

## EL EFECTO *MOMENTUM* EN LA BOLSA MEXICANA DE VALORES\*

*Luis Muga y Rafael Santamaría\*\**

### RESUMEN

En el presente artículo se realiza un análisis del efecto *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores. Inicialmente se presenta pruebas acerca de la existencia del citado efecto durante el periodo 1993-2006 y se muestra que las rentabilidades obtenidas por las diferentes estrategias no parecen ser justificadas por factores de riesgo ni por los costos de transacción. En una segunda parte del artículo se encuentra cierta relación entre el efecto *momentum* en el mercado mexicano y variables que aproximan cuestiones como la difusión de información en los títulos o la dificultad de valoración de los mismos, que proporciona apoyo a alguna de las teorías de finanzas de comportamiento.

### ABSTRACT

This paper tests the momentum effect in the Mexican Stock Exchange. We document a strong momentum effect for this stock market during the period 1993-2006. In addition, we also find that neither risk factors nor transaction costs can explain the returns of the momentum strategies in this market. Finally, our results reveal that momentum returns are linked to some variables that proxy slow information diffusion or overconfidence. These results support some behavioural finance models.

\* *Palabras clave:* *momentum*, riesgo, finanzas de comportamiento. *Clasificación JEL:* G12, G14. Artículo recibido el 14 de agosto de 2007 y aceptado el 25 de abril de 2008. Los autores agradecen los comentarios de dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, así como la ayuda de los fondos FEDER y el Ministerio de Educación y Ciencias (SEJ2006-14809-C03-01).

\*\* Universidad Pública de Navarra, Pamplona (correos electrónicos: luis.muga@unavarra.es y rafael@unavarra.es).

## INTRODUCCIÓN

**E**l efecto *momentum* ha sido una de las anomalías del mercado de capitales que ha generado más debate en la bibliografía de economía financiera desde que fuera puesta de manifiesto en el mercado estadounidense por Jegadeesh y Titman (1993). Esta anomalía consiste en una continuación de las rentabilidades de los títulos en el medio plazo, de manera que los títulos que han obtenido mejores (peores) rentabilidades en el pasado continúan generando mejores (peores) rendimientos en el futuro.

A diferencia de otras irregularidades, el efecto *momentum* no cuenta con una explicación que satisfaga de manera unánime a los investigadores. Ello no debe interpretarse como que no se hayan presentado teorías con el propósito de ofrecer explicaciones razonables a esta anomalía. Todo lo contrario, existe un buen número de explicaciones distintas. En un ánimo sinóptico podría señalarse que hay dos posiciones: la que sugiere que existe algún factor de riesgo omitido (véase, entre los clásicos, Conrad y Kaul, 1998, o Chordia y Shivakumar, 2002) o la que relaciona dicho efecto con el comportamiento de los agentes dentro de la corriente de *behavioral finance* (véase Barberis, Shleifer y Vishny, 1998; Daniel, Hirshleifer y Subrahmanyam, 1998, o Hong y Stein, 1999). También hay estudios que lo vinculan a efectos estacionales (Grinblatt y Moskowitz, 2004, y Hvidkjaer, 2005), o a la importancia de los costos de transacción a la hora de instrumentar este tipo de estrategias (Lesmond, Schill y Zhou, 2004).

En general, la evidencia empírica se ha centrado en el mercado estadounidense. Sin embargo, existen ciertas pruebas internacionales que nos indican que esta anomalía no es única del mercado de valores estadounidense (véase, por ejemplo Rouwenhorst, 1998). Bien es cierto que la bibliografía muestra resultados menos nítidos para la regularidad en mercados emergentes. En concreto, Hameed y Kusnadi (2002) en un estudio para seis países de la cuenca del Pacífico<sup>1</sup> encuentran únicamente rentabilidades significativas para su estrategia neutral al país (0.37% mensual) y Rouwenhorst (1999) obtiene rentabilidades significativas para una estrategia (6 – 6) de 0.39% mensual para una muestra de títulos de 20 países emergentes. Evidencia de un efecto *momentum* debilitado en mercados emergentes también se puede encontrar en trabajos como Van der Hart *et al* (2003) o Griffin *et al* (2003).

<sup>1</sup> Hammed y Kusnadi (2002) estudian el efecto *momentum* en Hong Kong, Malasia, Singapur, Corea del Sur, Taiwán y Tailandia, sin encontrar pruebas significativas del citado efecto de manera individual en cada uno de estos mercados.

Las pruebas para mercados latinoamericanos son menos abundantes centrándose en el artículo de Muga y Santamaría (2007a). En dicho trabajo se obtiene constancia de la presencia del efecto *momentum* a nivel global<sup>2</sup> de los cuatro mercados analizados (México, Brasil, Argentina y Chile) durante el periodo comprendido entre 1994 y 2004, pero sólo resulta significativo individualmente para el mercado chileno y argentino (aunque éste más debilitado). En los mercados mexicano y brasileño se observan rentabilidades positivas pero no significativas. No obstante, como se reconoce en el artículo, la elección de la base de datos podría estar condicionando los resultados, ya que se trata de considerar las acciones contenidas en los índices selectivos de acciones. Para el caso de México únicamente se analiza las acciones que forman parte del IPC. Si, como se señala en la bibliografía, tanto el tamaño como el grado de atención de los analistas<sup>3</sup> pueden desempeñar un papel importante en la explicación de este fenómeno al relacionarlo con el grado de incorporación de la información a los títulos, la utilización de acciones comúnmente denominadas *blue chips* puede claramente sesgar a la baja los rendimientos obtenidos por las estrategias de *momentum*.

En este contexto, el presente artículo pretende contribuir a la bibliografía en varios aspectos. En primer lugar, se aporta pruebas de la existencia de efecto *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores con una base de datos más amplia (tanto por el número de acciones como por el espacio temporal considerado). Además, se presenta resultados de las rentabilidades ajustadas de las estrategias de *momentum* con el empleo de dos modelos de valoración distintos: el modelo de Fama y French (1993) y el modelo D-CAPM (Estrada, 2000, 2001) con objeto de robustecer las conclusiones. Además, en línea con los trabajos de Muga y Santamaría (2007a y b) se utiliza la dominancia estocástica para verificar si la estrategia resulta atractiva para cualquier inversor nista averso al riesgo. Dicha apuesta permite evitar la elección de modelos de valoración de activos que resulta particularmente complicada en mercados financieros emergentes. Por último, se pretende analizar el papel que desempeñan variables como el tamaño, el grado de atención de los analistas,

<sup>2</sup> Muga y Santamaría (2007a) utilizando el conjunto completo de las acciones contenidas en los índices selectivos de cuatro mercados latinoamericanos obtienen una rentabilidad de 1.34% mensual para la estrategia (6 -1 -6), que resulta claramente significativa.

<sup>3</sup> La base de datos *I/B/E/S* contenida dentro de *Thomson Financial* recoge pronósticos de consenso que realizan los expertos de ganancias, dividendos, precios objetivo,... para un conjunto selectivo de empresas. En este punto, nuestra referencia al grado de atención de los analistas hace mención a que sean o no objeto de estudio para realizar dichos pronósticos.

la proporción valor en libros/valor de mercado (*book to market ratio*), el estado del mercado y la pertenencia a un índice selectivo en la explicación de este fenómeno, dentro del contexto de teorías de comportamiento.

El artículo se estructura en cuatro secciones. La sección I presenta la base de datos. La segunda presenta la metodología utilizada para construir las estrategias de *momentum*, así como para obtener las rentabilidades ajustadas por riesgo y la aplicación de la dominancia estocástica para contrastar si la cartera ganadora domina, es dominada o no comparable respecto a la cartera perdedora, según supuestos muy básicos del comportamiento de los agentes. La sección III presenta los resultados de las estrategias de *momentum* para la muestra completa de títulos de la Bolsa Mexicana de Valores. La sección IV analiza la capacidad explicativa de algunos modelos de clásicos de comportamiento de los inversores. Por último, se presentan las conclusiones más relevantes que pueden extraerse del trabajo.

## I. BASE DE DATOS

El presente artículo se centra en el contraste del efecto *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores. Para este propósito se han utilizado datos mensuales de rentabilidades para el periodo enero de 1993-diciembre de 2006 procedente de la base de datos *Thomson-Financial*. El primer año es utilizado exclusivamente para el cálculo de las rentabilidades pasadas, por lo que las rentabilidades de las estrategias de *momentum* se analizan desde 1994. Para el cálculo de los factores del modelo de Fama y French (1993), SMB (tamaño) y HML (*book to market*), se dispone de las medidas de la proporción valor en libros/valor de mercado, así como del valor de mercado de la empresa.<sup>4</sup> La información del índice S&P500 referente al mercado estadounidense procede también de la base *Thomson-Financial*. La información de la rentabilidad de los Cetes a 1 año y el índice de precios y cotizaciones (IPC), para aproximar la rentabilidad del activo libre del riesgo y del mercado, respectivamente, ha sido proporcionada por la Bolsa Mexicana de Valores.<sup>5</sup>

<sup>4</sup> Los factores asociados al tamaño (SMB) y *book to market* (BTM) se han calculado atendiendo a lo expuesto por Fama y French (1993).

<sup>5</sup> La aproximación del activo libre de riesgo no es inmediata. Para esta labor se disponía de activos gubernamentales a corto plazo (hasta 1 año). En concreto Cetes a 28, 91, 182 y 364 días. No es fácil descartarse por uno de ellos. Nuestra elección se basó en que dicha serie tiene el menor coeficiente de variación (desviación típica/media). Además, salvo en el periodo de marzo a mayo de 1995, en el que las diferencias son muy importantes, en el resto del periodo no son muy relevantes en términos relativos. En realidad, son bastante similares a partir de 2002.

La construcción y evaluación de las estrategias de *momentum* precisa de las rentabilidades mensuales de los títulos que hayan cotizado en el mercado durante el periodo objeto de estudio. El cálculo de las rentabilidades mensuales atiende a la expresión:  $R_{i,t} = \ln P_{i,t}/P_{i,t-1}$ , en que  $P_{i,t}$  es el precio de la acción  $i$  en el instante temporal  $t$ , ajustado por dividendos, ampliaciones de capital, *splits* y otras operaciones societarias.

En conjunto, se dispone de una muestra de 138 empresas con código local de la Bolsa Mexicana de Valores y que permanecen activas al final del espacio muestral. De ellas ocho presentan una negociación extremadamente infrecuente por lo que han sido eliminados de la muestra. Por tanto, el conjunto muestral final lo componen 130 títulos, con un número de observaciones mensuales que oscila entre 51 y 108. Se dispone igualmente de la indicación de las acciones que forman parte del selectivo IPC que serán objeto de un análisis posterior. También se dispone de la información acerca de si la acción está incluida en la base I/B/E/S de *Thomson-Financial* que recoge estimaciones de analistas de distintas variables económico-financieras de las empresas.

## II. METODOLOGÍA

### 1. Metodología de estimación de las estrategias de momentum

La metodología empleada en el presente artículo es similar a la descrita por Jegadeesh y Titman (1993). El planteamiento propuesto parte del análisis en tiempo de calendario de un conjunto de estrategias de *momentum* “abiertas” en cada momento del periodo objeto de estudio. En concreto, en un momento  $t$  se ordenan los títulos por sus rentabilidades acumuladas los  $J$  meses anteriores (periodo de formación), y se clasifican los títulos en quintiles,<sup>6</sup> de manera que el quintil de títulos con mayor rentabilidad en el periodo de formación constituirá la cartera de ganadores y el quintil de títulos con menor rentabilidad en ese periodo constituirá la cartera de perdedores. La estrategia de *momentum* se forma por una posición larga en la cartera de ganadores y una posición corta en la de perdedores. Las citadas estrategias permanecerán abiertas durante los  $K$  meses siguientes a su formación (periodo de mantenimiento). Al mes siguiente se establecerá un nuevo periodo

<sup>6</sup> Jegadeesh y Titman (1993) utilizan deciles. No obstante, dada la diferencia de tamaño de mercado se propone utilizar quintiles con objeto de disponer de carteras con un mínimo de diversificación.

de formación y una nueva cartera de títulos ganadores y otra de perdedores, con las que se podrán establecer nuevas estrategias de *momentum*, repitiéndose el proceso para todo el periodo muestral. De esta manera, en un momento del periodo objeto de estudio  $t$ , permanecerán abiertas un máximo de  $K$  estrategias, equivalentes al número de meses del periodo de mantenimiento. Su valor medio constituye el valor de la estrategia media de *momentum* para dicho periodo  $t$ . Con este procedimiento se obtienen una serie de rentabilidades para cada mes asociadas a las rentabilidades medias de las carteras de *momentum*.

Según los autores, la utilización de esta aproximación en tiempo de calendario elimina los posibles problemas que pudieran surgir de autocorrelación en las rentabilidades de las estrategias, por lo que es suficiente el empleo de un estadístico  $t$  tradicional para contrastar su significatividad. Además, es común intercalar un periodo entre la formación y el mantenimiento de las carteras para evitar así posibles sesgos de microestructura que pudieran aparecer, o que los resultados sean contaminados por la reversión (efecto contrario al *momentum*) a muy corto plazo que fue documentada en trabajos como Jegadeesh (1990) y Lehmann (1990). A pesar de que en el trabajo seminal de Jegadeesh y Titman (1993) se establece una semana entre la formación y el mantenimiento de las carteras, la duración del citado periodo intermedio se suele establecer en un mes por conveniencia.

## 2. Ajuste por riesgo: Modelos de Fama y French y DCAPM

Las estimaciones obtenidas en las estrategias anteriores no tienen en cuenta el riesgo y, en consecuencia, la rentabilidad obtenida, en caso de ser significativa, podría ser debida a una compensación a dicho riesgo. Con objeto de estudiar esta cuestión en el contexto de mercados desarrollados se ha optado por utilizar modelos clásicos de valoración, en concreto el modelo CAPM y el modelo trifactorial de Fama y French (1993). Sin embargo, en el caso de mercados emergentes, el modelo DCAPM de Estrada (2000, 2001, 2002) parece haber ofrecido mejor adecuación para la explicación del comportamiento del precio de los activos, por lo que puede ser útil hacer uso de dicho modelo en lugar del clásico CAPM.<sup>7</sup>

Para contrastar si se obtiene rentabilidades ajustadas por riesgo significa-

<sup>7</sup> Desde el trabajo de Jegadeesh y Titman (1993) existen pruebas de que el CAPM no es capaz de explicar las rentabilidades anormales producidas por las estrategias de *momentum* en mercados desarrollados.

tivas es necesario estimar los coeficientes  $\alpha_{mom}$  correspondientes a ambos modelos de valoración. En concreto:

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + \beta_{mom}^D RMRF_t + u_{1,t} \quad (1)$$

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + \beta_{mom}^D RMRF_t + s_{mom}^* SMB_t + b_{mom}^* HML_t + u_{2,t} \quad (2)$$

en que  $R_{mom,t}$  es la rentabilidad en tiempo de calendario correspondiente a la estrategia de *momentum*;  $RMRF_t$  representa el exceso de la rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo ( $R_{M,t} - r_{f,t}$ );  $r_{f,t}$  denota la rentabilidad del activo libre de riesgo aproximado por la rentabilidad de los Cetes a 1 año;  $R_{M,t}$  es la rentabilidad del mercado, aproximado por la rentabilidad del índice de precios y cotizaciones.  $SMB_t$  y  $HML_t$  son los factores del modelo que recogen los efectos tamaño y valor en libros respecto a valor de mercado estimados de acuerdo con las indicaciones de Fama y French. Los coeficientes  $\beta_{mom}^D$ ,  $s_{mom}^*$  y  $b_{mom}^*$  miden las sensibilidades de la estrategia de *momentum* a los factores de riesgo correspondientes.

Si bien la estimación del modelo de Fama y French, así como la construcción de los factores, puede ser sobradamente conocida, quizás sea útil indicar sucintamente la estimación del coeficiente  $\beta$  del modelo DCAPM.<sup>8</sup> Para ello es necesario definir algunos elementos. Sea  $y_t = \text{Min}[(R_{it} - \bar{r}_i), 0]$  y  $x_t = \text{Min}[(R_{Mt} - \bar{r}_M), 0]$ , en que  $\bar{r}_i$  y  $\bar{r}_M$  son la media de  $R_{i,t}$  y  $R_{M,t}$ , respectivamente. Una vía apropiada para estimar  $\beta$  es por medio de la estimación de la siguiente regresión sin constante:<sup>9</sup>

$$y_t = \beta x_t + \epsilon_t \quad (3)$$

### 3. Dominancia estocástica

La validez de los resultados obtenidos con la metodología expuesta en la sección anterior está condicionada a la propia validez de los modelos de valoración. Es también importante señalar que, como afirman Estrada y Serra

<sup>8</sup> El DCAPM mide la sensibilidad entre la rentabilidad de la acción y el mercado sólo cuando la acción cotiza por debajo de su valor esperado y no la sensibilidad promedio como ocurre en el CAPM estándar. Como se observa en la ecuación (1), la única diferencia entre ambos modelos se encuentra en la estimación de la  $\beta$ . Mientras que en el CAPM es la covarianza entre la rentabilidad de la acción y la varianza del mercado, en el caso del DCAPM se tienen en cuenta estos aspectos únicamente para valores por debajo del valor esperado.

<sup>9</sup> Véase pormenores en Estrada (2003).

(2005), no hay modelos de valoración estándar en la evaluación de mercados emergentes, lo que todavía dificulta más la tarea de elección de los mismos.

En esta circunstancia, una opción no paramétrica para evaluar el riesgo sin recurrir a modelos de valoración son los contrastes basados en criterios de dominancia estocástica. Dicha aproximación es probablemente la más general, puesto que ofrece un marco para estudiar el comportamiento económico con incertidumbre imponiendo mínimas restricciones en la función de utilidad de los inversores (véase Levy, 1998). En el caso concreto analizado, los criterios de dominancia estocástica permiten contrastar si la cartera ganadora domina a la perdedora o si, por lo contrario, existen modelos generales de valoración de activos, congruentes con aversión al riesgo de los agentes que pueden explicar las diferencias entre ambas carteras, situación que se daría en el caso de que no se pueda afirmar que una de las carteras domine a la otra.

Existen diversos métodos de dominancia estocástica. En el presente artículo se utilizará el contraste KS (Barrett y Donald, 2003). La aplicación del contraste KS para el análisis del efecto *momentum* queda planteado suponiendo que se dispone de dos muestras independientes del mismo tamaño  $\{w_i\}$  y  $\{l_i\}$ ,  $i = 1, 2, \dots, N$  correspondientes a la cartera de ganadores y perdedores, respectivamente, tomadas de dos poblaciones con funciones de distribución acumuladas dadas por  $W$  y  $L$ , con apoyo común  $[0, \bar{z}]$ , en que  $\bar{z} > 0$ . El contraste KS evalúa las siguientes hipótesis nula y alternativa

$$H_0^s: f_s(z, W) \geq f_s(z, L) \quad z \in [0, \bar{z}] \quad (4)$$

$$H_1^s: f_s(z, W) < f_s(z, L) \text{ para algún } z \in [0, \bar{z}] \quad (5)$$

$f_s(z, W)$  denota la función que integra la función  $W$  al orden  $s - 1$ . Esto es:

$$f_1(z, W) = W(z) \quad (6)$$

$$f_2(z, W) = \int_0^z W(t) dt = \int_0^z f_2(t, W) dt \quad (7)$$

$$f_3(z, W) = \int_0^z \int_0^s W(s) ds dt = \int_0^z f_2(t, W) dt \quad (8)$$

E idénticamente,  $f_s(z, L)$  integra la función  $L$  al orden  $s - 1$ .

La hipótesis nula es que la cartera de ganadores domina a la de perdedores

y puede ser contrastada con el siguiente estadístico propuesto por Barrett y Donald (2003):

$$\hat{K}_s = \frac{N}{2}^{1/2} \sup_z [f_s(z, \hat{W}) - f_s(z, \hat{L})] \quad (9)$$

en que  $N$  es el tamaño muestral.

Es importante señalar que para  $s = 2$  dicho estadístico es intratable analíticamente, porque su distribución límite depende de la función de distribución acumulada subyacente. En consecuencia, todos los niveles de significación (valores  $p$ ) son calculados basándose en el procedimiento propuesto por dichos autores.

El primer orden de dominancia estocástica supone insaciabilidad de los inversores, que es una condición extremadamente genérica como para detectar situaciones de dominio entre opciones. Por ello, en el presente artículo nos centraremos en el segundo orden de dominancia estocástica que añade el clásico supuesto de aversión al riesgo. Con el supuesto de funciones de distribución normales, dicho criterio se asemejaría al criterio clásico media-varianza.

### III. EVIDENCIA EMPÍRICA

#### 1. *Efecto momentum*

Previamente a cualquier otra consideración es necesario contrastar la presencia significativa de efecto *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores. En una primera aproximación se utilizará la muestra completa de títulos para el periodo 1993-2006.

La parte A del cuadro 1 registra las rentabilidades ordinarias de las 16 estrategias de *momentum* para la muestra completa de títulos, así como los valores  $p$  correspondientes utilizando el estadístico  $t$  de Newey y West (1987) robusto a autocorrelación y heteroscedasticidad.<sup>10</sup> Como puede observarse, todas las estrategias ofrecen rentabilidades significativamente positivas a 5%, con la excepción de la 12-12 que lo es a 7%. Las rentabilidades mensuales ordinarias varían en el intervalo (0.24-1.20%), siendo más importantes en las estrategias de mantenimiento más corto, debilitándose progresivamente conforme aumenta dicho periodo de mantenimiento.

<sup>10</sup> Por prudencia se ha optado por un estadístico  $t$  corregido, a pesar de que como indican Jegadeesh y Titman (1993) la propia construcción de las carteras de *momentum* evita los posibles problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación de las series.

CUADRO 1. *Rentabilidades mensuales de las estrategias de momentum (1993-2006)<sup>a</sup>*

(Porcentaje)

	K 3	K 6	K 9	K 12
<b>A. Rentabilidades ordinarias</b>				
J 3	0.40	0.37	0.34	0.24
Valor <i>p</i>	0.02	0.00	0.00	0.00
J 6	1.10	0.96	0.73	0.61
Valor <i>p</i>	0.00	0.01	0.03	0.04
J 9	1.20	0.98	0.79	0.66
Valor <i>p</i>	0.00	0.01	0.02	0.05
J 12	1.15	0.96	0.81	0.66
Valor <i>p</i>	0.00	0.02	0.03	0.07
<b>B. Rentabilidad ajustadas por Fama y French</b>				
J 3	0.41	0.36	0.35	0.26
Valor <i>p</i>	0.03	0.01	0.00	0.00
J 6	1.02	0.92	0.76	0.68
Valor <i>p</i>	0.02	0.02	0.02	0.03
J 9	1.15	0.99	0.85	0.75
Valor <i>p</i>	0.01	0.01	0.02	0.03
J 12	1.18	1.03	0.94	0.80
Valor <i>p</i>	0.01	0.01	0.01	0.03
<b>C. Rentabilidades ajustadas por DCAPM</b>				
J 3	0.40	0.38	0.34	0.24
Valor <i>p</i>	0.03	0.00	0.00	0.01
J 6	1.06	0.96	0.73	0.61
Valor <i>p</i>	0.00	0.01	0.03	0.04
J 9	1.20	0.99	0.80	0.67
Valor <i>p</i>	0.00	0.01	0.03	0.05
J 12	1.15	0.96	0.82	0.66
Valor <i>p</i>	0.00	0.02	0.03	0.07

<sup>a</sup> Muestra completa de acciones de la Bolsa Mexicana de Valores.

Estos resultados claramente favorables a la existencia de un efecto *momentum* significativo en la Bolsa Mexicana de Valores son bastante distintos de los presentados por Muga y Santamaría (2007a). Obviamente, es posible que las diferencias en la muestra de acciones y en el periodo de análisis puedan explicar esta circunstancia.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> En concreto Muga y Santamaría (2007a) construyen sus estrategias de *momentum* con los títulos pertenecientes al IPC; dicha selección de títulos puede estar afectando negativamente a las rentabilidades de las estrategias de *momentum*, según los postulados de algunas de las teorías de finanzas del comportamiento, como se expondrá líneas abajo.

Lógicamente, es posible que estas rentabilidades ordinarias sean una mera compensación a los riesgos implicados en las estrategias de *momentum*. Con objeto de analizar esta cuestión, atendiendo a lo expuesto en la sección de metodología, se utilizarán los modelos de Fama y French y el DCAPM. Además, se utilizará el contraste KS de dominancia estocástica como elemento adicional de robustez.

Las rentabilidades ajustadas con el modelo de Fama y French (véase la parte B del cuadro 1) son todas positivas y significativas a 5%. Como se observa, son incluso algo mayores, probablemente debido a que la cartera de títulos perdedores es más arriesgada que la de ganadores. Dicho resultado no es, en absoluto, característico de este mercado ya que está presente en gran parte de la bibliografía (véase Rouwenhorst, 1998; Muga y Santamaría, 2007c, o Fuertes, Miffre y Tan, 2005).

Las rentabilidades ajustadas con el modelo DCAPM (véase la parte C del cuadro 1) son todas positivas y significativas a 5% con la excepción de las 9–12 y 12–12, que lo son a 5.3 y 7.1%, respectivamente. La magnitud de dichas rentabilidades ajustadas es muy similar a las ordinarias, lo que permitiría indicar que no existe una diferencia apreciable en el riesgo de caída entre las carteras que conforman las estrategias de *momentum* (ganadores y perdedores).

En resumen, los resultados obtenidos con rentabilidades ajustadas para ambos modelos de valoración conducen a la misma conclusión acerca de la existencia de un efecto *momentum* positivo y significativo en la Bolsa Mexicana de Valores. No obstante, como se ha señalado líneas arriba, la aplicación de modelos de valoración es compleja en mercados emergentes, por lo que puede ser de utilidad la aplicación de metodologías no paramétricas, como las técnicas de dominancia estocástica, para robustecer las conclusiones.

El cuadro 2 presenta los valores *p* estimados para el contraste de Barrett y Donald, (2003) asociados con la hipótesis nula de que una cartera A (ganadora/perdedora) domina a otra cartera B (perdedora/ganadora) para el segundo orden de dominancia estocástica. En concreto, la columna *L*–*W* contrasta la hipótesis nula de que la cartera perdedora domina a la ganadora y la columna *W*–*L* contrasta la hipótesis nula de que la cartera ganadora domina a la perdedora. Lógicamente, para afirmar que la cartera ganadora domina a la perdedora es necesario verificar que no se rechaza la hipótesis nula de que *W*–*L* y, en cambio, se rechaza la hipótesis nula de que *L*–*W*. Si no se cumplen ambas premisas no puede suponerse ningún tipo de dominio entre carteras para una significación prefijada.

CUADRO 2. *Contraste KS de Barrett y Donald<sup>a</sup>*

<i>J</i>	<i>K</i>	<i>W</i>	<i>L</i>	<i>L</i>	<i>W</i>
3	3		0.68		0.10
3	6		0.67		0.11
3	9		0.67		0.12
3	12		0.63		0.19
6	3		0.68		0.00
6	6		0.67		0.00
6	9		0.59		0.01
6	12		0.56		0.03
9	3		0.66		0.00
9	6		0.68		0.00
9	9		0.62		0.00
9	12		0.64		0.02
12	3		0.66		0.00
12	6		0.67		0.00
12	9		0.62		0.00
12	12		0.60		0.02

<sup>a</sup> La segunda columna recoge los niveles de significación (valores *p*) referidos a la hipótesis nula de que la cartera ganadora domina estocásticamente a la cartera perdedora (*W* *L*) en el segundo criterio de dominancia estocástica para el periodo de 1993–2006, mientras que la tercera presenta los niveles de significación asociados a la hipótesis nula de que la cartera perdedora domina estocásticamente a la ganadora (*L* *W*) en el segundo orden de dominio para el mismo periodo muestral.

Como se observa en dicho cuadro, la hipótesis nula de que la cartera ganadora domina a la perdedora (*W* *L*) no puede rechazarse a niveles de significación tradicionales. En cambio, la hipótesis nula de que la cartera perdedora domina a la ganadora (*L* *W*) puede rechazarse en la mayoría de los casos para niveles de significación de 5% e incluso de 1%. Ello nos permite afirmar que para agentes insaciables y aversos al riesgo la cartera de títulos ganadores es preferida a la de perdedores, por lo que, suponiendo criterios bastante generales de preferencia de los agentes, la rentabilidad de la cartera de *momentum* no puede atribuirse a factores de riesgo omitidos.

En este punto podría preguntarse si factores como la liquidez o los costos de transacción pueden justificar la existencia de las rentabilidades anormales obtenidas. Si se toma como fuente los datos recogidos en Fong *et al* (2005),<sup>12</sup> estos costos totalizan 3% por operación. En concreto, se estiman unos costos de 1.2% relativos a la horquilla (*bid-ask spread*) en los mercados emergentes; 0.8% en comisiones de entrada y salida de la estrategia (*roundtrip commission*) y 1% de costos de efecto del precio (*price impact costs*).

<sup>12</sup> Estos autores, a su vez, se nutren de diversas fuentes, sobre todo del interesante trabajo de Leshmond *et al* (2004).

Las rentabilidades obtenidas para la duración de cada estrategia respectiva, tanto ordinarias como ajustadas, superan estos costos totales de manera apreciable, con la excepción de las estrategias con periodo de formación corto  $J = 3$ . En este caso, las rentabilidades netas (ordinarias o ajustadas) son negativas salvo para el caso  $3 = 9$  que arroja una rentabilidad prácticamente nula (0.08% anual). Para el resto de las estrategias las rentabilidades anuales netas oscilan entre 1.2% anual correspondiente a la estrategia  $6 = 3$  hasta 5.76% anual de la estrategia  $9 = 6$ . En general, tomando como referencia las rentabilidades anuales netas, las estrategias de menor mantenimiento ( $K = 3$ ) son las menos rentables, siendo claramente las mejores las de periodos de mantenimiento de seis o nueve meses, volviendo a reducirse para el caso de periodos de 12 meses.

#### IV. *MOMENTUM Y MODELOS CONDUCTUALES*

Los resultados obtenidos en el apartado anterior plantean graves dudas acerca de que las rentabilidades obtenidas por las estrategias de *momentum* sean consecuencia de una remuneración a factores de riesgo, máxime teniendo en cuenta los resultados ofrecidos por los contrastes de dominancia estocástica. Además, tampoco parecen poder explicarse por los costos de transacción que implican dichas estrategias. Por ello, tiene interés la exploración de algunos de los modelos clásicos recogidos dentro de la corriente denominada de finanzas del comportamiento o *behavioral finance*.

##### 1. Momentum y sesgos de sobreconfianza y autoatribución

La relación del efecto *momentum* con los sesgos psicológicos de sobreconfianza y autoatribución parte del modelo de Daniel *et al* (1998). Dentro de dicho modelo se presentan dos tipos de agentes, informados y desinformados, siendo los primeros los que presentan los sesgos mencionados en su comportamiento. El sesgo de sobreconfianza conduce a los agentes a creer que tienen más información de la que manejan en realidad y a sobreponderar el alcance de dicha información. Unida a este sesgo, la autoatribución conduce a los agentes a otorgar mayor importancia a las noticias que confirman su información previa o sus creencias mientras que las que no lo hacen pueden ser consideradas por el agente como ruido. De este modo la confianza de un agente aumenta cuando la información pública está de acuerdo con

su propia información pero no cae de igual manera cuando la contradice. La presencia de estos agentes en el mercado, según el modelo, conduce a una continuación de las rentabilidades en el medio plazo debido a la sobreconfianza que se revierte en el largo plazo, ya que la información que no contradice las creencias de los agentes debería acabar prevaleciendo.

Uno de los principales inconvenientes de los modelos de comportamiento de los inversionistas es la dificultad de que sus predicciones sean contrastadas en la práctica. Una primera aproximación la realizan Daniel y Titman (1999). Según esos autores si existe un efecto *momentum* provocado por los sesgos de autoatribución y sobreconfianza las rentabilidades de las estrategias deberían manifestarse con mayor fuerza en títulos que presenten una baja proporción valor en libros/valor de mercado, dado que son títulos relativamente más difíciles de valorar y en los que el efecto de la información privada de los agentes debería ser mayor. Nótese que las acciones que tienen esta baja proporción son acciones que poseen un mayor peso de activos intangibles y una mayor cartera de opciones de crecimiento. Este tipo de características hace que estas empresas sean más complejas de valorar y, en consecuencia, estén sujetas a una mayor probabilidad de que se presenten sesgos de comportamiento.<sup>13</sup> Daniel y Titman (1999) encuentran pruebas positivas para sus predicciones en el mercado estadunidense.

Para contrastar si la existencia de efecto *momentum* en el mercado de valores mexicano es compatible con las predicciones del modelo de Daniel *et al* (1998) se ha dividido mensualmente la muestra completa en terciles basados en la proporción BTM. Para cada tercil se han construido las cartas correspondientes para obtener las estrategias de *momentum* para cada grupo de BTM. Los resultados segmentados por la variable BTM (véase las partes A, B y C del cuadro 3) permiten dar cierto apoyo empírico a la influencia significativa del sesgo de sobreconfianza en la explicación del efecto *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores.<sup>14</sup> Si bien las rentabilidades de las estrategias de períodos de formación cortos son similares (incluso quizás algo mayores) en las empresas de alto BTM frente a las de bajo BTM, en las de mayor periodo de formación ( $J = 9$  y  $K = 9$  y 12 y  $J = 12$   $K = 3, 6, 9$  y 12) la rentabilidad de las estrategias de *momentum* es positiva y significativa en las

<sup>13</sup> De hecho, Muga y Santamaría (2007d) muestran que acciones que presentan altos niveles de estas características, como son los activos de la nueva economía, son aquellas en las que se observa de manera más importante el efecto *momentum*.

<sup>14</sup> En dichas partes se recogen las rentabilidades ajustadas con el modelo DCAPM. Los resultados con el modelo de Fama y French, no incluidos en el trabajo, son totalmente coincidentes.

**CUADRO 3.** *Rentabilidades mensuales ajustadas por el modelo DCAPM correspondientes a las estrategias de momentum (1993-2006)<sup>a</sup>*

(Porcentaje)

	K 3	K 6	K 9	K 12
<b>A. Empresas de BTM alto</b>				
J 3	0.88	0.78	0.98	0.75
Valor <i>p</i>	0.09	0.04	0.02	0.03
J 6	0.73	0.74	0.60	0.32
Valor <i>p</i>	0.09	0.11	0.16	0.42
J 9	1.08	0.86	0.56	0.46
Valor <i>p</i>	0.06	0.12	0.28	0.35
J 12	0.48	0.47	0.53	0.35
Valor <i>p</i>	0.44	0.45	0.38	0.54
<b>B. Empresas de BTM medio</b>				
J 3	0.41	0.53	0.54	0.36
Valor <i>p</i>	0.48	0.17	0.11	0.23
J 6	1.06	0.89	0.90	0.85
Valor <i>p</i>	0.08	0.08	0.04	0.04
J 9	0.94	0.78	0.88	0.84
Valor <i>p</i>	0.13	0.15	0.06	0.05
J 12	0.61	0.73	0.88	0.87
Valor <i>p</i>	0.26	0.11	0.05	0.04
<b>C. Empresas de BTM bajo</b>				
J 3	0.85	0.72	0.67	0.47
Valor <i>p</i>	0.03	0.02	0.01	0.04
J 6	0.61	0.80	0.67	0.52
Valor <i>p</i>	0.15	0.02	0.03	0.06
J 9	1.07	0.93	0.81	0.76
Valor <i>p</i>	0.01	0.01	0.02	0.02
J 12	1.00	1.00	0.88	0.93
Valor <i>p</i>	0.02	0.01	0.02	0.01

<sup>a</sup> Muestra completa de acciones de la Bolsa Mexicana de Valores clasificadas por terciles en función de la proporción valor en libro/valor de mercado (BTM).

empresas de bajo BTM y claramente mayor que la que se obtiene en las empresas de alto BTM en las que, además, no es significativamente distinta de 0.

Estos resultados para las estrategias de largo periodo de formación son acordes con las predicciones de Daniel y Titman (1999) respecto a la influencia de la sobreconfianza en el efecto *momentum*. No obstante, la explicación que ofrece esta variable no es total, ya que no se observan diferencias en las estrategias de menor tiempo de formación. En consecuencia, los resultados parecen confirmar que el sesgo de sobreconfianza puede tener cierta capacidad

explicativa, pero no se trata del causante único de las rentabilidades ofrecidas por las estrategias de *momentum* durante el periodo analizado, lo que refuerza el argumento de la necesidad de estudiar distintos mercados de valores antes de inferir conclusiones generalizables como suele ser frecuente en la bibliografía anglosajona.

Una segunda vía de contraste del modelo de Daniel *et al* (1998) se presenta en el trabajo de Cooper *et al* (2004) que vincula el efecto *momentum* con el estado del mercado. Según esos autores si los sesgos de sobreconfianza y autoatribución tienen capacidad explicativa del efecto *momentum*, éste debería presentarse más claramente en periodos alcistas del mercado. Sus resultados para el mercado estadunidense confirman sus hipótesis. De manera similar a lo realizado en el citado trabajo se ha contrastado el comportamiento del efecto *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores en función del estado del mercado, utilizando para ello la siguiente regresión:

$$R_{mom,t} = \alpha + \beta_{UP} D_{UP,t} + \beta_{DOWN} D_{DOWN,t} + \epsilon_t \quad (10)$$

a partir de la cual pueden realizarse diferentes contrastes. En particular, si la media de las rentabilidades de las diferentes estrategias de *momentum* es nula en alguno de los estados de mercado o si las medias de las rentabilidades de dichas estrategias son iguales entre periodos alcistas y bajistas de mercado.

Cooper *et al* (2004) presentan resultados considerando que un mercado se encuentra en fase alcista cuando la rentabilidad acumulada durante los pasados 36 meses del mismo es positiva (asignando en ese mes un 1 a la variable  $D_{UP}$  y un 0 a la variable  $D_{DOWN}$ ) y que se encuentra en una fase bajista cuando su rentabilidad acumulada durante esos 36 meses es 0 o negativa (asignando 0 en ese mes a la variable  $D_{UP}$  y 1 a la variable  $D_{DOWN}$ ). Dichos autores también utilizan periodos más cortos a los 36 meses para definir el estado del mercado con la finalidad de robustecer sus resultados. En este trabajo, y dado que la duración de las fases alcistas y bajistas en mercados emergentes pueden resultar relativamente más cortas que en mercados desarrollados, como muestran Muga y Santamaría (2008), se ha considerado que el mercado se encuentra en fase alcista (bajista) si sus rentabilidades acumuladas durante los 12 meses anteriores son positivas (negativas o nulas).

El cuadro 4 muestra los resultados del análisis con rentabilidades ordinarias cuando se utiliza como proxy del estado del mercado las rentabilidades acumuladas del IPC correspondientes a los 12 meses anteriores al momento

**CUADRO 4. Rentabilidades ordinarias correspondientes a las diferentes estrategias de momentum diferenciadas entre estados alcistas y bajistas del mercado<sup>a</sup>**

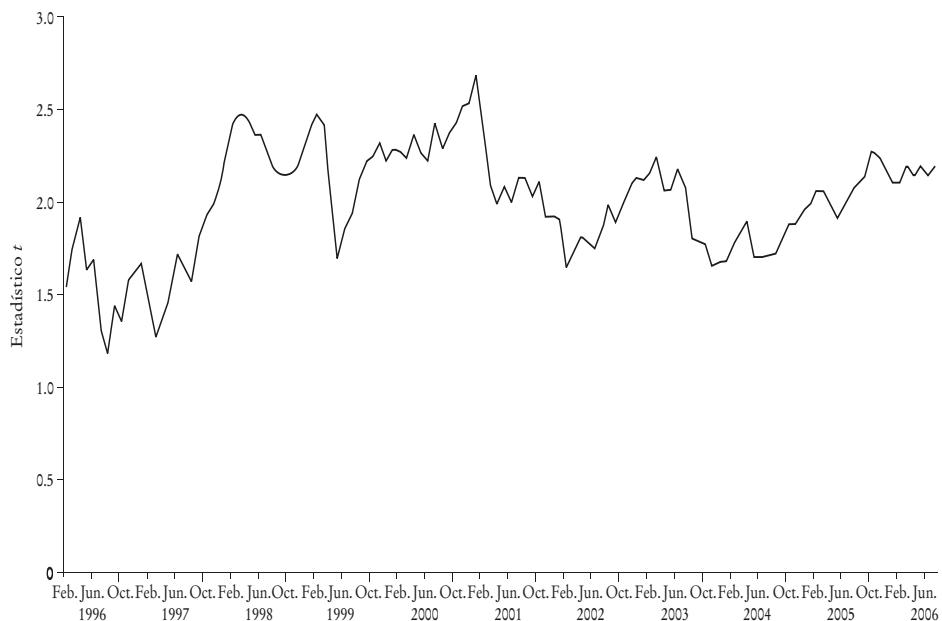
<i>Estrategias</i>	<i>Alcista</i>		<i>Bajista</i>		<i>Prueba de Wald</i>	
	<i>IPC</i>	<i>S&amp;P</i>	<i>IPC</i>	<i>S&amp;P</i>	<i>IPC</i>	<i>S&amp;P</i>
MOM33	0.46*	0.49*	0.21	0.09	0.42	1.40
MOM36	0.43*	0.49*	0.22	0.01	0.42	2.18
MOM39	0.30*	0.40*	0.47	0.16	0.23	1.40
MOM312	0.26*	0.34*	0.21	0.07	0.03	3.17**
MOM63	1.35*	1.54*	0.28	0.45	1.28	6.65
MOM66	1.09*	1.24*	0.60	0.08	0.20	2.11
MOM69	0.85*	0.93*	0.37	0.10	0.27	1.08
MOM612	0.75*	0.92*	0.24	0.33	0.42	2.75**
MOM93	1.26*	1.41*	1.02*	0.51	0.06	0.98
MOM96	1.18*	1.29*	0.45	0.05	0.43	1.52
MOM99	0.91*	1.06*	0.49	0.06	0.17	1.68
MOM912	0.79*	1.07*	0.32	0.62	0.28	4.12*
MOM123	1.32*	1.50*	0.66	0.04	0.38	2.60**
MOM126	1.18*	1.32*	0.36	0.16	0.53	2.21
MOM129	1.00*	1.22*	0.31	0.45	0.42	3.16**
MOM1212	0.83*	1.16*	0.18	0.90**	0.42	5.75*

<sup>a</sup> Un periodo se define como alcista (bajista) si los rendimientos del mercado han sido positivos (negativos o nulos) durante los 12 meses anteriores al periodo de formación de las estrategias. En el cuadro se presentan como *proxies* del estado de mercado el índice IPC correspondiente a la Bolsa Mexicana de Valores y el índice S&P500 del mercado estadounidense. Además se presenta la prueba de Wald de diferencia de los coeficientes asociados a momentos alcistas y bajistas. Los signos \* y \*\* destacan las rentabilidades y coeficientes que resultan significativos con un nivel de significación del 5 y el 10%, respectivamente, según el estadístico *t* corregido por el procedimiento de Newey West.

de formación de las estrategias de *momentum*. Se observa que, en general, las rentabilidades de las estrategias después de periodos alcistas del mercado resultan significativas, que no las que se producen después de periodos bajistas del mercado. No obstante, debido a la notoria variabilidad de las rentabilidades (particularmente en el caso de periodos bajistas), las diferencias de rentabilidades entre periodos alcistas y bajistas no resultan significativas, según la prueba de Wald.

Si se opta por utilizar el índice S&P500 como *proxy* de estado del mercado<sup>15</sup> se obtienen unos resultados similares, aunque un poco más favorables a la hipótesis de Cooper *et al* (2004), puesto que algunas de las estrategias

<sup>15</sup> Se ha realizado un análisis similar utilizando la rentabilidad acumulada del índice S&P500 como *proxy* de estado del mercado, dado que se ha mostrado que el mercado mexicano y el estadounidense se encuentran cointegrados. Además, este último podría ser un mercado de referencia para generar expectativas acerca de la evolución del mercado mexicano.

GRÁFICA 1. *MOM126 forward rollings*GRÁFICA 2. *MOM126 backward rolling*

ofrecen rentabilidades estadísticamente superiores después de mercados alcistas según la prueba de Wald.

No obstante, las frecuentes crisis que sufren los mercados emergentes afectan negativamente la presencia de los sesgos de sobreconfianza y autoatribución en los agentes y, por tanto, la existencia de un efecto *momentum* causado por ellos (véase Muga y Santamaría, 2008). Ello debido a la ausencia de períodos alcistas suficientemente prolongados que ocasionan el optimismo en los inversionistas y a la posibilidad de que el efecto *momentum* pueda responder a causas diferentes de los citados sesgos, como pudiera ser el efecto disposición, haciendo más compleja su interpretación.

Una opción interesante para visualizar el potencial efecto de las diferentes crisis que ha sufrido la Bolsa Mexicana de Valores durante el periodo objeto de estudio en las rentabilidades proporcionadas por las estrategias de *momentum* consiste en la utilización de procedimientos *forward* y *backward rolling* con los estadísticos *t* correspondientes a las series de cada una de las estrategias analizadas (véase Muga y Santamaría, 2007e). Estos procedimientos pueden ayudar a analizar en qué momento se producen cambios en los rendimientos de las estrategias de *momentum*, y por tanto, son instrumentos útiles para visualizar si fenómenos como la crisis de 1995, el contagio de la crisis asiática de 1997, o la crisis tecnológica de 2001 tienen efecto en las rentabilidades de *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores.

En concreto, el procedimiento *forward rolling* consiste en calcular el estadístico *t* correspondiente a la serie de rentabilidades obtenidas por las estrategias de *momentum* durante los primeros 24 meses del periodo objeto de estudio e ir añadiendo progresivamente rentabilidades para observar cómo se comporta dicho estadístico *t*. Este procedimiento debe complementarse con un *backward rolling* por el que a partir de las rentabilidades de las estrategias de los últimos 24 meses del periodo objeto de estudio se calcula un estadístico *t*, que volverá a recalcularse añadiendo a estos meses el mes anterior y así sucesivamente. De esta manera se obtiene series de estadísticos *t* correspondientes a las estrategias de *momentum* desplazándonos hacia atrás. La conjunción de ambos procedimientos permite precisar cambios en el comportamiento de las rentabilidades de las estrategias.

Los resultados para el procedimiento *forward rolling* para una estrategia con un periodo de formación de 12 meses y un periodo de mantenimiento de seis meses se observan en la gráfica 1 y los resultados para el *backward rolling* complementario se encuentran en la gráfica 2. En la gráfica 1 se ob-

serva que durante los primeros 24 meses la estrategia proporciona rentabilidades positivas aunque no significativas (estadístico  $t$  alrededor de 1.5) dichas bajas rentabilidades de la estrategia se prolongan hasta marzo de 1997, periodo que se podría asociar con la crisis económica mexicana.<sup>16</sup> Posteriormente se observa un crecimiento del estadístico  $t$  hasta principios de 2001, cuando alcanza un máximo, momento a partir del cual las rentabilidades de la estrategia se deterioran hasta aproximadamente noviembre de 2003, periodo que podría estar asociado al contagio al mercado mexicano de la crisis de las empresas tecnológicas y que tuvo su origen en el mercado estadounidense.<sup>17</sup> A partir de este punto vuelve a observarse un crecimiento en el estadístico  $t$  asociado a la estrategia.

Tal y como se ha comentado, los resultados del *forward rolling* deben ser complementados con un procedimiento *backward rolling* que se registra en la gráfica 2, leyéndose los resultados de derecha a izquierda. Como puede observarse, se detectan rentabilidades positivas de la estrategia durante los últimos 24 meses del periodo objeto de estudio, decayendo el estadístico  $t$  de manera apreciable en el periodo noviembre de 2003 a marzo de 2001, momento en el que el estadístico  $t$  calculado alcanza un mínimo, confirmando las rentabilidades bajas de la estrategia durante la crisis tecnológica apuntadas en la gráfica anterior. Sin embargo al retroceder en el tiempo se observa un crecimiento del estadístico  $t$  sin alteraciones relevantes, salvo una caída brusca a fines de los años noventa. El pequeño número de observaciones entre el comienzo de la muestra y el comienzo de los efectos de la crisis “tequila” hace que el efecto de ésta en las rentabilidades de las estrategias de *momentum* apenas sea perceptible por el procedimiento *backward rolling*.<sup>18</sup>

En resumen, a partir de estos análisis se puede afirmar que las rentabilidades de las estrategias de *momentum* en el Bolsa Mexicana de Valores fueron muy afectadas por la crisis de las empresas tecnológicas, contagiada del mercado estadounidense a principios del presente siglo, así como por la crisis “tequila” de mediados de los años noventa. En realidad, en ambos subperiodos

<sup>16</sup> Hacemos referencia a la crisis económica mexicana desatada a fines de 1994 (también denominada “efecto tequila” o “error de diciembre”).

<sup>17</sup> Es posible que la economía mexicana también haya sufrido cierto efecto del “Corralito” argentino (diciembre de 2001), pero los resultados obtenidos no permiten observar un efecto contemporáneo relevante en el mercado de valores mexicano.

<sup>18</sup> Los resultados de los análisis *forward* y *backward rolling* para el resto de estrategias de *momentum* presentan resultados similares, si bien en estrategias con periodos de formación más cortos el efecto de la crisis tequila resulta mayor, debilitándose el efecto negativo de la crisis de las empresas tecnológicas observado para las estrategias con periodos de formación más largos.

las estrategias de *momentum* no presentan rentabilidades significativas.<sup>19</sup> Las consecuencias del contagio de la crisis asiática fueron menos perceptibles, al menos en lo referente a su efecto en este tipo de estrategias.

Una cuestión adicional en la que cabría reflexionar es la gran cantidad de picos que se observan en ambas gráficas, lo que puede dar una idea de la inestabilidad de la estrategia en este mercado. Estos resultados unidos a los relacionados con el BTM, así como los que relacionan el efecto *momentum* con el estado del mercado presentados en este trabajo, avalan la hipótesis del carácter multifactorial de las rentabilidades obtenidas por las estrategias de *momentum*, dado que no parece que éstas se puedan atribuir únicamente a la presencia de agentes con sesgos de sobreconfianza y autoatribución.

## 2. Momentum y difusión de la información

Una de las explicaciones ofrecidas al efecto *momentum*, aunque no exige directamente la existencia de sesgos psicológicos, es la ofrecida por Hong y Stein (1999), quienes plantean un modelo con dos clases de inversionistas (“observadores de noticias” y “negociadores de *momentum*”) que operan con conjuntos diferentes de información. Como consecuencia de la actividad de los primeros la información se incorpora lentamente en los precios, que ocasiona una continuación de rentabilidades. Dicha continuación es aprovechada por los segundos que producen un mayor mantenimiento de dicha tendencia. Los beneficios de las estrategias de *momentum* se deben, por tanto, a una infrareacción inicial de los precios, seguida por una sobrereacción. Finalmente se produce una reversión a sus fundamentales en el largo plazo.

Para contrastar esta explicación Hong, Lim y Stein (2000) proponen utilizar el tamaño como *proxy*, de modo que la difusión de la información será

<sup>19</sup> Pese a no ser una crisis de origen local, el efecto de la crisis de las empresas tecnológicas contagia- da del mercado estadounidense fue muy relevante en cuanto a las rentabilidades de las estrategias de *momentum*. Ninguna de las estrategias resultó significativa y su valor medio fue inferior a 0.3% ( $m_3 = -0.3\%$ ;  $m_6 = 0.7\%$ ;  $m_9 = 0.2\%$  y  $m_{12} = -0.3\%$ ). El efecto de la crisis tequila también resultó importante, aunque no tan determinante. Las rentabilidades de las estrategias de *momentum* desde diciembre de 1994 a diciembre de 1995 oscilaron entre 0.5 y 2.6%, sólo resultando la estrategia  $m_6 = 0.6\%$  significativa a 5% de nivel de significación. Su mayor valor medio contrasta con una gran variabilidad que ocasiona su ausencia de significación. El análisis de las rentabilidades desde el comienzo del periodo hasta fines de 1999 ofrece rentabilidades significativas superiores a 1%, con la excepción de la estrategia  $m_{12} = -1.2\%$ , lo que permite afirmar que el efecto del contagio de la crisis asiática en las rentabilidades de las estrategias del efecto *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores no fue muy importante.

menor cuanto menor sea el tamaño de la empresa. Estos autores también proponen otra medida del grado de difusión de la información basada en la cobertura de los analistas. La razón es que el tamaño puede estar midiendo otros aspectos y no únicamente el perseguido.

Con objeto de verificar el efecto del tamaño, y de manera indirecta de la velocidad de la difusión de la información, en las rentabilidades de las estrategias de *momentum* en el mercado mexicano se ha realizado un análisis similar al expuesto en la sección anterior con el BTM. Se ha dividido la muestra completa en terciles en función del tamaño de la empresa en cada momento y posteriormente se ha contrastado el efecto *momentum* para cada uno de los grupos de capitalización. Si el tamaño es una variable relevante deberían observarse diferencias en las rentabilidades de las estrategias de *momentum* entre los tres grupos construidos. En concreto, si la causa del efecto *momentum* es la incorporación lenta de la información en los precios y ello se observa más claramente en las empresas de pequeño tamaño, como proponen Hong, Lim y Stein (2000), se debería observar una mayor rentabilidad de dichas estrategias en el grupo de empresas pequeñas.

El cuadro 5 recoge las rentabilidades ajustadas por el modelo DCAPM para los tres grupos construidos en función del tamaño<sup>20</sup> (partes A, B y C). Como puede apreciarse, no hay diferencias muy importantes entre las rentabilidades de las distintas estrategias en los diferentes grupos de capitalización. En realidad, la mayoría de las rentabilidades obtenidas no resultan significativas en los distintos grupos.<sup>21</sup> Ello parece sugerir que el tamaño no es una variable, *per se*, determinante en la explicación de las rentabilidades de las estrategias de *momentum* para el periodo analizado.

Como se ha señalado, otra variable interesante para intentar contrastar esta explicación es la cobertura de analistas, esto es, si hay analistas o expertos que tienen que realizar previsiones en fechas concretas respecto a distintas variables económico-financieras de las empresas. En el presente caso se han creado dos grupos de empresas: las que tienen pronósticos en la base de datos I/B/E/S y las que no los tienen. Hay que señalar que la incorporación de gran parte de las empresas que actualmente tienen este tipo de informa-

<sup>20</sup> Los resultados con rentabilidades ajustadas por Fama y French conducen a las mismas conclusiones, tanto por grupo particular como en el contraste de diferencia de medias.

<sup>21</sup> Los valores medios de las estrategias de *momentum* en el grupo de acciones de tamaño pequeño son mayores que en las de tamaño grande. No obstante, la alta variabilidad en este grupo impide obtener valores significativos. Igualmente puede ser la causante de no ofrecer diferencias significativas entre ambos grupos.

**CUADRO 5. Rentabilidades mensuales por el modelo DCAPM correspondientes a las estrategias de momentum (1993-2006)<sup>a</sup>**

(Porcentaje)

	K 3	K 6	K 9	K 12
<b>A. Empresas de tamaño grande</b>				
J 3	0.38	0.46	0.48	0.24
Valor <i>p</i>	0.22	0.06	0.02	0.19
J 6	0.65	0.78	0.61	0.45
Valor <i>p</i>	0.10	0.02	0.04	0.11
J 9	0.97	0.76	0.60	0.51
Valor <i>p</i>	0.01	0.04	0.07	0.11
J 12	0.43	0.48	0.50	0.46
Valor <i>p</i>	0.31	0.21	0.17	0.19
<b>B. Empresas de tamaño mediano</b>				
J 3	0.82	0.65	0.72	0.64
Valor <i>p</i>	0.10	0.07	0.01	0.07
J 6	0.81	0.95	0.77	0.49
Valor <i>p</i>	0.10	0.04	0.06	0.19
J 9	1.10	0.80	0.60	0.30
Valor <i>p</i>	0.03	0.12	0.19	0.49
J 12	0.76	0.66	0.37	0.28
Valor <i>p</i>	0.17	0.21	0.46	0.56
<b>C. Empresas de tamaño pequeño</b>				
J 3	0.81	0.46	0.54	0.41
Valor <i>p</i>	0.22	0.37	0.30	0.37
J 6	0.43	0.24	0.68	0.92
Valor <i>p</i>	0.54	0.71	0.24	0.07
J 9	1.00	0.81	0.99	1.23
Valor <i>p</i>	0.15	0.21	0.13	0.04
J 12	1.07	1.19	1.46	1.26
Valor <i>p</i>	0.19	0.16	0.05	0.06

<sup>a</sup> Muestra completa de acciones de la Bolsa Mexicana de Valores clasificadas por terciles en función del tamaño de la empresa.

ción es muy reciente y el criterio de asignación ha sido tener o no tener registro en la base de datos al final del espacio muestral. Ello puede incidir en los resultados porque algunas de las empresas pertenecientes al grupo que tiene cobertura es posible que disponga de ella desde momentos muy recientes y, en consecuencia, quizás podría cuestionarse su pertenencia a uno u otro grupo. Desafortunadamente no disponemos de la fecha a partir de la cual los analistas realizan sus pronósticos para una empresa en concreto, lo que hace difícil su correcta asignación. En cualquier caso, a pesar de esas im-

**CUADRO 6. Rentabilidades mensuales ajustadas por el modelo DCAPM correspondientes a las estrategias de momentum (1993-2006)<sup>a</sup>**

(Porcentaje)

	K 3	K 6	K 9	K 12
<b>A. Empresas con cobertura en el I/B/E/S (Fama y French)</b>				
J 3	0.71	0.68	0.60	0.39
Valor $p$	0.07	0.02	0.01	0.06
J 6	0.78	0.59	0.43	0.31
Valor $p$	0.06	0.11	0.26	0.36
J 9	0.73	0.51	0.43	0.44
Valor $p$	0.07	0.22	0.29	0.27
J 12	0.69	0.44	0.34	0.34
Valor $p$	0.09	0.32	0.42	0.42
<b>B. Empresas con cobertura en el I/B/E/S (DCAPM)</b>				
J 3	0.71	0.74	0.61	0.35
Valor $p$	0.05	0.01	0.01	0.11
J 6	0.85	0.59	0.35	0.24
Valor $p$	0.03	0.11	0.33	0.49
J 9	0.67	0.46	0.35	0.35
Valor $p$	0.11	0.26	0.38	0.39
J 12	0.64	0.38	0.26	0.24
Valor $p$	0.12	0.39	0.54	0.57
<b>C. Empresas sin cobertura I/B/E/S (Fama y French)</b>				
J 3	1.77	1.14	1.23	1.17
Valor $p$	0.04	0.06	0.02	0.03
J 6	1.06	0.81	1.26	1.52
Valor $p$	0.18	0.30	0.10	0.03
J 9	1.25	1.30	1.37	1.27
Valor $p$	0.13	0.13	0.10	0.07
J 12	1.78	1.83	1.51	1.51
Valor $p$	0.07	0.06	0.10	0.06
<b>D. Empresas sin cobertura I/B/E/S (DCAPM)</b>				
J 3	1.88	1.24	1.20	1.07
Valor $p$	0.02	0.03	0.02	0.03
J 6	1.34	1.01	1.32	1.55
Valor $p$	0.09	0.18	0.07	0.03
J 9	1.27	1.31	1.22	1.11
Valor $p$	0.09	0.11	0.13	0.09
J 12	1.86	1.87	1.46	1.49
Valor $p$	0.05	0.06	0.11	0.07

<sup>a</sup> Muestra completa de acciones de la Bolsa Mexicana de Valores clasificadas en función de su cobertura por parte de los analistas.

precisiones, tiene interés analizar esta variable para verificar si se obtienen diferencias importantes entre ambos grupos.

El cuadro 6 presenta las rentabilidades de las estrategias de *momentum* para ambos grupos. En las partes A y B se recogen las rentabilidades ajustadas con los modelos de Fama y French y DCAPM de las empresas que tienen actualmente cobertura de analistas en la base I/B/E/S y en las partes C y D se recoge la misma información para las empresas que no la poseen.

En el caso de las empresas con cobertura de analistas, tan sólo hay dos y tres estrategias significativamente positivas para rentabilidades ajustadas por Fama y French y DCAPM, respectivamente, a 5%. El número se eleva a siete y cinco estrategias significativas a 10%. En cambio para empresas sin cobertura estos datos cambian de manera sensible. Si bien tan sólo hay cuatro y cinco estrategias significativas a 5%, respectivamente, este número aumenta a 12 en ambos casos para una significación de 10 por ciento.

Estos resultados sugieren que la cobertura de analistas, que es una *proxy* de la atención que reciben los títulos y, por tanto, de su mayor facilidad para que la información se incorpore rápidamente a los precios, tiene cierta capacidad explicativa del fenómeno del *momentum* en este mercado. Es posible que la gran variabilidad de la serie de rentabilidades de las estrategias de *momentum* entre las empresas sin cobertura de analistas conduzca a que no se obtengan unos resultados más claros, dado que los valores medios son muy altos.

No obstante, tanto el tamaño como la cobertura de analistas son variables que intentan aproximar la mayor o menor facilidad con la que la información se incorpora en los precios. En el caso de la cobertura, se obtendría una mejor medida si, además de recoger si una empresa tiene cobertura o no, se pudiese conocer el número de analistas que realiza la cobertura, tal y como muestran Hong, Lim y Stein (2000). Desafortunadamente carecemos de esa información. Además, la cobertura de analistas en la base I/B/E/S es muy reciente, por lo que la medida puede ser poco precisa.

Una variable que puede aproximar en mejor medida ambas características es la pertenencia o no a un índice selectivo. Lógicamente las acciones *blue chips* tienen, en general, un mayor tamaño, una mayor cobertura de analistas, así como un seguimiento más directo de los inversionistas institucionales y de los internacionales. Ello supone un claro incentivo a una incorporación más rápida de la información que en empresas menos “visibles” a los inversionistas.

**CUADRO 7. Rentabilidades mensuales de las estrategias  
de momentum (1993-2006)<sup>a</sup>**

(Porcentaje)

	K 3	K 6	K 9	K 12
<b>A. Rentabilidades ordinarias</b>				
J 3	0.24	0.27	0.42	0.27
Valor <i>p</i>	0.55	0.37	0.08	0.27
J 6	0.71	0.78	0.59	0.48
Valor <i>p</i>	0.09	0.04	0.12	0.18
J 9	0.80	0.56	0.41	0.30
Valor <i>p</i>	0.08	0.23	0.36	0.51
J 12	0.62	0.61	0.23	0.18
Valor <i>p</i>	0.21	0.21	0.64	0.69
<b>B. Rentabilidades ajustadas por Fama y French</b>				
J 3	0.22	0.16	0.36	0.27
Valor <i>p</i>	0.61	0.61	0.13	0.25
J 6	0.57	0.70	0.60	0.51
Valor <i>p</i>	0.17	0.05	0.08	0.13
J 9	0.81	0.61	0.47	0.39
Valor <i>p</i>	0.07	0.19	0.27	0.34
J 12	0.66	0.66	0.30	0.28
Valor <i>p</i>	0.16	0.16	0.52	0.53
<b>C. Rentabilidades ajustadas por DCAPM</b>				
J 3	0.25	0.28	0.43	0.28
Valor <i>p</i>	0.55	0.37	0.08	0.27
J 6	0.71	0.78	0.60	0.49
Valor <i>p</i>	0.09	0.04	0.12	0.18
J 9	0.80	0.56	0.41	0.30
Valor <i>p</i>	0.08	0.23	0.37	0.51
J 12	0.62	0.20	0.23	0.18
Valor <i>p</i>	0.21	0.22	0.65	0.70

<sup>a</sup> Muestra de empresas pertenecientes al índice selectivo IPC.

En consecuencia, si la menor visibilidad de las acciones puede ser una característica que presenten los títulos que forman parte de las estrategias de *momentum*, el cálculo de estas estrategias para el subconjunto de activos que forman parte de un índice selectivo, en este caso el IPC, no debería ofrecer rentabilidades positivas o, en su caso, ser claramente menores que las obtenidas para el total de las acciones.

El cuadro 7 recoge las rentabilidades ordinarias (parte A) y ajustadas con los modelos de Fama y French y DCAPM (partes B y C) de las estrategias de

*momentum* para las empresas registradas en el IPC. Como puede observarse, las rentabilidades no son significativamente distintas de 0, tanto las ordinarias como las ajustadas por Fama y French y DCAPM. Tan sólo la estrategia 6-6 es significativa a 5% (tanto en rentabilidades ordinarias como ajustadas) y tres y cuatro estrategias (no coincidentes entre ajustes) si se permite una de significación de 10%. En cualquier caso, las rentabilidades son claramente más reducidas que las correspondientes a la muestra completa de títulos (véase cuadro 1). Ello indica claramente que el fenómeno de continuación de rentabilidades en la Bolsa Mexicana de Valores puede estar asociado a la menor visibilidad de las acciones.

El resultado obtenido no puede ser interpretado de una manera ingenua, en el sentido de que las acciones *blue chips* no pueden formar parte de las estrategias de *momentum* o que las estrategias de *momentum* establecidas en acciones pertenecientes a un índice selectivo no van a arrojar rentabilidades significativamente positivas. Lo que permiten confirmar los resultados es que el efecto *momentum* se relaciona de una manera negativa con la visibilidad de las acciones, entendida por su cobertura por analistas, inversionistas expertos, grandes inversionistas internacionales, etc. En realidad, en el caso concreto del mercado y periodo analizados, únicamente se obtienen rentabilidades positivas y significativas en el total de empresas, pero no para la muestra de acciones más visibles. Si bien este resultado concreto no puede extenderse, la relación negativa entre visibilidad y *momentum*, que se ha manifestado de manera muy clara en este artículo, sí parece factible que pueda generalizarse a otros mercados y activos.

## CONCLUSIONES

En el presente artículo se ha presentado pruebas favorables a la existencia de efecto *momentum* en la Bolsa Mexicana de Valores para el periodo 1993-2006. Además, se ha mostrado que las rentabilidades obtenidas por dichas estrategias no parecen poder justificarse ni por compensación por riesgos asumidos ni por los costos de transacción implicados en dichas estrategias.

Estos resultados han planteado el interés por analizar explicaciones encerradas dentro de los modelos de comportamiento de los inversionistas. En particular, se ha analizado la capacidad explicativa de los sesgos de sobreconfianza y autoatribución y la potencial relación entre el *momentum* y la difusión de la información en los títulos.

La aproximación indirecta utilizada para medir el efecto de los sesgos de sobreconfianza y autoatribución ha permitido observar que éstos pueden tener cierta capacidad explicativa de los resultados, pero no puede imputárseles la responsabilidad completa de dicho efecto, lo que avala la hipótesis del carácter multifactorial del origen de las rentabilidades asociadas al efecto *momentum*.

Por último se ha analizado el papel del tamaño, la cobertura de analistas y la pertenencia al índice selectivo IPC como *proxies* de la difusión de información en los títulos. Los resultados con el tamaño y la cobertura, aunque apuntan en el sentido deseado, no son suficientemente concluyentes. Sin embargo, la pertenencia al índice selectivo, que podría indicar una medida de la visibilidad de una acción (y consecuentemente de unas características peculiares de tamaño, cobertura de analistas, seguimiento por los expertos y por los inversionistas institucionales, tanto nacionales como extranjeros) ha resultado determinante en la magnitud de las rentabilidades asociadas a las estrategias de *momentum*. En concreto, en la muestra de acciones más visibles (las pertenecientes al índice selectivo IPC), no se obtienen rentabilidades significativamente distintas de 0. En cambio, en la muestra total de títulos se obtienen rentabilidades significativamente positivas para la práctica totalidad de las estrategias consideradas, tanto ordinarias como ajustadas por riesgo. Ello permite influir una conclusión que puede tener cierta capacidad de generalización para otros activos y mercados y es que la visibilidad de las acciones se relaciona negativamente con la continuación de las rentabilidades y, en consecuencia, con las rentabilidades anormales asociadas a las estrategias de *momentum*. Esta visibilidad está asociada con una mayor rapidez en la incorporación de la información, motivada por el seguimiento interesado de un mayor volumen de agentes especializados.

En cualquier caso, la visibilidad tampoco puede interpretarse de manera simple, en el sentido de que las empresas más visibles nunca van a formar parte de las carteras de *momentum* o que con muestras formadas exclusivamente con acciones que están registradas en índices selectivos nunca se van a obtener rentabilidades positivas asociadas a las estrategias de *momentum*. Como se dijo líneas arriba, el origen de las rentabilidades asociadas al efecto *momentum* parece ser multifactorial, en el que determinadas características de los activos (su visibilidad, tamaño, incertidumbre de valoración,...), conjuntamente con las particularidades del comportamiento de los inversionistas, ofrecen una compleja panorámica difícilmente sintetizable en un marco

sencillo con respuestas únicas. Es posible que la investigación en distintos mercados y distintos períodos permita aumentar nuestro conocimiento de una de las anomalías que mayor bibliografía académica ha generado en los años recientes.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barberis, N., A. Shleifer y R. Vishny (1998), "A Model of Investor Sentiment", *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 307-343.
- Barrett, G., y S. Donald (2003), "Consistent Test for Stochastic Dominance", *Econometrica*, 71, pp. 71-104.
- Chordia, T., y L. Shivakumar (2002), "Momentum, Business Cycle and Time Varying Expected Returns", *Journal of Finance*, 57, pp. 985-1019.
- Conrad, J., y G. Kaul (1998), "An Anatomy of Trading Strategies", *Review of Financial Studies*, 11, pp. 489-519.
- Cooper, M. J., R. C. Gutierrez y A. Hameed (2004), "Market States and Momentum", *Journal of Finance*, 59, pp. 1345-1365.
- Daniel, K., y S. Titman (1999), "Market Efficiency in an Irrational World", *Financial Analysts Journal*, 55, pp. 28-40.
- , D. Hirshleifer y A. Subrahmanyam (1998), "Investor Psychology and Security Market under and Overreactions", *Journal of Finance*, 53, pp. 1839-1885.
- Estrada, J. (2000), "The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach", *Emerging Markets Quarterly*, pp. 19-30.
- (2001), "The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach (II)", *Emerging Markets Quarterly*, pp. 63-72.
- (2002), "Systematic Risk in Emerging Markets: The DCAPM", *Emerging Markets Review*, 4, pp. 365-379.
- (2003), "Mean-Semivariance Behaviour (II): The DCAPM", RP N. 493. IESE, febrero.
- , y A. P. Serra (2005), "Risk and Return in Emerging Markets: Family Matters", *Journal of Multinational Financial Management*, 5, pp. 257-272.
- Fama, E., y K. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds" *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56.
- Fong, W. M., W. K. Wong y H. H. Lean (2005), "International Momentum Strategies: a Stochastic Dominance Approach", *Journal of Financial Markets*, 8.
- Fuertes, A. M., J. Miffre y H. W. Tan (2005), "Momentum Profits and non Normality Risks", (disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=755645>).
- Griffin, J. M., X. Ji y J. S. Martin (2003), "Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole", *Journal of Finance*, 58, pp. 2515-2548.

- Grinblatt, M. y T. J. Moskowitz (2004), "Predicting Stock Price Movements from Past Returns: The Role of Consistency and Tax Loss Selling", *Journal of Financial Economics*, 71, pp. 541-579.
- Hameed, A., y Y. Kusnadi (2002), "Momentum Strategies: Evidence from Pacific Basin Stock Markets", *Journal of Financial Research*, 25, pp. 383-397.
- Hong, H., T. Lim y J. C. Stein (2000), "Bad News Travel Slowly: Size, Analyst Coverage and the Profitability of Momentum Strategies", *Journal of Finance*, 55, pp. 265-295.
- , J. C. Stein (1999), "An Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets", *Journal of Finance*, 54, pp. 2143-2184.
- Hvidkjaer, S. (2005), "A Trade Based Analysis of Momentum", *Review of Financial Studies*, 19, pp. 457-491.
- Jegadeesh, N. (1990), "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns", *Journal of Finance*, 45, pp. 881-898.
- , S. Titman (1993), "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance*, 48, pp. 65-91.
- Lehmann, B. (1990), "Fads, Martingales and Market Efficiency", *Quarterly Journal of Economics*, 105, pp. 1-28.
- Lesmond, D. A., M. J. Schill y Ch. Zhou (2004), "The Illusory Nature of Momentum Profits", *Journal of Financial Economics*, 71, pp. 349-380.
- Levy, H. (1998), *Stochastic Dominance: Investment Decision Making Under Uncertainty*, Boston, Kluwer.
- Muga, L., y R. Santamaría (2007a), "Momentum Effect in Latin American Emerging Markets", *Emerging Markets Finance and Trade*, 43, 4, pp. 24-45.
- , y — (2007b), "The Momentum Effect in the Spanish Stock Market: Omitted Risk Factors or Investor Behaviour?", *Quantitative Finance*, 7, 6, pp. 637-650.
- , y — (2007c), "Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español", *Investigaciones Económicas*, 31, pp. 323-340.
- , y — (2007d), "New Economy" Firms and Momentum", *Journal of Behavioral Finance*, 8, 2, pp. 109-120.
- , y — (2007e), "The Stock Market Crisis and Momentum. Some Evidence for the Spanish Stock Market during de 1990s", *Applied Financial Economics*, 17, pp. 469-486.
- , y — (2008), "Momentum and Market States in Latin American Emerging Markets", Laro Beridze (comp.), *Economics of Emerging Markets*, Nova Science Publishers Inc.
- Newey, W. K., y K. D. West (1987), "A Simple Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Matrix", *Econometrica*, 55, pp. 703-705.
- Rouwenhorst, K. G. (1998), "International Momentum Strategies", *Journal of Finance*, 53, pp. 267-284.

Rouwenhorst, K. G. (1999), "Local Return Factors and Turnover in Emerging Stocks Markets", *Journal of Finance*, 54, pp. 1439-1464.

Van der Hart J., E. Slagter y D. Van Dijk (2003) "Stock Selection Strategies in Emerging Markets", *Journal of Empirical Finance*, 10, pp. 105-132.