	-1.24	-0.0144	-0.42	-0.0065	-0.21
$\phi_{6t}$	-0.1029	<b>-2.38</b>	-0.0328	-0.96	-0.0131	-0.42
$\phi_{7t}$	-0.0415	-0.95	-0.0159	-0.46	-0.0111	-0.36
$\phi_{8t}$	-0.0769	-1.78	-0.0374	-1.09	-0.0455	-1.46
$\phi_{9t}$	-0.0294	-0.67	0.0045	0.13	0.0033	0.10
$\phi_{10t}$	-0.0744	-1.70	-0.0485	-1.40	-0.0168	-0.53
$\phi_{11t}$	-0.0467	-1.07	0.0023	0.07	0.0226	0.71
$\phi_{12t}$	0.0214	0.49	0.0199	0.57	0.0364	1.15

Cuadro 1. Continuación.

<i>Chile</i>						
	1988:04-2011:08		1992:04-2011:08		1996:04-2011:0	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
$\gamma$	0.0207	1.61	0.0159	1.20	0.0057	0.39
$\phi_{2t}$	0.0003	0.02	-0.0136	-0.72	0.0049	0.24
$\phi_{3t}$	-0.0156	-0.86	-0.0165	-0.88	0.0107	0.52
$\phi_{4t}$	-0.0074	-0.41	0.0058	0.31	0.0187	0.92
$\phi_{5t}$	-0.0091	-0.51	-0.0004	-0.02	0.0052	0.26
$\phi_{6t}$	0.0030	0.17	-0.0011	-0.06	0.0076	0.38
$\phi_{7t}$	-0.0105	-0.58	-0.0061	-0.33	0.0077	0.38
$\phi_{8t}$	-0.0338	-1.89	-0.0326	-1.76	-0.0301	-1.48
$\phi_{9t}$	-0.0141	-0.78	-0.0169	-0.90	-0.0051	-0.25
$\phi_{10t}$	-0.0104	-0.57	-0.0014	-0.08	-0.0039	-0.19
$\phi_{11t}$	-0.0113	-0.62	-0.0159	-0.85	0.0019	0.09
$\phi_{12t}$	-0.0001	0.00	-0.0059	-0.31	-0.0055	-0.27
<i>Colombia</i>						
	1988:04-2011:08		1992:04-2011:08		1996:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
$\gamma$	0.0346	0.85	0.0324	0.67	0.0183	0.85
$\phi_{2t}$	-0.0300	-0.52	-0.0393	-0.57	-0.0346	-1.14
$\phi_{3t}$	-0.0259	-0.45	-0.0406	-0.59	-0.0173	-0.57
$\phi_{4t}$	0.0076	0.13	0.0085	0.13	0.0410	1.37
$\phi_{5t}$	-0.0027	-0.05	-0.0304	-0.45	-0.0237	-0.79
$\phi_{6t}$	-0.0504	-0.88	-0.0529	-0.78	-0.0381	-1.27
$\phi_{7t}$	-0.0023	-0.04	-0.0077	-0.11	0.0104	0.35
$\phi_{8t}$	-0.0336	-0.59	-0.0360	-0.53	-0.0193	-0.65
$\phi_{9t}$	-0.0166	-0.29	-0.0093	-0.14	0.0080	0.26
$\phi_{10t}$	-0.0204	-0.35	-0.0271	-0.40	-0.0233	-0.77
$\phi_{11t}$	0.0030	0.05	0.0063	0.09	0.0339	1.11
$\phi_{12t}$	-0.1250	<b>-2.16</b>	-0.1439	-2.09	0.0097	0.32

Cuadro 1. Continuación.

<i>México</i>						
	1993:04-2011:08		1997:04-2011:08		2001:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
$\gamma$	0.0052	0.30	-0.0008	-0.04	-0.0044	-0.24
$\phi_{2t}$	-0.0167	-0.70	0.0087	0.33	0.0012	0.05
$\phi_{3t}$	0.0265	1.11	0.0332	1.26	0.0367	1.46
$\phi_{4t}$	0.0046	0.20	0.0167	0.65	0.0206	0.85
$\phi_{5t}$	0.0022	0.09	0.0039	0.15	0.0178	0.73
$\phi_{6t}$	0.0066	0.28	0.0144	0.55	-0.0021	-0.09
$\phi_{7t}$	0.0003	0.01	-0.0007	-0.03	0.0076	0.31
$\phi_{8t}$	-0.0028	-0.12	-0.0167	-0.64	0.0156	0.64
$\phi_{9t}$	0.0079	0.33	0.0215	0.80	0.0079	0.31
$\phi_{10t}$	0.0004	0.02	0.0094	0.36	0.0068	0.27
$\phi_{11t}$	0.0309	1.30	0.0280	1.06	0.0426	1.70
$\phi_{12t}$	0.0394	1.67	0.0448	1.70	0.0369	1.48
<i>Perú</i>						
	1993:04-2011:08		1997:04-2011:08		2001:04-2011:08	
	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>	<i>Coef.</i>	<i>estad. t</i>
$\gamma$	0.0088	0.39	-0.0011	-0.04	-0.0148	-0.49
$\phi_{2t}$	0.0182	0.58	0.0321	0.91	0.0502	1.18
$\phi_{3t}$	0.0118	0.37	0.0252	0.72	0.0463	1.09
$\phi_{4t}$	0.0153	0.49	0.0133	0.39	0.0145	0.35
$\phi_{5t}$	0.0108	0.35	0.0221	0.64	0.0465	1.12
$\phi_{6t}$	-0.0092	-0.30	-0.0057	-0.17	0.0087	0.21
$\phi_{7t}$	0.0060	0.19	0.0116	0.34	0.0404	0.97
$\phi_{8t}$	-0.0009	-0.03	-0.0074	-0.21	0.0396	0.96
$\phi_{9t}$	0.0300	0.95	0.0323	0.92	0.0651	1.54
$\phi_{10t}$	-0.0232	-0.73	-0.0220	-0.62	0.0044	0.10
$\phi_{11t}$	0.0011	0.04	0.0363	1.03	0.0503	1.18
$\phi_{12t}$	0.0151	0.48	0.0151	0.43	0.0454	1.0

8 años, dicho efecto deja de ser significativo, con valores del estadístico de 1.07 y 0.61, respectivamente. De igual forma, es importante destacar que el mercado brasileño es el que se caracteriza por mayores efectos estacionales significativos en cualquiera de las muestras estimadas.

Estos resultados contrastan considerablemente con los reportados por López y Rodríguez (2010) y Rodríguez, López y Ortiz (2011) en los que se reporta una mayor cantidad de países que presentan el denominado efecto enero con modelos estimados para la muestra total. Lo anterior sugiere dos aspectos que es necesario destacar: *i*) que la presencia o no del efecto enero en esos mercados es sensible al tamaño de la muestra o a la especificación de la prueba, es decir si se incorporan o no rezagos de los rendimientos como variables explicativas; o bien que *ii*) el efecto enero se va desvaneciendo a través del tiempo, como lo sugiere la hipótesis planteada por Moosa (2007) para el mercado de Estados Unidos, específicamente para el Dow Jones.

Con el fin de proporcionar evidencia adicional a las anteriores estimaciones sobre la prueba del efecto enero, se aplica el modelo estructural de series de tiempo, planteado en (4), para los últimos periodos en que se llevaron a cabo las estimaciones con la prueba convencional. Los resultados de estas estimaciones se presentan en el Cuadro 2, los cuales pertenecen al vector de estados finales.  $\mu_t$  corresponde al nivel de las series, el cual es equivalente al término constante en una regresión, sólo que en este caso este término se permite que varíe a través del tiempo.  $\beta_t$  es la pendiente de la tendencia, la cual es equivalente a el coeficiente de una pendiente de una tendencia temporal determinista en un modelo de regresión convencional. En lo que respecta a los factores estacionales, estos tienen una interpretación ligeramente distinta a los correspondientes deterministas en un modelo, ya sea estático o dinámico, convencional, en virtud de que  $\gamma_{1t}$  es el factor estacional correspondiente al último mes en la muestra (agosto de 2011), mientras que  $\gamma_{2t}$  es el factor estacional que corresponde a julio, y así sucesivamente.

El Cuadro 2 reporta adicionalmente tanto algunos estadísticos de bondad de ajuste como algunos estadísticos de diagnóstico del modelo estimado. Específicamente, el estadístico  $\chi_s^2$  es una prueba de la importancia de los efectos estacionales en el modelo, el cual prueba la significancia estadística del patrón estacional al final del periodo muestral, la cual se distribuye como una  $\chi^2(3)$ . La prueba puede no ser fiable si el patrón estacional varía considerablemente en el periodo muestral.  $R^2$  es el coeficiente de determinación convencional,  $N$  es el estadístico de la prueba de normalidad multivariada de

Cuadro 2. Vectores de estados finales.

	USA	Canadá	Argentina	Brasil
	Estimado Valor-p	Estimado Valor-p	Estimado Valor-p	Estimado Valor-p
$\mu_t$	<b>-0.039</b> [0.06783]	<b>0.060 [0.00080]</b>	0.018 [0.30566]	0.003 [0.81464]
$\beta_t$	0.000 [0.42977]	<b>0.000 [0.00413]</b>	0.000 [0.80169]	0.000 [0.36832]
$\alpha_t$	-0.019 [0.47607]	-0.001 [0.91327]	-0.019 [0.65261]	-0.002 [0.95548]
$\gamma_{1t}$	-0.005 [0.23468]	<b>-0.008 [0.04206]</b>	-0.013 [0.28004]	-0.016 [0.07215]
$\gamma_{2t}$	0.002 [0.71571]	0.003 [0.39266]	0.009 [0.45779]	0.010 [0.28529]
$\gamma_{3t}$	<b>-0.009 [0.03809]</b>	-0.007 [0.05450]	0.001 [0.93803]	-0.009 [0.30371]
$\gamma_{4t}$	0.003 [0.42716]	-0.003 [0.48209]	-0.016 [0.17496]	-0.004 [0.64063]
$\gamma_{5t}$	0.006 [0.19604]	0.004 [0.25521]	0.006 [0.61324]	-0.001 [0.88845]
$\gamma_{6t}$	-0.004 [0.30153]	-0.001 [0.74594]	0.009 [0.41808]	-0.001 [0.91699]
$\gamma_{7t}$	-0.003 [0.48696]	0.002 [0.66942]	-0.021 [0.05679]	0.001 [0.88352]
$\gamma_{8t}$	-0.002 [0.64625]	-0.003 [0.49590]	0.018 [0.10646]	0.010 [0.27325]
$\gamma_{9t}$	-0.003 [0.49990]	0.000 [0.95829]	-0.006 [0.58029]	-0.015 [0.10576]
$\gamma_{10t}$	-0.003 [0.45305]	<b>-0.008 [0.04667]</b>	0.016 [0.15129]	-0.002 [0.84515]
$\gamma_{11t}$	-0.002 [0.59797]	-0.001 [0.65836]	-0.004 [0.63171]	-0.004 [0.48125]
<i>Pruebas de Diagnóstico</i>				
$\chi_s^2$	14.456 [0.20879]	15.971 [0.14220]	13.480 [0.26311]	10.032 [0.52747]
$R^2$	0.111	0.211	0.190	0.149
$N$	10.624	18.498	22.390	5.089
$\sigma$	0.044	0.042	0.104	0.082
$AIC$	-6.203	-6.226	-4.345	-4.833
$DW$	1.994	1.833	1.778	2.133
$Q^*$	16.738	17.773	17.682	25.375
$H^*$	1.742	1.502	0.762	0.458
$R_S^2$	0.469	0.504	0.4875	0.573
<i>Variables de Intervención</i>				
	<i>Level break</i> 08:12	<i>Level break</i> 00:08 <i>Level break</i> 08:08 <i>Level break</i> 09:02	<i>Outlier</i> 01:09 <i>Outlier</i> 08:07	<i>Outlier</i> 98:05

Cuadro 2. Vectores de estados finales (Continuación).

	<i>Chile</i>	<i>Colombia</i>	<i>México</i>	<i>Perú</i>	
	<i>Estimado Valor-p</i>	<i>Estimado Valor-p</i>	<i>Estimado Valor-p</i>	<i>Estimado</i>	<i>Valor-p</i>
$\mu_t$	0.010 [0.19517]	0.018 [0.25406]	0.007 [0.67038]	0.017	[0.30285]
$\beta_t$	0.000 [0.86474]	0.000 [0.90948]	0.000 [0.76077]	0.000	[0.81918]
$\alpha_t$	-0.014 [0.65342]	-0.002 [0.97469]	0.000 [0.98190]	Na	Na
$\gamma_{1t}$	-0.004 [0.42820]	-0.003 [0.77973]	0.002 [0.86764]	0.006	[0.61421]
$\gamma_{2t}$	-0.009 [0.11224]	0.009 [0.42161]	0.005 [0.58868]	0.001	[0.95836]
$\gamma_{3t}$	-0.003 [0.53664]	-0.007 [0.50036]	-0.012 [0.20261]	0.007	[0.53173]
$\gamma_{4t}$	0.001 [0.78496]	-0.001 [0.95827]	0.010 [0.26265]	0.002	[0.89202]
$\gamma_{5t}$	-0.001 [0.88035]	<b>0.021 [0.03411]</b>	0.009 [0.31089]	0.006	[0.62072]
$\gamma_{6t}$	-0.002 [0.65616]	-0.002 [0.81007]	-0.011 [0.21423]	-0.008	[0.48837]
$\gamma_{7t}$	-0.001 [0.84862]	-0.005 [0.57832]	0.000 [0.99883]	0.012	[0.33340]
$\gamma_{8t}$	-0.002 [0.67593]	-0.008 [0.39888]	0.010 [0.29162]	0.012	[0.31487]
$\gamma_{9t}$	-0.002 [0.70275]	-0.009 [0.36284]	-0.001 [0.90040]	-0.018	[0.13224]
$\gamma_{10t}$	0.002 [0.76633]	0.010 [0.29237]	-0.011 [0.22172]	-0.007	[0.57202]
$\gamma_{11t}$	-0.001 [0.74364]	-0.005 [0.48033]	-0.002 [0.82535]	-0.009	[0.26681]
<i>Pruebas de Diagnóstico</i>					
$\chi_s^2$	4.458 [0.95454]	9.340 [0.59052]	8.386 [0.26311]	7.305	[0.77388]
$R^2$	0.297	0.170	0.243	0.201	
$N$	2.282	14.895	1.441	16.415	
$\sigma$	0.049	0.080	0.052	0.082	
$AIC$	-5.868	-4.896	-5.619	-4.634	
$DW$	2.022	1.953	1.767	2.151	
$Q^*$	22.721	11.024	28.989	25.205	
$H^*$	0.636	0.528	0.902	2.929	
$R_S^2$	0.627	0.479	0.525	0.599	
<i>Variables de Intervención</i>					
	<i>Outlier 1998:05</i> <i>Outlier 1998:08</i>	<i>Outlier 1999:01</i>	<i>Outlier 2005:03</i> <i>Outlier 2006:05</i> <i>Outlier 2008:10</i>	<i>Outlier 2008:07</i>	

Doornik-Hansen, el cual es una versión corregida del estadístico de Bowman-Shenton con la corrección de Doornik y Hansen (1994), el cual se distribuye como una  $\chi^2$ .  $Q^*$  es el estadístico  $Q$  de Ljung-Box, el cual es una prueba para la correlación serial, el cual se basa sobre las primeras 12 autocorrelaciones residuales y se debe probar con una distribución  $\chi^2(9)$ .  $H^*$  es una prueba para la heterocedasticidad, la cual se distribuye como una  $F(h, h)$ .

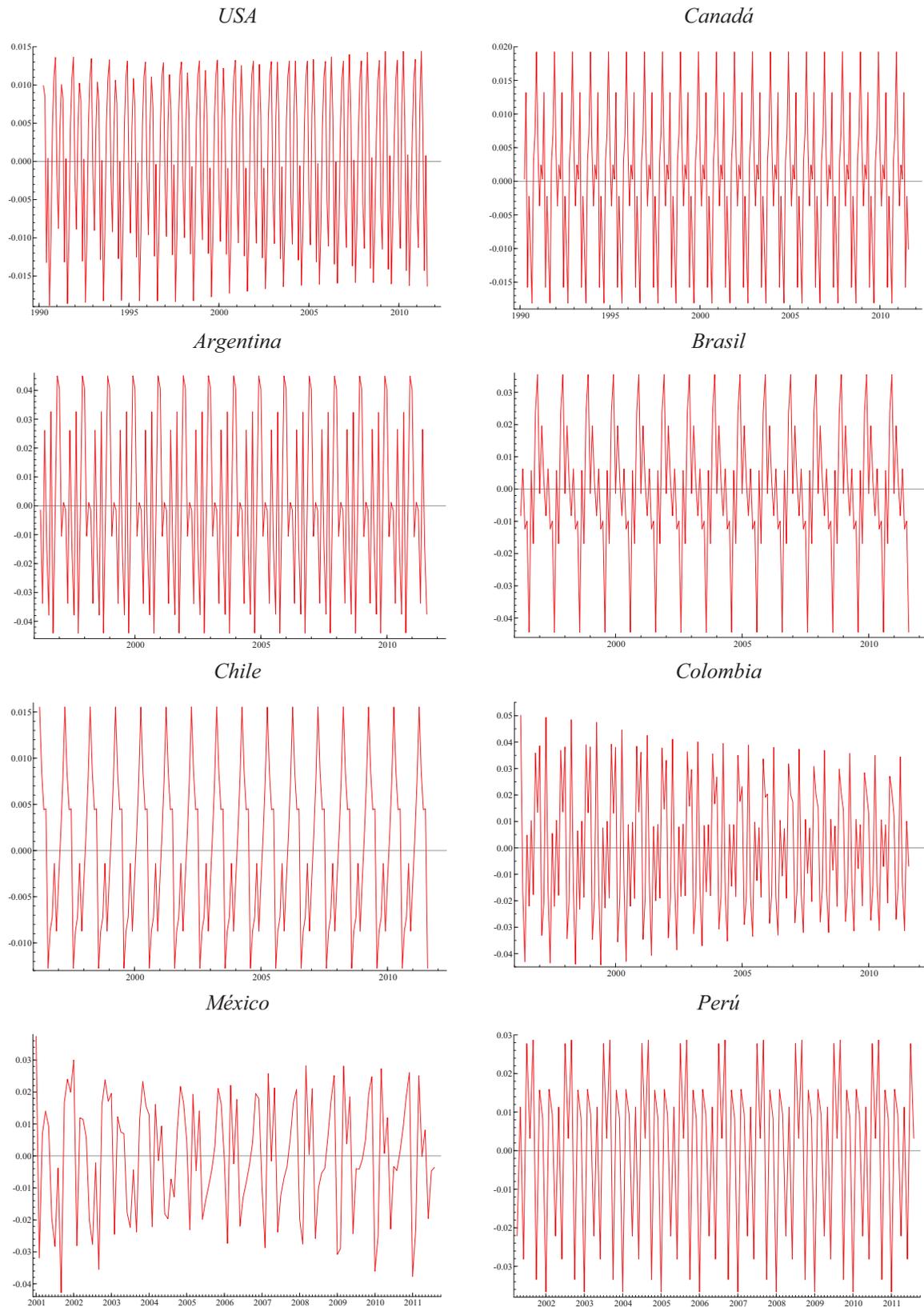
Como se puede apreciar de los resultados del Cuadro 2, los coeficientes correspondientes a junio ( $\gamma_{3t}$ ) para Estados Unidos, agosto ( $\gamma_{1t}$ ) y noviembre ( $\gamma_{10t}$ ) para Canadá y de abril ( $\gamma_{5t}$ ) para Colombia, sugieren la presencia de otros efectos estacionales diferentes al mes de enero para estos países; llama la atención que el coeficiente estadístico respectivo para Estados Unidos es el correspondiente al mes de junio, lo cual no concuerda con los resultados obtenidos por Moosa (2007) sobre el surgimiento del efecto de calendario para al mes de julio. De esta manera, no se encontró evidencia para el efecto estacional correspondiente al mes de enero, que en este caso es  $\gamma_{7t}$ , para los mercados de América para una muestra reciente de los rendimientos accionarios de los mercados abordados en este estudio. Es importante destacar que algunas variables de intervención fueron incorporadas en los modelos con la finalidad de mejorar los estadísticos de ajuste y de diagnóstico de los residuos.

Aún más, la prueba correspondiente a la significancia de los efectos estacionales en ningún caso resultó significativa, indicando de esta manera, la prácticamente nula evidencia sobre la presencia de este tipo de efectos en los mercados del continente americano. No obstante, como se mencionó anteriormente, hay que tener en cuenta que esta prueba es únicamente válida en el caso de que los efectos estacionales permanezcan prácticamente invariables a través del tiempo. Lo cual puede ser el caso de Canadá, Argentina, Brasil, Chile y Perú, como se puede apreciar en la Gráfica 1, mientras que Colombia, México, y ligeramente los Estados Unidos, muestran patrones cambiantes en sus efectos estacionales, lo cual pone en duda la validez de la prueba de los efectos estacionales para la muestra en su conjunto.

## 5.- Conclusiones

Se analizó el denominado efecto enero a través de dos pruebas econométricas, la convencional, para distintas muestras con el fin de acotar un periodo más reciente para el análisis, y por medio de un modelo de series de tiempo estructural con la finalidad de corroborar los resultados de las estimaciones de los modelos previos.

Gráfica 1. Efectos estacionales estimados para los distintos mercados.



Los resultados de las estimaciones de la prueba convencional, no revelaron la presencia del efecto enero para la mayoría de los mercados de capitales de América, excepto para Brasil. Para la muestra en su totalidad, sin embargo, los resultados de las estimaciones para muestras más recientes, sugieren que esta anomalía de mercado está tendiendo a desaparecer o a desvanecerse, tal y como lo sugiere el razonamiento económico de que las anomalías de mercado deben de desaparecer una vez que son identificadas y aprovechadas por los agentes económicos.

Sin embargo, las estimaciones de los modelos estructurales revelaron la presencia de algunos otros factores estacionales en otros meses, no revelados por las estimaciones de las pruebas “convencionales”, dentro de los cuales destaca la posibilidad de un efecto junio para el mercado bursátil de los Estados Unidos. Evidentemente, este punto así como la incongruencia en los resultados de las dos metodologías empleadas, requiere de una mayor investigación en el futuro.

## Referencias

- Al-Khazali, O. M. (2001). “Does the January effect exist in high-yield bond market?”. *Review of Financial Economics*. 10, 71-80.
- Asteriou, D. and George K. (2006). “Testing for the existence of the “January Effect in transition economies”. *Applied Financial Economics Letters*. 2 (6), 375-382.
- Balaban, E. (1995). January effect, yes! What about Mark Twain effect? *Discussion paper* 9509, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department.
- Branch, B. (1977). “A tax-loss trading rule”. *Journal of Business*. 50, 198-207.
- Cabello, A. y Ortiz, E. (2003). “Day of the week and month of the year anomalies in the Mexican stock market”. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas* 2 (3). 217-241.
- \_\_\_\_\_. and Ortiz, E. (2004). “Day of the week and month of the year effects at the Latin American emerging markets”. *International Finance Review* 5. 273-304.
- Commandeur J. F. y Koopman S. J. (2007). *An Introduction to State Space Time Series Analysis*. Oxford University Press.
- Doornik, J. A. y Hansen, H. (1994). “A practical test for univariate and multivariate normality”. *Discussion paper*, Nuffield College.

- Fama, E. F. (1991). "Efficient capital markets: II". *Journal of Finance*. 46 (5), 1575-1617.
- Gultekin, M. N. and Gultekin N. B. (1983). "Stock market seasonality: international evidence". *Journal of Financial Economics*. 12 (4), 469-481.
- Hai, L. and Qingzhong, M. (2003). "Do Earnings Explain the January Effect". University of Southern California. *Working Paper*. Social Science Research Network.
- Harvey, A.C. (1989). *Forecasting: Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- \_\_\_\_\_. and Scott, A. (1994). "Seasonality in dynamic regression models". *Economic Journal*, 104, 1324-1345.
- \_\_\_\_\_. (1997). "Trends, cycles and autoregressions". *Economic Journal*. 107, 192-201.
- Haug, M. and Hirschey, M. (2006). "The january effect". *Financial Analyst Journal*. 62 (5), 78-88.
- Jaffe, J. and Westerfield, R. (1985). "Patterns in Japanese common stock returns: day of the week and turn of the year effects". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 20, 261-72.
- Jones, Ch. P., Pearce, D. K. and Wilson, J. W. (1987). "Can Tax-Loss Selling explain the january effect? A Note". *Journal of Finance*. 42 (2), 453-461.
- Kato, K. and Shallheim, J. S. (1985). "Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 20 (2), 243-260
- Keim, D. B. (1983). "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence". *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 13-32.
- \_\_\_\_\_. (1989). "Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points". *Journal of Financial Economics*. 25 (1), 75-97.
- Lakonishok, J. y Smidt, S. (1988). "Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective". *Review of Financial Studies*. 1, 403-25.
- López Herrera, F. y Rodríguez Benavides, D. (2010). "El efecto enero en las principales bolsas de valores latinoamericanas". *Contaduría y Administración*, núm. 230, pp. 25-46.
- Moosa, I. A. (2007). "The vanishing January effect". *International Research Journal of Finance and Economics*, 7, 92-103.
- Rendon, J. and Ziemba, W.T. (2007). "Is the january effect still alive in the futures markets?". *Financial Markets and Portfolio Management*, 21 (3), 381-396.

- Reinganum, M. R. (1983). "The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects". *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 89-104.
- Rodríguez Benavides, D., F. López Herrera y E. Ortiz Calisto (2011). El efecto enero en las principales bolsas del continente americano, En Ortiz, Francisco (coord). *Avances recientes en valuación de activos y administración de riesgos*, Vol. 2, Universidad Panamericana: México. 293-309.
- Rozeff, M. S. and Kinney Jr. W. R. (1976). "Capital market seasonality: The case of stock returns". *Journal of Financial Economics* 3. 379-402.
- Starks, L.T, Yong, L. and Zheng, L. (2006). "Tax-Loss selling and the january effect: Evidence from Municipal bond closed-end funds". *The Journal of Finance*, 61 (6), 3049-3067.
- Zhang, B. and Li, X. (2006). "Do calendar effects still exist in the chinese stock markets?". *Journal of Chinese Economic and Business Studies*. 4 (2) 151-163.

