

El sentimiento del inversor y las rentabilidades de las acciones. El caso español *

*Investor sentiment and stock returns.
The Spanish case*

Pilar Corredor **. Universidad Pública de Navarra

Elena Ferrer. Universidad Pública de Navarra

Rafael Santamaría. Universidad Pública de Navarra

RESUMEN El presente trabajo analiza el efecto del sentimiento en las rentabilidades de los activos del mercado español. Los resultados muestran un efecto significativo del índice de sentimiento local sobre las rentabilidades de los activos del propio mercado, tanto sobre el mercado en su conjunto como en carteras de activos más sensibles por su dificultad de valoración o de arbitraje. También se ha mostrado la existencia de un efecto del sentimiento en dos esferas diferentes, una de ámbito más global y otra de ámbito local independiente de la anterior, probablemente ligada a aspectos institucionales o culturales del mercado. Si bien el primero causa al segundo, no se encuentra evidencia de que el mecanismo de transmisión esté relacionado con la actividad real asociada con los flujos de capitales entre mercados. El análisis del efecto del sentimiento durante la última crisis financiera robustece los resultados. No obstante, el sentimiento global absorbe todo el efecto del sentimiento local lo que deja intuir el carácter global de la crisis actual.

PALABRAS CLAVE Sentimiento del inversor; Sentimiento local; Sentimiento global; Activos difíciles de valorar; Rentabilidades de las acciones; Mercado de valores español.

ABSTRACT This paper analyzes the investor sentiment effect in the Spanish stock returns. The findings show that local sentiment has a significant influence on their own future returns, not only on the market as a whole but also on stocks that are hard to value and more costly and risky to arbitrage. We also find that both global and local sentiment have a significant influence on returns, the latter probably linked to country cultural or institutional characteristics. Although the causality runs from global sentiment to local sentiment, we do not find evidence that private capital flows are one mechanism by which sentiment spreads across markets. The analysis of the sentiment effect during the latest financial crisis increases the robustness of our results. However, global sentiment absorbs the effect of local sentiment, which indicates the global character of the crisis.

KEYWORDS Investor sentiment; Global sentiment; Local sentiment; Hard to value stocks; Stock returns, Spanish stock market.

* **Agradecimientos:** Deseamos agradecer la ayuda financiera del proyecto ECO2009-12819 del Ministerio Español de Ciencia e Innovación y del Ministerio de Economía y Competitividad ECO2012-35946, así como los comentarios y sugerencias realizados por los evaluadores anónimos.

** **Autora para Correspondencia:** Pilar Corredor. Universidad Pública de Navarra. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Campus de Arrosadía, 31006 Pamplona. Tel. +(34) 948166085. Fax + (34) 948166085. E-mail: corredorp@unavarra.es

1. INTRODUCCIÓN

El sentimiento del mercado es una variable considerada en los últimos años como determinante de las rentabilidades de los activos. De hecho, la incorporación de esta variable a los argumentos procedentes de las finanzas del comportamiento ha ayudado a comprender la conducta de los inversores de forma más integral. Factores psicológicos o conductuales permiten abordar los problemas de decisión de los inversores desde un punto de vista más amplio, haciéndolos compatibles con la racionalidad de las decisiones de dichos agentes. En este sentido, Isen (1987), Schwarz (2002) o Au *et al.* (2003) entre otros, argumentan que las emociones se incorporan como información en las elecciones de los inversores, por lo que los inversores negocian de forma diferente en función de esta variable.

El sentimiento, definido como el optimismo o pesimismo de los inversores, representa las expectativas de los participantes en el mercado y, por tanto, mide la percepción global subjetiva acerca del precio de los activos. De acuerdo con los resultados obtenidos fundamentalmente en el mercado americano, esta variable parece ser capaz de explicar las rentabilidades futuras de los activos (Qiu y Welch, 2004; Brown y Cliff, 2005; Lemmon y Portnaguina, 2006; y Baker y Wurgler, 2006, 2007). No obstante, también se ha observado la influencia del sentimiento sobre otras relaciones o componentes del mercado, como la regla media varianza (Yu y Yuan, 2010) o la ratio valor en libros-valor de mercado (Kothari y Shanken, 1997), entre otras.

Baker y Wurgler (2006, 2007) argumentan la existencia de activos más sensibles a la demanda especulativa y que, por tanto, se verían más afectados por el sentimiento. Activos difíciles de valorar o arbitrar son candidatos perfectos a verse más influidos por la subjetividad en la toma de decisiones y, en consecuencia, por el sentimiento. En general, se trata de activos de tamaño pequeño, volátiles, jóvenes, que no pagan dividendos, y también los de alta y baja ratio valor en libros-valor de mercado. La idea subyacente en estos trabajos es que en momentos de alto/bajo sentimiento los activos más sensibles se encontrarán sobrevalorados/infravalorados por lo que su rentabilidad futura será menor/mayor debido a la reversión del precio hacia valores de equilibrio.

Una de las cuestiones clave alrededor del sentimiento se encuentra en su medición. Aunque la literatura ha utilizado distintas alternativas, como encuestas de los inversores o consumidores, medidas del humor del inversor, flujos monetarios a los fondos de inversión, volatilidad implícita, rotación, volumen y rentabilidad de las ofertas públicas iniciales, *open interest*, la ratio *put-call* o prima por dividendos o por volatilidad, entre otras, no existe uniformidad en la variable ni en la frecuencia idónea para estudiar esta relación. Las últimas propuestas emplean una combinación de algunas de las anteriores variables extrayendo la parte común para formar una medida lo más completa posible (Brown y Cliff, 2004; Baker y Wurgler, 2006, 2007; Baker *et al.*, 2011; y Chang *et al.*, 2012). Por otro lado, Baker *et al.* (2011) y Chang *et al.* (2012) también han utilizado descomposiciones de la variable sentimiento considerando factores globales y factores locales relacionados más directamente con el entorno analizado.

En este contexto se sitúa el presente trabajo que estudia el efecto del sentimiento en las rentabilidades de los activos del mercado español ofreciendo un conjunto de contribuciones a la literatura. Dado que los aspectos institucionales y las características de los activos pueden jugar un papel relevante en este fenómeno (véase Schmeling, 2009; Chang *et al.*, 2012), y puesto que, hasta lo que conocemos, este mercado no ha sido estudiado⁽¹⁾, el trabajo analiza la relación entre rentabilidades y sentimiento local en nuestro mercado doméstico. Para este propósito, y dado que Brown *et al.* (2003) sugieren que mercados diferentes pueden tener *proxies* del sentimiento diferentes, se desarrolla una medida del sentimiento local obtenida en la forma de Baker y Wurgler (2006, 2007), pero utilizando variables del mercado español. Esta medida permite recoger más fielmente el sentimiento del inversor español y, de esta forma, analizar con mayor precisión la relación existente entre dicha variable y las rentabilidades futuras de este mercado. El análisis se realiza incluyendo también un conjunto de variables macroeconómicas con objeto de evitar la asociación de los resultados obtenidos a variaciones del ciclo económico.

Por otro lado, en línea con Baker y Wurgler (2006, 2007), el trabajo se centra en el mercado en su totalidad y en carteras de activos que, por sus características, pueden ser más propensos a que el efecto del sentimiento sea visible en sus rentabilidades. En línea con la literatura, los resultados muestran un efecto negativo y significativo entre el sentimiento y las rentabilidades futuras de los activos del mercado de valores español, siendo considerablemente más intenso en los activos con mayor dificultad de valoración y arbitraje.

Adicionalmente, puesto que los mercados se desarrollan en entornos globalizados, el trabajo ahonda en la relación entre *proxies* de sentimiento, en sus niveles global y local, y la rentabilidad. En línea con Baker *et al.* (2011) y Chang *et al.* (2012) se obtiene una medida global de sentimiento, como agregación del sentimiento americano, a través de la medida de Baker y Wurgler (2007), y del sentimiento de algunos países europeos. La medida del sentimiento local se calcula neta del efecto global, con la utilización de una regresión auxiliar. Los resultados obtenidos muestran la relevancia de ambos índices de sentimiento, lo que sugiere la importancia de los aspectos institucionales y culturales de los mercados, recogidos en el índice local neto del índice global. Estos resultados se muestran en línea de los obtenidos por Baker *et al.* (2011), pero discrepan de los de Chang *et al.* (2012) quienes señalan que cuando se modelizan conjuntamente ambos índices, el efecto del local prácticamente desaparece. El trabajo también introduce a la dinámica entre ambas *proxies* de sentimiento y contrasta si es la actividad real a través del mercado de capitales el posible mecanismo de transmisión entre ellas. Los resultados obtenidos muestran que el índice de sentimiento global causa al local, pero no

(1) Schmeling (2009), en un análisis general para varios países, ofrece una sucinta aproximación al efecto del sentimiento en el mercado de valores español, presentando resultados para el mercado global y para los quintiles extremos de BTM, en base a las carteras de la página web de K. French. Este trabajo, utiliza únicamente el Índice de Confianza del Consumidor como medida del sentimiento. Por otro lado, Corredor *et al.* (2013) con una muestra de cuatro mercados europeos, entre los que se encuentra España, analizan si el efecto del sentimiento está determinado por las características de los activos o los aspectos institucionales o culturales de los países. Por esta razón, en su análisis no se estudia el efecto del sentimiento local ni global sobre los activos del mercado de valores español.

al contrario. Además, a diferencia de lo mostrado por Baker *et al.* (2011), no permiten afirmar que el flujo de capitales entre EE.UU. y España sea el vehículo de contagio del sentimiento global al local, lo que plantea la posibilidad de que el contagio se establezca a través de variables relacionadas con el sentimiento de los inversores. Finalmente, con objeto de observar la posible incidencia de la última crisis en los resultados obtenidos y ofrecer robustez a los mismos se ha realizado el análisis incluyendo este periodo adicional. En general, puede decirse que el efecto que el sentimiento produce sobre las carteras de activos más difíciles de valorar se mantiene. No obstante, aparece una diferencia durante este periodo puesto que pierde importancia el efecto del sentimiento local cuando se considera también el global. Este resultado parece apuntar al carácter global de la crisis y por tanto, a la pérdida de importancia de los aspectos más locales del mercado.

El trabajo se ha estructurado de la siguiente forma: el apartado segundo describe la base de datos incluyendo una descripción del mercado analizado, de las características de los activos utilizados y de la formación de la variable sentimiento, el apartado tercero presenta el efecto mostrado por el sentimiento local sobre el mercado de valores español y el apartado cuarto analiza el potencial efecto del sentimiento, en sus niveles global y local, introduciendo a la posible dinámica entre ellos. El efecto de este último período de crisis (2008-2010) y sus implicaciones en el efecto del sentimiento se estudian en el apartado cinco. Por último, el apartado sexto resume las principales conclusiones que pueden derivarse del estudio.

2. BASE DE DATOS

El mercado analizado en este trabajo es el mercado español. El período de análisis abarca desde enero de 1993 hasta diciembre de 2007. Adicionalmente este periodo se extiende hasta 2010 con objeto de estudiar la posible incidencia de la crisis financiera del 2008.

El mercado español posee algunas diferencias institucionales o culturales que lo distinguen de los mercados anglosajones tradicionalmente más analizados en la literatura y que puede justificar el interés por observar la consistencia de las conclusiones obtenidas para estos países. Así, España forma parte de un sistema continental con grandes grupos de control y cuya estructura de propiedad está mucho más concentrada que en el sistema anglosajón. Además la mayoría de inversores institucionales son bancos. Por otro lado, siguiendo el índice de Hofstede (2001), España se encuentra por encima de la media europea en la propensión a actuar en grupos y en evitar la incertidumbre. La Porta *et al.* (1998) también observa que la protección a los acreedores y accionistas en España es débil. Además atendiendo a la calidad del entorno legal se indica que los agentes del mercado español se encuentran menos inclinados a adherirse a las normas sociales y tienen menos confianza en el sistema legal que la media del inversor europeo⁽²⁾.

(2) Todos estos aspectos institucionales y/o culturales pueden estar detrás de los resultados obtenidos. Sin embargo, al tratarse de un análisis de un único país es difícil determinar con precisión si las potenciales diferencias de resultados son estrictamente atribuibles a dichas diferencias de entorno institucional o cultural.

2.1. CARACTERÍSTICAS DE LOS ACTIVOS

Las características de los activos que van a ser analizadas son la ratio valor en libros-valor de mercado (BTM)⁽³⁾, el tamaño (TAM) obtenido como la capitalización bursátil de cada acción, la volatilidad (VOL) calculada como la desviación típica de las rentabilidades de los doce meses anteriores y la ratio por dividendos (DIV)^{(4),(5)}. Los datos se obtienen de la base de datos Datastream (Thomson Financial) y se refieren al total de las acciones que cotizan o han cotizado en el mercado español. Todos los datos se encuentran expresados en euros. De acuerdo con Ince y Porter (2006), se ha revisado y corregido la base de datos. En concreto, se han eliminado los registros con rentabilidad nula de las acciones que dejan de cotizar. También se han eliminado todas las acciones que no son domésticas y todas aquellas en las que SIBE no es el mercado primario. También se han eliminado todos los activos que no son estrictamente acciones y aquellos en que no son la cotización primaria.

Con objeto de estudiar el efecto del sentimiento sobre las rentabilidades futuras de los activos, se crean carteras autofinanciadas atendiendo a las características de la ratio valor en libros-valor de mercado, tamaño, volatilidad y dividendos. Las carteras para los distintos horizontes de análisis se construyen promediando para cada mes las k carteras diferenciales calculadas en tiempo de calendario para dicho mes en cada uno de los k meses anteriores, en línea con lo realizado por Jegadeesh y Titman (2001).

2.2. SENTIMIENTO DEL INVERSOR

La medición de la variable sentimiento del inversor es compleja puesto que conlleva la incorporación de ciertas dosis de subjetividad. De hecho, como se ha descrito previamente, en la literatura no hay una medida generalmente aceptada del sentimiento del inversor, por lo que se han utilizado distintas aproximaciones. En general, los trabajos más actuales sobre el efecto del sentimiento en las rentabilidades de los activos emplean dos medidas: las basadas en la búsqueda de un elemento común compuesto por varias variables utilizando el análisis de componentes principales, en la línea de Baker y Wurgler (BW2006, 2007) y Baker *et al.* (2011) o las que utilizan el Índice de Confianza del Consumidor (Schmeling, 2009 o Chang *et al.*, 2012). La propuesta de Baker y Wurgler (2006, con un índice compuesto anual y 2007, con un índice compuesto de periodicidad mensual) es la formación de un índice utilizando el análisis de componentes principales en el que se combinan una serie de variables indicativas del sentimiento: descuento de los fondos de inversión cerrados, la rotación de los activos, la ratio del número de emisiones de acciones sobre el total de emisiones y la prima por dividendos.

(3) Se han eliminado los datos de la ratio valor en libros/valor de mercado con valores negativos.

(4) Baker y Wurgler (2006) y Chang *et al.* (2012) incluyen en sus trabajos otra serie de características de los activos que son representativas de la rentabilidad o la tangibilidad de los activos así como variables edad, crecimiento de las ventas, inversión en investigación y desarrollo o financiación externa. En este trabajo, por cuestiones de disponibilidad de datos, dichas variables no se analizan.

(5) Algunas de estas características han sido también analizadas en el estudio de otros sesgos (Blasco *et al.*, 2009; o Abíznano *et al.*, 2010 entre otros).

Este índice lo construyen para el mercado americano y se ha aceptado en la literatura como una buena medida del sentimiento del inversor ⁽⁶⁾.

Dado que el interés principal de este artículo radica en la influencia que muestra el sentimiento del inversor español sobre sus propias rentabilidades futuras, se va a crear un índice compuesto representativo exclusivamente del sentimiento español (SENTSP) con periodicidad mensual en línea con Baker y Wurgler (2007), empleando por ello en su construcción variables mensuales. En función de la disponibilidad de datos para dicho mercado, las variables utilizadas para la formación del factor de sentimiento son: la rotación de los activos, la prima por volatilidad, el número mensual de OPIs, la rentabilidad media de dichas OPIs durante el primer día de negociación y el índice de confianza del consumidor ⁽⁷⁾.

Baker y Stein (2004) consideran la rotación (ROT) como un indicador de sentimiento ya que, en un mercado con restricciones a la venta en descubierto, una alta liquidez es un síntoma de que el mercado está dominado por inversores irracionales, los cuáles infra-reaccionan a la información contenida en el flujo de órdenes, y por ello, el mercado está sobrevalorado. Además, una alta rotación es un síntoma de que el sentimiento de esos inversores es positivo, y que las rentabilidades esperadas son, por lo tanto, relativamente bajas. Jones (2002) también demuestra que movimientos de liquidez conllevan bajos rendimientos futuros en el mercado agregado. La rotación se mide por el logaritmo del cociente entre el volumen de los activos en un determinado mes y su número de acciones en circulación menos la media de los 60 meses anteriores ⁽⁸⁾.

Por prima por volatilidad (PVOL) se entiende la valoración relativa entre períodos de alta volatilidad y baja volatilidad y es un concepto similar a la prima por dividendo, que es la valoración relativa entre activos que pagan dividendos y los que no, estando ambas variables negativamente correlacionadas. Activos con alta volatilidad tienden a ser aquellos que son a su vez más pequeños, con más alto potencial de crecimiento y que no pagan dividendos, por lo que el sentimiento del inversor aumenta la demanda de estos activos. Baker *et al.* (2011), para un conjunto de países, utilizan esta variable en lugar de

(6) De hecho, en versiones iniciales de varios trabajos recientes (Baker *et al.*, 2011; y Chang *et al.*, 2012) se ha propuesto como *proxy* del sentimiento global del inversor.

(7) Dado que el conjunto de información que se dispone es claramente menor de la que disponen BW para US, nos pareció interesante incorporar el índice de confianza del consumidor en la elaboración del índice de sentimiento local. Situados sobre las dos alternativas que se utilizan mayoritariamente en la literatura (elaborar el índice de BW u optar por el índice de confianza), la opción que se decidió creemos que es la mejor de las posibles ya que incorpora el índice de confianza del consumidor, que es la opción tomada por autores como Chang *et al.* (2012) o Schmeling (2009) y, además, incorpora otra información adicional que se ha probado relevante en distintos estudios y que son el sustento teórico de la apuesta realizada por BW.

(8) La construcción de esta medida es similar a la utilizada por Baker y Wurgler (2007). No obstante, en un trabajo posterior, estos mismos autores utilizan como denominador la capitalización total a final de año, dado que su medida de sentimiento es anual. Sus conclusiones finales son similares a los trabajos anteriores. Una medida de la rotación más adecuada se podría obtener ajustando por el *free float*. Sin embargo, los datos del *free float* en Thomson Financial Datastream sólo se encuentran disponibles a partir de abril de 2002, teniendo datos alrededor de un 9% de acciones en 2002 hasta llegar a un 82% en 2010, por lo que no parece adecuado utilizarla. Por otro lado, aunque la rotación podría ser reflejo de otros aspectos adicionales al sentimiento, esta variable se incluye por motivos de homogeneidad con el índice de BW. Además, creemos que al extraer el primer componente de varias variables que pueden aproximar el sentimiento el resultado que es la parte común principal, previsiblemente, estará neta de las particularidades de cada una de esas variables. Éstas estarán recogidas en el segundo, tercer o cualquier otro componente.

la prima por dividendo, introducida por Baker y Wurgler (2006, 2007), debido a que ésta no resulta adecuada en países donde los dividendos no son tan comunes. Por motivos de comparabilidad con estos resultados, en el trabajo se utiliza esta variable en lugar de la prima por dividendo utilizada en el trabajo original de 2006. La prima por volatilidad se calcula con periodicidad mensual como el logaritmo de la ratio de la media equiponderada⁽⁹⁾ del valor de mercado/valor en libro de activos con alta volatilidad (30% más alto) y de los activos de baja volatilidad (30% más bajo).

El mercado de las OPIs está estrechamente ligado al estado del mercado (Stigler, 1964; y Ritter, 1991), tanto desde el punto de vista de la demanda subyacente de las ofertas públicas iniciales como de las rentabilidades extraordinarias obtenidas el primer día de la oferta. Como indicadores representativos del mercado de las OPIs se incluyen el número de OPIs de un determinado mes y la rentabilidad del primer día de OPIs (NOPI y ROPD)⁽¹⁰⁾.

Finalmente, el índice de confianza del consumidor (CC) recopila la información de las intenciones de gasto y ahorro de las familias y evalúa la percepción que tienen los agentes de los factores económicos que influyen en esas decisiones. La principal ventaja de esta medida es su disponibilidad puesto que existen datos para la práctica totalidad de países y para periodos amplios lo que permite la comparabilidad entre países, además de ser un indicador externo a la propia negociación de los mercados⁽¹¹⁾. Además, se trata de un indicador ampliamente utilizado por la literatura individualmente como sentimiento Jansen y Nahuis (2003), Brown y Cliff (2004, 2005), Lemmon y Portniaguina (2006), Schmeling (2009), Antoniou, *et al.* (2013), Chang, *et al.* (2012) o Zouaoui *et al.* (2011). Este índice de confianza del consumidor es el publicado el último día laborable de cada mes por la Comisión Europea para cada uno de los estados miembros⁽¹²⁾.

La elección de estas variables, además de intentar acercarnos lo más posible al índice mensual de Baker y Wurgler (2007), atiende a su relación con el nivel de sentimiento del inversor. Con las cinco variables citadas se calcula un índice mensual representativo

(9) Baker y Wurgler (2006 y 2007) calculan la prima por dividendo utilizando una media equiponderada del valor de mercado/valor en libros. Sin embargo, Baker *et al.* (2011) utilizan una media ponderada por capitalización. Al seguir el trabajo de Baker y Wurgler (2007) se ha optado por la primera opción. No obstante, se ha construido también la PVOL ponderada por capitalización con objeto de ver si aparecen cambios en las correlaciones de las variables. Los resultados son similares a los mostrados. De hecho, este nuevo indicador del sentimiento posee una correlación de 0,89 con el propuesto.

(10) Dado el escaso número de OPIs existentes en este mercado, se ha optado por considerar cada mes la información relativa a un periodo de seis meses. Se han barajado varias elecciones alternativas, pero se ha observado que la evolución de este índice era bastante ajustada a la evolución del mercado. Los datos han sido obtenidos de Bolsa de Madrid. Agradecemos a Miguel Ángel Acedo y Javier Ruiz el acceso a dicha información. A pesar de la relevancia de dicha variable, dadas las características de los datos, también se ha calculado el índice de sentimiento sin incluir información relativa a las OPIs. En este caso, el primer componente principal capta un 70% de la varianza total, en lugar de un 50,38% tras su inclusión. Sin embargo, su correlación es de un 0,95. Ello ha llevado a que la capacidad explicativa del sentimiento sobre las rentabilidades de los títulos sea similar a la obtenida previamente, exceptuando el tamaño en el que la inclusión de la información de las OPIs permite dotarle de mayor significatividad. Además de esta circunstancia, motivos de homogeneidad con el índice de Baker y Wurgler (2006) justifican que el índice incorpore la información de las OPIs.

(11) El índice de confianza del consumidor (CC) puede diferir del inversor medio, sin embargo, obtener buenas aproximaciones de esta última variable es complejo. Por ello, y dado que además hay una amplia literatura que ha utilizado el CC como proxy única del sentimiento del inversor, se ha optado por incluirlo dentro del grupo de variables que componen el índice.

(12) Los datos del índice de confianza del consumidor provienen de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm

del sentimiento español. El mecanismo de inclusión de medidas en el primer factor es similar al realizado por Baker y Wurgler (2007). Se introducen las cinco medidas así como sus retardos. Así, se obtienen 10 puntuaciones y en función de la que mayor correlación tenga con el primer componente extraído se incluye la variable en t o en $t-1$. El primer componente principal⁽¹³⁾ capta un 50,38% de la varianza total por lo que se puede concluir que este primer factor explica gran parte de la variabilidad común que se da entre las cinco medidas. Las puntuaciones obtenidas para el índice español son las siguientes:

$$SENTSP_t = 0,342CC_{t-1} - 0,293ROT_t + 0,248PVOL_{t-1} + 0,241NOPI_{t-1} + 0,236PROPI_{t-1} \quad (1)$$

TABLA 1
SENTIMIENTO ESPAÑOL, 1993-2007

Panel A: Estadísticos descriptivos de las medidas de sentimiento incluidas en la composición del índice de sentimiento español.

| | <i>Media</i> | <i>SD</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> |
|-----------------|--------------|-----------|------------|------------|
| <i>CC t-1</i> | -9,16 | 7,95 | -33,00 | 5,30 |
| <i>ROT t</i> | 0,05 | 0,53 | -1,00 | 2,03 |
| <i>PVOL t-1</i> | 0,28 | 0,42 | -0,35 | 1,48 |
| <i>NIPO t-1</i> | 2,30 | 2,18 | 0,00 | 8,00 |
| <i>RIPO t-1</i> | 0,11 | 0,16 | -0,05 | 0,94 |

Panel B: Correlaciones de las medidas de sentimiento.

| | | <i>SENT SP</i> | <i>CC t-1</i> | <i>ROT t</i> | <i>PVOL t-1</i> | <i>NIPO t-1</i> | <i>RIPO t-1</i> |
|----------|----------------|----------------|---------------|--------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| SENT SP | <i>Coef.</i> | 1,00 | | | | | |
| | <i>p-valor</i> | | | | | | |
| CC t-1 | <i>Coef.</i> | 0,86 | 1,00 | | | | |
| | <i>p-valor</i> | 0,00 | | | | | |
| ROT t | <i>Coef.</i> | -0,74 | -0,56 | 1,00 | | | |
| | <i>p-valor</i> | 0,00 | 0,00 | | | | |
| PVOL t-1 | <i>Coef.</i> | 0,72 | 0,56 | -0,37 | 1,00 | | |
| | <i>p-valor</i> | 0,00 | 0,00 | 0,00 | | | |
| NIPO t-1 | <i>Coef.</i> | 0,61 | 0,48 | -0,35 | 0,17 | 1,00 | |
| | <i>p-valor</i> | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,03 | | |
| RIPO t-1 | <i>Coef.</i> | 0,60 | 0,34 | -0,27 | 0,39 | 0,22 | 1,00 |
| | <i>p-valor</i> | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | |

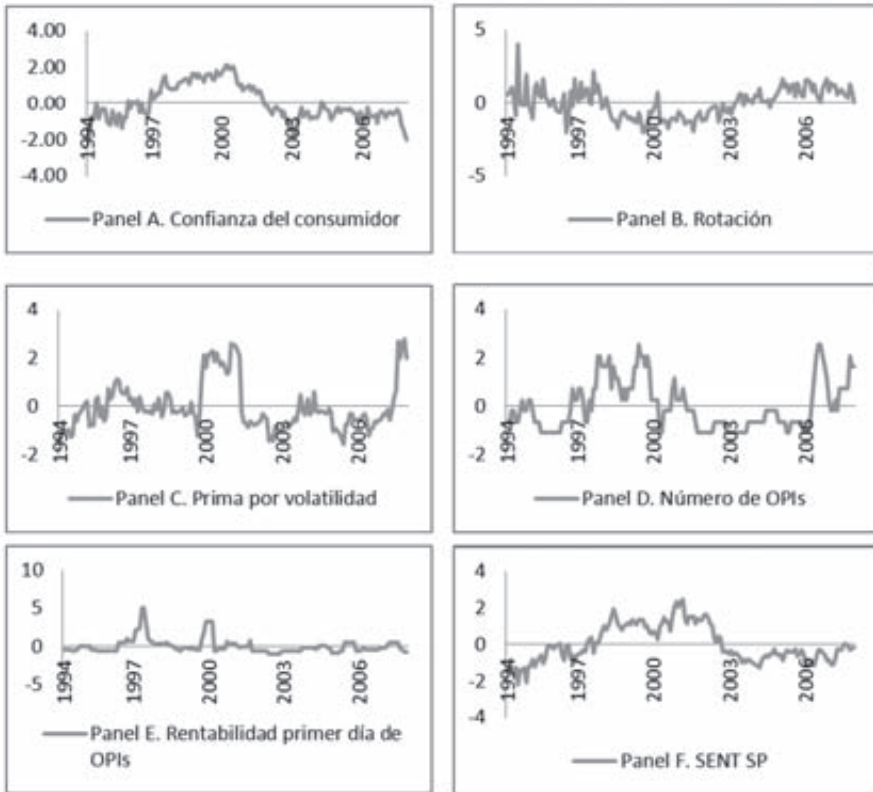
El Panel A muestra los estadísticos descriptivos de los indicadores individuales usados para la construcción del índice de sentimiento español: el índice de confianza del consumidor (*CC*), la rotación (*ROT*), la prima por volatilidad (*PVOL*) y el número y rentabilidad del primer día de OPIs (*NOPI* y *ROPI*). En el Panel B se observa las correlaciones entre las medidas individuales de sentimiento y el índice compuesto español *SENTSP*.

(13) La correlación entre el primer componente con diez puntuaciones del primer paso y su correspondiente factor final es de 0,927. Esto sugiere la escasa pérdida de información por el hecho de omitir los cinco términos con otro subíndice. La inclusión de los retardos atiende a que algunas medidas del sentimiento pueden mostrar el impacto retrasado en el tiempo.

El resumen de los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el cálculo del sentimiento se muestra en el Panel A de la tabla 1. En el Panel B de dicha tabla también aparecen las correlaciones del índice de sentimiento español y las variables incluidas en su composición. Todos los indicadores individuales están correlacionados positiva y significativamente con el índice, a excepción de la rotación que muestra una correlación negativa y significativa y además mantiene ese signo con todos los demás indicadores individuales⁽¹⁴⁾.

(14) Con objeto de observar si ese resultado se debe a los datos considerados, se ha repetido el análisis considerando datos anuales y la correlación se mantiene negativa, siendo la correlación entre el dato anual y el mensual de diciembre del 0,97. También se ha probado siguiendo a Baker *et al.* (2011) calculando la rotación con la capitalización total a final del año previo, los resultados se mantienen inalterados, siendo en este caso la correlación del nuevo índice de 0,94. Se ha probado también, calculando la prima por volatilidad ponderándola por capitalización y los resultados son similares puesto que la rotación mantiene el signo negativo (correlación 0,89). Una posible explicación del signo negativo puede venir del argumento utilizado en el *working paper* de Baker *et al.* (2010) cuando encuentran un signo contrario en la correlación de la prima por volatilidad. Ellos indican que el resultado puede deberse a la correlación negativa observada con el resto de medidas utilizadas para construir su indicador.

FIGURA 1
SENTIMIENTO DEL INVERSOR, 1993-2007



Los gráficos muestran la tendencia de las cinco medidas individuales incluidas en la construcción del índice compuesto representativo del sentimiento español: el índice de confianza del consumidor, la rotación, la prima por volatilidad y el número y rentabilidad del primer día de OPis. SENTSP es el primer componente principal de las cinco medidas de sentimiento individuales.

La figura 1 representa gráficamente los niveles de sentimiento estandarizados durante el período muestral. En ella se observa como los niveles de sentimiento han seguido una tendencia creciente hasta el 2001, descendiendo posteriormente hasta el año 2003.

3. EFECTO DEL SENTIMIENTO ESPAÑOL SOBRE LAS RENTABILIDADES

3.1. EFECTO DEL SENTIMIENTO SOBRE EL MERCADO

El primer análisis consiste en el estudio del impacto del sentimiento sobre las rentabilidades del mercado como un agregado, esperando observar una relación negativa entre el sentimiento y las rentabilidades futuras puesto que cuando el sentimiento esté alto/bajo las rentabilidades futuras serán menores/mayores. Para ello, se calcula la rentabilidad del mercado con periodicidad mensual como el promedio de las rentabilidades de todos los activos disponibles para el mercado español. Las rentabilidades del mercado se obtienen tanto de forma equiponderada (MktEW) como ponderadas por capitalización (MktVW). Posteriormente, también se realiza el análisis para el principal índice de referencia español (Ibex35), el cual está formado por rentabilidades ponderadas por capitalización bursátil de los 35 activos más líquidos del mercado continuo. La ecuación a estimar es la siguiente:

$$R_{MKT,t} = \alpha_k + \beta_k SENT SP_{t-k} + \sum_{s=1}^4 \gamma_{k,s} M_{s,t} + u_{k,t} \quad (2)$$

donde $R_{MKT,t}$ es la rentabilidad mensual del mercado agregado, calculado alternativamente de las 3 maneras descritas anteriormente y $SENTSP$ es el sentimiento español conforme se ha descrito en el apartado 2.2, siendo $k = 6, 12$ o 24 meses de mantenimiento. En línea con Baker y Wurgler (2006, 2007) y Schmeling (2009), se introducen cuatro variables macroeconómicas (M_s), también con periodicidad mensual: el índice de producción industrial, el consumo de bienes duraderos, el consumo de bienes no duraderos y el índice de desempleo, con el objetivo de evitar asociar los resultados a posibles variaciones en el ciclo económico. Además para dotar de mayor robustez a los resultados también se calcula el índice de sentimiento ortogonal a las variables macroeconómicas de la forma establecida por Baker y Wurgler (2007).

Los resultados de la estimación incluyendo la variable sentimiento y las variables macroeconómicas y de la estimación incorporando exclusivamente el índice de sentimiento ortogonal a las variables macroeconómicas se muestran en la tabla 2 Panel A. En ella se observa que en general, el impacto del sentimiento es significativo en las rentabilidades de los índices, con una influencia negativa sobre los tres índices de mercado agregado y para los tres horizontes temporales considerados⁽¹⁵⁾.

(15) La excepción la encontramos en la existencia de coeficientes negativos aunque no significativos en MktVW a seis meses, MktEW a doce meses con ambos índices y MktVW a doce meses y MktEW a veinticuatro meses cuando se utiliza el índice ortogonal.

TABLA 2
REGRESIONES DEL EFECTO DEL SENTIMIENTO SOBRE LAS RENTABILIDADES DEL MERCADO AGREGADO, 1993-2007

Panel A: Efecto del sentimiento sobre la rentabilidad del mercado.

| | SENTSP | | | | | | SENTSP^L | | | | | |
|---------------|---------------|---------|-------|---------|-------|---------|---------------------------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | 6M | | 12M | | 24M | | 6M | | 12M | | 24M | |
| | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor |
| <i>Ibex35</i> | -1,90 | 0,02 | -1,28 | 0,02 | -1,15 | 0,01 | -2,10 | 0,01 | -1,26 | 0,03 | -1,12 | 0,01 |
| <i>MktVW</i> | -1,20 | 0,13 | -0,90 | 0,10 | -0,92 | 0,01 | -1,43 | 0,10 | -0,90 | 0,11 | -0,93 | 0,02 |
| <i>MktEW</i> | -1,39 | 0,03 | -0,51 | 0,36 | -0,62 | 0,10 | -1,76 | 0,01 | -0,50 | 0,36 | -0,59 | 0,14 |

Panel B: Efecto del sentimiento sobre la rentabilidad del mercado controlando por los factores Fama-French (1993) y el factor *momentum*.

| | SENTSP | | | | | | SENTSP^L | | | | | |
|---------------|---------------|---------|-------|---------|-------|---------|---------------------------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | 6M | | 12M | | 24M | | 6M | | 12M | | 24M | |
| | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor |
| <i>Ibex35</i> | -1,63 | 0,03 | -1,21 | 0,03 | -1,31 | 0,00 | -1,85 | 0,02 | -1,14 | 0,05 | -1,33 | 0,00 |
| <i>MktVW</i> | -0,99 | 0,14 | -0,93 | 0,08 | -1,16 | 0,00 | -1,22 | 0,10 | -0,84 | 0,13 | -1,18 | 0,00 |
| <i>MktEW</i> | -1,23 | 0,04 | -0,84 | 0,10 | -1,00 | 0,00 | -1,57 | 0,01 | -0,82 | 0,10 | -0,99 | 0,01 |

Resultados de la estimación de las regresiones de las rentabilidades mensuales del mercado agregado calculadas como la media equiponderada del total de activos (*MktEW*), ponderación por capitalización (*MktVW*) y las rentabilidades del índice de referencia español (*Ibex35*) en función del sentimiento. En el Panel A, se considera el sentimiento tomado por el índice *SENTSP* en un horizonte de 6, 12 y 24 meses, incluyendo en la regresión las variables macroeconómicas (índice de producción industrial, el consumo de bienes duraderos y no duraderos y el índice de desempleo). El índice de sentimiento se forma mediante el análisis de componentes principales de cinco medidas individuales de sentimiento. *SENTSP^L* es el índice de sentimiento anterior pero en su formación las medidas se ortogonalizan por las variables macroeconómicas. En el Panel B se incluyen los factores de riesgo tradicionales: *SMB*, *HML* y *WML*. EL factor *RMRF* no está incluido en la regresión. Los errores son obtenidos utilizando la matriz de varianzas y covarianzas de Newey-West (1987) consistente a formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad. Coeficientes multiplicados por 100.

Dado que los resultados anteriores podrían estar influidos por exposiciones significativas de las carteras a los factores de riesgo tradicionales, se ha realizado una última estimación incluyendo como variables explicativas los factores descritos por Fama y French (1993) y el factor *momentum*⁽¹⁶⁾. Los resultados obtenidos se muestran en el Panel B de la tabla 2 y mantienen en gran medida las conclusiones de las regresiones en las que no se incluían los factores, lo que aporta robustez a los mismos. De hecho, en ningún caso se pierde la significatividad y en tres casos los resultados comienzan a ser significativos.

Si atendemos a los argumentos de Baker y Wurgler (2006, 2007) sobre el mayor efecto del sentimiento en activos de menor tamaño, hubiese sido esperable obtener coeficientes ordenados de menor a mayor influencia según la composición de los índices en cuanto al tamaño de sus activos, es decir *Ibex-35*, índice ponderado por capitalización y finalmente índice equiponderado. Sin embargo, la observación de los resultados indica

(16) Ver detalles de la construcción de estos factores en Fama-French (1993) y en Carhart (1997). En la estimación de cada cartera considerada se ha eliminado el factor asociado a la característica de la cartera, en este caso el factor de mercado.

que esta relación no se mantiene estrictamente. Este hecho puede deberse a que el tamaño no es la única variable determinante en la relación entre sentimiento y rentabilidad de los activos ya que también influyen otras características, como BTM, volatilidad, dividendos, edad, tangibilidad,... que hacen que esta relación en función únicamente del tamaño no sea tan nítida. Por tanto, parece necesario realizar el estudio de la influencia del sentimiento sobre las rentabilidades futuras en activos que se agrupen según otras características, tales como la volatilidad, dividendos y la ratio valor en libros-valor de mercado⁽¹⁷⁾.

3.2. APROXIMACIÓN NO PARAMÉTRICA

Una primera aproximación al efecto del sentimiento sobre las rentabilidades futuras de los activos difíciles de valorar y/o arbitrar es ver el efecto condicional a las características por una vía no paramétrica. Para ello, se obtienen las rentabilidades medias de los activos anteriormente clasificados en quintiles cada mes y en función a la característica objeto de estudio: valor en libros-valor de mercado, tamaño, volatilidad y dividendos. Posteriormente, se reclasifican los activos dado un sentimiento positivo/negativo al final del año anterior⁽¹⁸⁾, calculando la media de las rentabilidades en cada estado del sentimiento. Desde esta primera perspectiva, se observan las rentabilidades futuras diferenciando de una manera sencilla el estado del sentimiento. Así, si el sentimiento es alto, los precios de los activos estarán sobrevalorados y debido a la posterior reversión a sus valores de equilibrio, las rentabilidades serán menores, y viceversa cuando el sentimiento es bajo. Todo ello se magnifica para los activos de mayor ambigüedad de valoración. En este sentido, la sobrevaloración/infravaloración debida a un sentimiento alto/bajo del inversor será mayor en aquellos quintiles con características más difíciles de arbitrar o de valorar (primer quintil en tamaño y dividendos y quinto quintil en volatilidad), por lo que se espera que las rentabilidades en estos grupos sean menores/mayores que las rentabilidades de los quintiles creados en el extremo opuesto. En la ratio de BTM existen dos posibilidades de efecto del sentimiento. Por un lado, los activos con alto potencial de crecimiento (primer quintil) y los de mayor probabilidad de quiebra (quinto quintil). Por ello la relación entre el sentimiento y el BTM no será monótona sino que presentará mayor impacto en los quintiles extremos.

Los resultados obtenidos se recogen en la tabla 3 y se muestran acordes a lo esperado. Los datos relativos al tamaño, siguen la línea indicada por Baker y Wurgler (2006, 2007), donde las pautas predichas se cumplen condicionales a un estado del sentimiento bajo.

(17) De hecho, posteriormente se observa como el tamaño es la única característica no afectada por el sentimiento del inversor, lo que aporta robustez a los resultados aquí encontrados.

(18) En línea con Baker y Wurgler (2006) y Baker *et al.* (2011), el estado del sentimiento es el latente a principio del año. Sin embargo, Chang *et al.* (2012), clasifican los activos según el estado del sentimiento en el mes anterior, si bien es cierto que sus rentabilidades no son las del mes siguiente a la construcción de los quintiles sino que son las rentabilidades acumuladas futuras. Como prueba de robustez, se realiza el análisis no paramétrico con las rentabilidades de 12 meses y el sentimiento según el mes anterior. Además, se realiza el análisis con las rentabilidades del mes post-formación y el sentimiento latente el mes anterior. Los resultados en ambos casos son similares a los mostrados en la tabla 3. No obstante, se considera adecuado utilizar el estado del sentimiento latente a largo plazo dado que el efecto del sentimiento y su posterior reversión necesitan de cierto tiempo para manifestarse. Se ha utilizado el índice de sentimiento ortogonal para clasificar el nivel de sentimiento del inversor.

TABLA 3
EFFECTO DEL SENTIMIENTO SOBRE LOS ACTIVOS. APROXIMACIÓN NO PARAMÉTRICA, 1993-2007

| | SENTSP | Quintiles | | | | | SE | Comparaciones: 5-1 | |
|-----|------------|-----------|-------|-------|-------|-------|----|--------------------|---------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | | Dif | p-valor |
| BTM | Alto | -0,39 | 0,05 | -0,05 | 0,33 | 0,61 | + | 1,00 | 0,02 |
| | Bajo | 1,93 | 2,62 | 2,53 | 2,74 | 3,19 | - | 1,26 | 0,00 |
| | Diferencia | -2,32 | -2,57 | -2,58 | -2,42 | -2,59 | | | |
| TAM | Alto | 0,23 | -0,07 | 0,24 | 0,21 | -0,08 | + | -0,31 | 0,57 |
| | Bajo | 3,20 | 2,88 | 2,78 | 2,23 | 1,98 | - | -1,22 | 0,04 |
| | Diferencia | -2,97 | -2,95 | -2,53 | -2,03 | -2,06 | | | |
| VOL | Alto | 0,46 | 0,40 | 0,19 | 0,00 | -0,43 | - | -0,89 | 0,15 |
| | Bajo | 2,40 | 2,30 | 2,44 | 2,69 | 3,25 | + | 0,84 | 0,09 |
| | Diferencia | -1,94 | -1,90 | -2,25 | -2,69 | -3,68 | | | |
| DPS | Alto | -0,55 | 0,39 | 0,09 | 0,19 | 0,47 | + | 1,02 | 0,07 |
| | Bajo | 3,42 | 2,70 | 2,78 | 2,30 | 2,17 | - | -1,25 | 0,03 |
| | Diferencia | -3,97 | -2,31 | -2,69 | -2,12 | -1,69 | | | |

Para cada mes, se clasifican en quintiles los activos de acuerdo a las características de la ratio valor en libros-valor de mercado, tamaño, volatilidad y dividendos, calculando el promedio de las rentabilidades asociadas a dichos activos. Posteriormente, se calculan las rentabilidades medias mensuales en las cuáles el sentimiento español ortogonal al principio del año es alto/bajo y su diferencia. La columna SE indica el signo esperado en la relación. Coeficientes multiplicados por 100.

Así, las rentabilidades del quinto quintil son menores significativamente que las obtenidas de forma condicional en el primer quintil.

Los resultados obtenidos para la volatilidad permiten observar que cuando el sentimiento es alto, las rentabilidades del primer quintil alcanzan un 0,46% mientras que las obtenidas por los activos más volátiles disminuyen a un -0,43%. Cuando el sentimiento es bajo, el comportamiento es el inverso. Al igual que en el tamaño las diferencias únicamente son significativas cuando el sentimiento es bajo. Con respecto a los dividendos, tanto si el sentimiento es alto como si es bajo, las rentabilidades condicionales a dicho estado se encuentran dentro de lo esperado. La diferencia mostrada entre los quintiles extremos es de un 1,02% de rentabilidad cuando el sentimiento es alto y un -1,25% cuando el sentimiento es bajo y ambas son significativas. Por último, con relación a la ratio *BTM*, se observa que las diferencias por quintiles entre ambos estados del sentimiento tienen cierta forma de U entre los quintiles⁽¹⁹⁾. Las diferencias entre los quintiles extremos son significativas aunque el signo es el adecuado únicamente cuando el sentimiento es alto. Este hecho sigue el patrón de lo observado por Baker y Wurgler (2006) y Baker *et al.* (2011).

Estos resultados dejan entrever el papel que tienen las características de los activos en el impacto del sentimiento sobre sus rentabilidades futuras. Con objeto de profundizar más en esta relación se llevan a cabo los siguientes análisis.

(19) Con la excepción del quintil de mayor *BTM* que rompe dicha relación.

3.3. EFECTO DEL SENTIMIENTO SOBRE LAS CARTERAS DE ACTIVOS

Como se ha adelantado anteriormente, el análisis se va a realizar sobre carteras asociadas a las características más susceptibles de estar afectadas por el sentimiento. Concretamente, las carteras serán autofinanciadas en función de las cuatro características ya señaladas, de modo que supongan la mayor exposición al sentimiento, esto es, tamaño pequeño-grande, alta-baja volatilidad y bajos-altos dividendos. Con respecto a la ratio valor en libros-valor en mercado, y dado que los activos con mayores oportunidades de crecimiento y los activos en proceso de quiebra están clasificados en quintiles extremos, en línea con Baker y Wurgler (2006), se crean tres carteras: alto-bajo, alto-medio para activos con mayor riesgo de quiebra y medio-bajo para activos con alto potencial de crecimiento.

Para la construcción de las carteras con distintos horizontes atendiendo a los datos de cada característica y con el fin de evitar la utilización de observaciones solapadas y reducir los potenciales problemas de autocorrelación se sigue la propuesta de Chang *et al.* (2012), que adopta la aproximación en tiempo de calendario utilizada por Jegadeesh y Titman (2001) para el estudio del efecto momentum. De este modo, cada mes los activos se clasifican según la característica j correspondiente y se agrupan sus rentabilidades en quintiles permitiendo obtener el promedio de sus rentabilidades para cada uno de los $t+k$ meses siguientes, siendo k el horizonte planteado. Dicha información permite obtener las diferencias entre las carteras extremas, que denominaremos cartera diferencial, en cada uno de dichos meses del horizonte k . Finalmente, la rentabilidad de la cartera que se asigna a un determinado mes se obtiene como el promedio de las k rentabilidades de las carteras diferenciales calculadas para ese mes según las clasificaciones realizadas en cada uno de los k meses anteriores⁽²⁰⁾.

Las correlaciones entre las carteras creadas se muestran en la tabla 4. La cartera asociada al tamaño pequeño-grande está positiva y significativamente relacionada con la cartera referida a la volatilidad. Además, esta última tiene una relación positiva y significativa con la cartera de dividendos. Las dos carteras extremas del BTM están negativa y significativamente correlacionadas.

Para observar la capacidad explicativa del índice de sentimiento español sobre las carteras creadas atendiendo a características de los activos, se plantea la siguiente regresión:

$$R_{alta,t+k}^j - R_{bajo,t+k}^j = \alpha_k^j + \beta_k^j SENT SP_t + \sum_{s=1}^4 \gamma_{k,s}^j M_{s,t} + \epsilon_{k,t}^j \quad (3)$$

(20) La cartera diferencial es la diferencia entre las rentabilidades de los activos clasificados en el 20% más alto y los activos agrupados en el 20% más bajo. Los trabajos de Baker y Wurgler (2006) y Chang *et al.* (2012), crean grupos con un porcentaje del 30%. Sin embargo, Baker *et al.* (2011) crean carteras con los dos deciles más altos y más bajos. Por ello, el hecho de disminuir el porcentaje hace que podamos clasificar activos con características más extremas y diferenciadas esperando, por ello, una influencia del sentimiento mayor. No obstante, también se ha realizado el análisis con carteras del 30%. En línea con lo esperado, el impacto del sentimiento sobre estas carteras es inferior al mostrado para las carteras del 20%.

TABLA 4
CORRELACIONES ENTRE LAS CARTERAS, 1993-2007

| | | | <i>BTM (A-B)</i> | <i>BTM (M-B)</i> | <i>BTM (A-M)</i> | <i>TAM (P-G)</i> | <i>VOL (A-B)</i> | <i>DIV (B-A)</i> |
|------------|-----------------------|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| <i>BTM</i> | <i>Alto-Bajo</i> | <i>Coef.</i> | 1,00 | | | | | |
| | | <i>p-valor</i> | | | | | | |
| <i>BTM</i> | <i>Medio-Bajo</i> | <i>Coef.</i> | 0,64 | 1,00 | | | | |
| | | <i>p-valor</i> | 0,00 | | | | | |
| <i>BTM</i> | <i>Alto-Medio</i> | <i>Coef.</i> | 0,60 | -0,24 | 1,00 | | | |
| | | <i>p-valor</i> | 0,00 | 0,00 | | | | |
| <i>TAM</i> | <i>Pequeño-Grande</i> | <i>Coef.</i> | 0,50 | 0,04 | 0,58 | 1,00 | | |
| | | <i>p-valor</i> | 0,00 | 0,57 | 0,00 | | | |
| <i>VOL</i> | <i>Alta-Baja</i> | <i>Coef.</i> | -0,15 | -0,53 | 0,37 | 0,49 | 1,00 | |
| | | <i>p-valor</i> | 0,05 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | | |
| <i>DIV</i> | <i>Bajo-Alto</i> | <i>Coef.</i> | -0,01 | -0,46 | 0,47 | 0,63 | 0,84 | 1,00 |
| | | <i>p-valor</i> | 0,92 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | |

Correlaciones entre las carteras basadas en las cuatro características: la ratio valor en libros-valor de mercado (*BTM*), tamaño (*TAM*), volatilidad (*VOL*) y dividendos (*DIV*), Alto (A)/grande (G) el quintil más alto y bajo (B)/pequeño (L) es el 20% más bajo, Medio (M) son los activos clasificados en el tercer quintil. La cartera diferencial para cada mes se calcula siguiendo el procedimiento de Jegadeesh y Titman (2001).

donde $R^j_{alto,t+k} - R^j_{bajo,t+k}$ es la rentabilidad de la cartera autofinanciada de la característica *j*, asociada al periodo de mantenimiento $k = 6, 12$ ó 24 meses. Como variables independientes se considera el índice de sentimiento creado (*SENTSP*) y las variables macroeconómicas (M_t) descritas en el apartado 3.1. Adicionalmente se realiza la estimación exclusivamente con el índice del sentimiento ortogonal a las variables macroeconómicas. La estimación del modelo se realiza mediante OLS utilizando la matriz de varianzas y covarianzas de Newey-West (1987) consistente a formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad.

Los resultados obtenidos (véase tabla 5 Panel A) se encuentran en línea con lo esperado, con la excepción de la cartera construida en función del tamaño cuyo coeficiente no es significativo⁽²¹⁾. Se observa la influencia significativa del sentimiento en las carteras de volatilidad y dividendos, con el signo esperado, siendo el coeficiente negativo sobre ambas carteras. Por lo que, altos/bajos niveles de sentimiento producirán rentabilidades futuras menores/mayores para la cartera creada en base a la volatilidad, así como para las carteras de dividendos. La cartera *BTM* alto-bajo presenta un coeficiente positivo y significativo para los tres horizontes temporales considerados. Lo mismo ocurre para la cartera *BTM* medio-bajo, aunque cuando se utiliza el índice ortogonal la significatividad prácticamente desaparece. Por último, para la cartera *BTM* alto-medio no se aprecia que el sentimiento afecte de forma significativa.

(21) Hay que señalar que los títulos que cotizan en el mercado continuo español son, en términos generales, de tamaño medio-alto. De hecho, la capitalización media de las empresas del primer cuartil durante el periodo analizado en el mercado continuo español es de 123 millones de euros mucho mayor que el valor de empresas europeas (casi tres veces la correspondiente al primer cuartil de las empresas alemanas y aproximadamente seis veces la relativa a las empresas del primer cuartil de las francesas o inglesas).

TABLA 5
REGRESIONES DE LAS RENTABILIDADES DE LAS CARTERAS, 1993-2007

Panel A: Efecto del sentimiento del inversor sobre las rentabilidades.

| | SE | SENTSP | | | | | | SENTSP ^L | | | | | |
|-----------|----|--------|---------|-------|---------|-------|---------|---------------------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | | 6M | | 12M | | 24M | | 6M | | 12M | | 24M | |
| | | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor |
| BTM (A-B) | + | 0,71 | 0,05 | 0,62 | 0,06 | 0,57 | 0,08 | 0,71 | 0,05 | 0,62 | 0,07 | 0,55 | 0,12 |
| BTM (M-B) | + | 0,56 | 0,07 | 0,55 | 0,10 | 0,56 | 0,06 | 0,58 | 0,12 | 0,57 | 0,16 | 0,57 | 0,10 |
| BTM (A-M) | - | 0,16 | 0,66 | 0,08 | 0,82 | 0,02 | 0,96 | 0,13 | 0,71 | 0,05 | 0,89 | -0,02 | 0,96 |
| TAM (P-G) | - | -0,10 | 0,89 | -0,11 | 0,88 | -0,30 | 0,68 | -0,18 | 0,79 | -0,18 | 0,78 | -0,36 | 0,58 |
| VOL (A-B) | - | -1,35 | 0,03 | -1,36 | 0,04 | -1,23 | 0,07 | -1,37 | 0,02 | -1,39 | 0,03 | -1,26 | 0,05 |
| DIV (B-A) | - | -1,71 | 0,01 | -1,67 | 0,01 | -1,54 | 0,01 | -1,75 | 0,01 | -1,71 | 0,01 | -1,58 | 0,01 |

Panel B: Efecto del sentimiento del inversor sobre las rentabilidades controlando por los factores Fama-French (1993) y el factor momentum.

| | SE | SENTSP | | | | | | SENTSP ^L | | | | | |
|-----------|----|--------|---------|-------|---------|-------|---------|---------------------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | | 6M | | 12M | | 24M | | 6M | | 12M | | 24M | |
| | | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor |
| BTM (A-B) | + | 0,76 | 0,05 | 0,63 | 0,07 | 0,61 | 0,08 | 0,86 | 0,04 | 0,74 | 0,06 | 0,70 | 0,08 |
| BTM (M-B) | + | 0,52 | 0,12 | 0,47 | 0,16 | 0,45 | 0,16 | 0,61 | 0,16 | 0,57 | 0,21 | 0,54 | 0,17 |
| BTM (A-M) | - | 0,24 | 0,48 | 0,16 | 0,63 | 0,16 | 0,63 | 0,25 | 0,51 | 0,17 | 0,63 | 0,17 | 0,62 |
| TAM (P-G) | - | 0,27 | 0,71 | 0,25 | 0,72 | 0,10 | 0,89 | 0,19 | 0,78 | 0,16 | 0,81 | 0,00 | 1,00 |
| VOL (A-B) | - | -0,97 | 0,02 | -0,89 | 0,03 | -0,67 | 0,10 | -1,21 | 0,00 | -1,12 | 0,01 | -0,90 | 0,02 |
| DIV (B-A) | - | -1,27 | 0,00 | -1,22 | 0,00 | -1,05 | 0,00 | -1,42 | 0,00 | -1,37 | 0,00 | -1,20 | 0,00 |

Resultados de las regresiones de las carteras construidas en línea a la aproximación en tiempo de calendario utilizada por Jegadeesh y Titman (2001) para un horizonte temporal de 6, 12 y 24 meses. Las carteras se construyen en función de las características de la ratio valor en libros-valor de mercado (BTM), tamaño (TAM), volatilidad (VOL) y dividendos (DIV). Alto (A)/grande (G) está formado por los activos clasificados en el quinto quintil y bajo (B)/pequeño (P) en el quintil más bajo, Medio (M) está formado por los activos clasificados en el tercer quintil. El índice de sentimiento es el creado para representar el sentimiento español y que está formado por cinco medidas individuales representativas del sentimiento, construido a través del análisis de componentes principales. Las variables macroeconómicas incluidas son el índice de producción industrial, el consumo de bienes duraderos y no duraderos y el índice de desempleo. SENTSP^L es el índice de sentimiento pero en su formación las medidas de sentimiento se ortogonalizan por las variables macroeconómicas. En el Panel B se incluyen los factores de riesgo tradicionales: RMRF, SMB, HML y WML, SMB (HML) no se incluye como variable de control cuando SMB (BTM) es la variable dependiente. Los errores se obtienen utilizando la matriz de varianzas y covarianzas consistente a formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad de Newey-West (1987). La columna SE indica el signo esperado en la relación. Coeficientes multiplicados por 100.

Los resultados incluyendo los factores Fama-French (1993) y el factor momentum pueden verse en el Panel B de la tabla 5⁽²²⁾. Los datos revelan un patrón similar al comentado en el Panel A puesto que prácticamente todas las carteras en las que el sentimiento afectaba de forma significativa siguen exhibiendo dicho efecto. La única excepción se encuentra en la cartera BTM, en la que la correspondiente a medio-bajo no es significativa.

(22) Es preciso recordar que en la estimación de la cartera asociada al tamaño se elimina el factor asociado a dicha característica. Por otro lado, debido a la causalidad observada del índice de sentimiento global sobre las rentabilidades del mercado, el factor mercado se ortogonaliza a este índice con objeto de evitar posibles problemas derivados de la multicolinealidad entre el conjunto de variables independientes.

Por lo tanto, los resultados confirman la pauta intuida mediante la aproximación no paramétrica y muestran que el sentimiento del inversor español afecta a las rentabilidades futuras de aquellos activos considerados como más difíciles de valorar y más costosos y arriesgados de arbitrar. Cuando el sentimiento es alto/bajo, las rentabilidades futuras de aquellos activos más volátiles, con mayores oportunidades de crecimiento y que no paguen dividendos serán menores/mayores debido a la sobrevaloración/infravaloración y posterior reversión a sus valores fundamentales.

4. SENTIMIENTO DEL INVERSOR: ¿EFECTO GLOBAL O LOCAL?

Los resultados anteriores muestran que el sentimiento local del mercado español afecta a las rentabilidades futuras de su mercado doméstico. Este efecto se observa tanto en el mercado en su conjunto, como de manera más relevante en los activos agrupados según las características más sensibles al sentimiento. No obstante, en línea con algunos resultados recientes (véase Baker *et al.* 2011; y Chang *et al.* 2012), es razonable pensar que quizá al menos una parte del sentimiento pueda ser un fenómeno global. En este contexto, en este apartado se pretende analizar la posible influencia de un sentimiento que denominaremos global así como de un sentimiento más específico o local sobre las rentabilidades futuras de dicho mercado. Para ello, la regresión que se estima sigue la siguiente expresión ⁽²³⁾:

$$R_{alto,t+k}^j - R_{bajo,t+k}^j = \alpha_k^j + \beta_k^j GLOBAL_t^\perp + \gamma_k^j RESENTSP_t^\perp + u_{k,t}^j \quad (4)$$

donde $R_{alto,t+k}^j - R_{bajo,t+k}^j$ es la rentabilidad de la cartera autofinanciada de la característica j , asociada al periodo de mantenimiento $k = 6, 12$ ó 24 meses, $GLOBAL_t^\perp$ es un índice de sentimiento representativo del sentimiento global, y $RESENTSP_t^\perp$ es el sentimiento local independiente del global, obtenido mediante la ortogonalización del índice de sentimiento local español con respecto a este índice de sentimiento global, ambos se encuentran también ortogonalizados a las variables macroeconómicas descritas previamente. En la construcción de nuestro sentimiento global ortogonal ($GLOBAL_t^\perp$), se emplea la estrategia seguida en Baker *et al.* (2011) ⁽²⁴⁾. En consecuencia, el índice global será la parte común extraída mediante el análisis de componentes principales de la parte de sentimiento común que pueda tener el índice de sentimiento de Baker y Wurgler (2006) ⁽²⁵⁾, como proxy del sentimiento americano, y un índice creado con cuatro países europeos ⁽²⁶⁾. Siguiendo a Baker *et al.* (2011), se crea este índice como el primer componente principal de cuatro índices locales calculados previamente para Francia,

(23) Por motivos de claridad a partir de ahora únicamente se muestran las estimaciones con los índices ortogonales a las variables macroeconómicas. Los resultados con los índices brutos y las variables macroeconómicas son similares a los mostrados con los ortogonales. Los resultados se encuentran disponibles bajo petición a los autores.

(24) Aunque pueda ser difícil pensar en índices de carácter supranacional cuando existen diferencias importantes entre mercados, esta alternativa pretende recoger un sentimiento latente a nivel conjunto del mercado.

(25) Los detalles de la construcción se encuentran disponibles en <http://www.stern.nyu.edu/~jwurgler>.

(26) En este trabajo se han considerado Alemania, Francia, España y Reino Unido ya que anteriores trabajos han incluido como representativos de países europeos a Alemania, Francia y Reino Unido. Chang *et al.* (2012) construye una proxy de sentimiento global basada en EE.UU., Alemania, Francia y Reino Unido argumentando que son economías prominentes a

TABLA 6
EFECTO DEL SENTIMIENTO GLOBAL Y LOCAL SOBRE LA RENTABILIDAD DE LAS CARTERAS DE ACTIVOS,
1993-2007

Panel A: Efecto del sentimiento global y local, ambos ortogonales a variables macroeconómicas.

| | GLOBAL [⊥] | | | | | | | | RESSENTSP [⊥] | | | | | |
|----------|---------------------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|------------------------|-------|---------|-------|---------|--|
| | 6M | | 12M | | 24M | | 6M | | 12M | | 24M | | | |
| | SE | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | |
| BTM(A-B) | + | 0,24 | 0,33 | 0,32 | 0,19 | 0,31 | 0,18 | 0,27 | 0,27 | 0,18 | 0,46 | 0,13 | 0,61 | |
| BTM(M-B) | + | 0,36 | 0,14 | 0,41 | 0,12 | 0,37 | 0,11 | 0,06 | 0,82 | 0,01 | 0,96 | 0,11 | 0,65 | |
| BTM(A-M) | - | -0,12 | 0,57 | -0,09 | 0,67 | -0,06 | 0,79 | 0,21 | 0,30 | 0,17 | 0,37 | 0,03 | 0,89 | |
| TAM(P-Q) | - | -0,30 | 0,43 | -0,26 | 0,50 | -0,28 | 0,48 | 0,07 | 0,85 | 0,05 | 0,88 | -0,06 | 0,87 | |
| VOL(A-B) | - | -1,06 | 0,01 | -1,11 | 0,01 | -0,99 | 0,01 | -0,61 | 0,12 | -0,62 | 0,10 | -0,67 | 0,05 | |
| DIV(B-A) | - | -1,19 | 0,01 | -1,16 | 0,02 | -1,06 | 0,02 | -0,63 | 0,09 | -0,61 | 0,10 | -0,57 | 0,10 | |

Panel B: Efecto del sentimiento global y local, ambos ortogonales a variables macroeconómicas, controlando por los factores Fama-French (1993) y el factor momentum.

| | GLOBAL [⊥] | | | | | | | | RESSENTSP [⊥] | | | | | |
|----------|---------------------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|------------------------|-------|---------|-------|---------|--|
| | 6M | | 12M | | 24M | | 6M | | 12M | | 24M | | | |
| | SE | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | |
| BTM(A-B) | + | 0,45 | 0,11 | 0,48 | 0,08 | 0,41 | 0,10 | 0,03 | 0,93 | -0,05 | 0,86 | -0,03 | 0,92 | |
| BTM(M-B) | + | 0,32 | 0,24 | 0,33 | 0,26 | 0,26 | 0,31 | -0,08 | 0,78 | -0,13 | 0,65 | -0,03 | 0,91 | |
| BTM(A-M) | - | 0,12 | 0,60 | 0,14 | 0,54 | 0,15 | 0,51 | 0,11 | 0,61 | 0,08 | 0,72 | 0,00 | 1,00 | |
| TAM(P-Q) | - | 0,14 | 0,70 | 0,15 | 0,68 | 0,12 | 0,75 | 0,09 | 0,83 | 0,07 | 0,85 | -0,02 | 0,97 | |
| VOL(A-B) | - | -0,52 | 0,10 | -0,56 | 0,05 | -0,45 | 0,08 | -0,58 | 0,03 | -0,50 | 0,03 | -0,51 | 0,01 | |
| DIV(B-A) | - | -0,68 | 0,07 | -0,64 | 0,09 | -0,54 | 0,13 | -0,53 | 0,04 | -0,49 | 0,05 | -0,43 | 0,07 | |

Resultados de las regresiones de las carteras construidas según la aproximación en tiempo de calendario utilizada por Jegadeesh y Titman (2001) para un horizonte temporal de 6, 12 y 24 meses. Las carteras se construyen en función de las características de la ratio valor en libros-valor de mercado (*BTM*), tamaño (*TAM*), volatilidad (*VOL*) y dividendos (*DIV*), Alto (A)/grande (G) está formado por los activos clasificados en el quinto quintil y bajo (B)/pequeño (P) en el quintil más bajo, Medio (M) está formado por los activos clasificados en el tercer quintil. El índice de sentimiento *GLOBAL[⊥]* es la parte común de sentimiento contenida por el índice de sentimiento de Baker y Wurgler (2006) y de cuatro países europeos. *RESSENTSP[⊥]* es el residuo obtenido mediante la ortogonalización del índice de sentimiento español con el índice *GLOBAL[⊥]*. Ambos indicadores se encuentran ortogonalizados en su construcción por variables macroeconómicas (índice de producción industrial, consumo de bienes durables y no durables y el índice de desempleo). La columna SE indica el signo esperado en la relación. En el Panel B se incluyen los factores de riesgo tradicionales: *RMRF*, *SMB*, *HML* y *WML*, *SMB* (*HML*) no se incluye como variable de control cuando *SMB* (*BTM*) es la variable dependiente. Los errores son obtenidos utilizando la matriz de varianzas y covarianzas consistente a formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad de Newey-West (1987). Coeficientes multiplicados por 100.

España⁽²⁷⁾, Alemania y Reino Unido. Debido a la disponibilidad de datos para Francia, Alemania o Reino Unido, el conjunto de variables que integran los mercados es ligeramente distinto, e intenta captar, en la medida de lo posible, la mayor información posible

nivel global y poseen series temporales largas. Baker *et al.* (2011) incorporan también en el índice global Canadá y Japón. Los datos de estos dos países no los tenemos disponibles por lo que no es posible incorporar los.

(27) Dado que en este estudio se analiza el mercado español se ha considerado también su inclusión de forma que el denominado sentimiento local se encuentre neto de efectos exteriores. Nótese que BME es el cuarto grupo por capitalización en Europa, detrás del London SE Group, del NYSE Euronext (Europe) y de la Deutsche Börse, según datos de la Federación Mundial de Bolsas relativos a 2011. La misma posición ocupaba en 2008, último año en el que la Bolsa Italiana aparece individualizada en el informe tras su incorporación al London SE Group. Por tanto, parece razonable que el mercado español se incluya en el cálculo del índice de sentimiento europeo.

sobre el sentimiento. En concreto, los índices de Francia y Alemania están formados por la parte extraída común de tres medidas: el índice de confianza del consumidor, la rotación y la prima por volatilidad. Por su parte, Reino Unido también incorpora información relativa al número mensual de OPIs.

La tabla 6 (Panel A) muestra el impacto del índice global y del local sin incluir los factores de riesgo y el Panel B presenta los datos cuando se incluyen dichos factores. Como puede observarse, el efecto del sentimiento global, especialmente en volatilidad y dividendos, es cualitativamente similar al obtenido con el sentimiento local español en el apartado anterior, probablemente porque este último refleja una parte importante de dicho sentimiento global. El sentimiento global afecta de forma negativa y significativa a la cartera de volatilidad y a la cartera de dividendos. Sin embargo, aunque con el signo predicho, no se obtienen coeficientes significativos para las carteras de activos con mayor riesgo de insolvencia y la cartera de tamaño. Por su parte, los resultados para la ratio valor en libros-valor de mercado medio-bajo y alto-bajo tampoco son significativos⁽²⁸⁾. Con respecto a la parte específica del sentimiento local, se observa que éste ha reducido su capacidad explicativa en las carteras de BTM, pero sigue mostrando un efecto significativo en las carteras de volatilidad y de dividendos. Ello sugiere la existencia de un efecto significativo del sentimiento en esferas distintas, una de ámbito más global y otra local, que no está subsumida en la primera y que puede obedecer bien a factores institucionales o a factores culturales propios de cada mercado doméstico. De hecho, Schmeling (2009) ofrece argumentos centrados en la existencia de factores específicos de cada país, indicando que los resultados del sentimiento dependen significativamente del nivel de calidad institucional o de aspectos culturales específicos de cada mercado. Chang *et al.* (2012) proponen explicaciones adicionales incluyendo la integridad del mercado, la disponibilidad de información o el grado de conducta colectivista. Por último, Chang, *et al.* (2012) también enfatizan el papel de los factores específicos de cada país, atribuyendo importancia a la diferencias en la calidad de información, sistema legal o gobierno corporativo.

De este modo, en línea con los resultados de Baker *et al.* (2011), se puede observar que tanto el sentimiento global como el sentimiento local tienen una influencia relevante en las rentabilidades de los activos sensibles al sentimiento especialmente en los más volátiles y en los de menor reparto de dividendos.

Como se ha señalado, estos resultados constatan la existencia de una influencia del sentimiento del inversor sobre las rentabilidades de los activos, tanto por la vía del sentimiento global como por la vía del sentimiento local, por lo que los activos experimentarán un impacto significativo por ambos lados. En este punto, una cuestión interesante es conocer la posible relación entre ambos índices. Así, si bien es razonable pensar que una buena parte de la información que recogen dichos índices es conjunto (como muestran los altos niveles de correlación entre las variables individuales que lo forman), no es tan evidente

(28) Nuestros resultados obtenidos para la ratio valor en libros/valor de mercado están en línea con los obtenidos por Baker y Wurgler (2006) y por Baker *et al.* (2011). Con respecto a la sub-cartera alto-medio, ninguno de los dos trabajos obtiene un impacto significativo. Con respecto a la sub-cartera medio-bajo, ambos trabajos encuentran impacto positivo y significativo, que desaparece una vez incluidos los factores Fama-French (en el caso de Baker y Wurgler, 2006). En el caso de Baker *et al.* (2011) no es posible realizar la comparación puesto que no realizan la estimación con los factores de riesgo.

anticipar las posibles relaciones de causalidad entre ambos índices de sentimiento. Para responder a esta cuestión, se realiza un análisis de causalidad entre ambos índices que revele las posibles dependencias entre ellos⁽²⁹⁾. Los resultados del test de Granger no permiten rechazar la hipótesis nula de que el sentimiento local ortogonal español no causa al índice de sentimiento global ortogonal, con un *p-valor* de 0,70. Sin embargo, sí se rechaza la hipótesis de que el índice global ortogonal no causa al índice español ortogonal, con un *p-valor* de 0,06. Este último resultado muestra que una parte del sentimiento local es un reflejo del sentimiento global. Esta cuestión abre el interés sobre el posible mecanismo de transmisión de sentimiento entre mercados. Sin pretender cerrar esta compleja cuestión, en línea con lo planteado por Baker *et al.* (2011), se incorpora en la regresión una variable que mide los flujos de capitales de US al mercado doméstico, así como una variable de interacción entre esta última y el nivel de sentimiento. De obtener una relación positiva y significativa de esta variable de interacción, se tendrían indicios razonables para afirmar que el contagio de sentimiento se produce mediante la actuación de los inversores con sentimiento alto americano a través de los flujos internacionales de capitales. La expresión es la siguiente:

$$R_{alto,t+k}^j - R_{bajo,t+k}^j = \alpha_k^j + \beta_k^j \text{SENTSP}_t^\perp + \mu_k^j \text{BW}_t^\perp + \varphi_k^j |FC| + \eta_k^j |FC| * \text{BW}_t^\perp + u_{k,t}^j \quad (5)$$

donde $R_{alto,t+k}^j - R_{bajo,t+k}^j$ es la rentabilidad de la cartera autofinanciada de la característica *j*, asociada al periodo de mantenimiento $k = 6, 12$ ó 24 meses, BW_t^\perp es el índice de sentimiento ortogonal creado por Baker y Wurgler (2007) para el mercado americano, definido previamente, SENTSP_t^\perp es el sentimiento local español ortogonal y FC es el flujo de capitales invertidos en el mercado español desde inversores de EE.UU.⁽³⁰⁾

La tabla 7 muestra los resultados de esta estimación⁽³¹⁾. El efecto mostrado por ambos índices de sentimiento (SENTSP_t^\perp y BW_t^\perp) está en línea con la significatividad mostrada anteriormente. Sin embargo, aunque el coeficiente asociado a FC aparece significativo en las carteras *BTM* medio-bajo, volatilidad y dividendos, el coeficiente de la interacción del sentimiento americano y los flujos de caja de capitales que es el que reflejaría este canal de transmisión no es significativo. Esto indica que los resultados mostrados por Baker *et al.* (2011) sobre dicho mecanismo de transmisión no se confirman para el mercado español. Por tanto, parece que la relación entre índices de sentimiento no tiene un sustrato significativo relacionado con los flujos económicos, por lo que cobran cierto valor explicaciones basadas en factores estrictamente de comportamiento de los inversores. No obstante, como también señalan Baker, *et al.* (2011) esta cuestión es compleja y necesita de un análisis específico más profundo para poder obtener conclusiones más fundamentadas.

(29) Se ha realizado un VAR donde se han incluido ambos índices así como las variables macroeconómicas. De acuerdo con los resultados previos del contraste ADF, todas las variables son estacionarias. El criterio seguido para determinar el número de retardos es Schwarz.

(30) Los datos se obtienen del *Boletín del Tesoro Americano*. Para su cálculo, se obtiene el valor absoluto de los flujos de caja estandarizados y previamente normalizados por el valor de mercado.

(31) Por claridad, únicamente se muestran los resultados para un periodo de doce meses y para los índices ortogonales. En general, los resultados para los periodos de seis y veinticuatro meses son similares así como para los índices sin ortogonalizar considerando las variables macroeconómicas. Los resultados se encuentran disponibles bajo petición a los autores.

TABLA 7
 CONTAGIO DEL SENTIMIENTO, 1993-2007

| | <i>SENTSP</i> ^L | | <i>BW07</i> ^L | | <i>FC</i> | | <i>FC*BW07</i> ^L | |
|-----------------|----------------------------|-----------------|--------------------------|-----------------|-----------|-----------------|-----------------------------|-----------------|
| | Coef. | <i>p</i> -valor | Coef. | <i>p</i> -valor | Coef. | <i>p</i> -valor | Coef. | <i>p</i> -valor |
| <i>BTM(A-B)</i> | 0,17 | 0,47 | 0,67 | 0,08 | -1,31 | 0,13 | 0,34 | 0,36 |
| <i>BTM(M-B)</i> | 0,01 | 0,98 | 1,02 | 0,00 | -1,74 | 0,00 | 0,34 | 0,23 |
| <i>BTM(A-M)</i> | 0,16 | 0,39 | -0,35 | 0,18 | 0,44 | 0,24 | 0,01 | 0,98 |
| <i>TAM(P-G)</i> | 0,01 | 0,97 | 0,04 | 0,91 | -0,47 | 0,50 | 0,39 | 0,32 |
| <i>VOL(A-B)</i> | -0,68 | 0,03 | -1,58 | 0,00 | 1,98 | 0,00 | 0,21 | 0,78 |
| <i>DIV(B-A)</i> | -0,64 | 0,05 | -1,62 | 0,00 | 1,95 | 0,00 | -0,13 | 0,81 |

Resultados de la regresión del efecto del sentimiento y los flujos de capitales sobre las rentabilidades. *BW*^L es el índice de sentimiento ortogonal creado por Baker y Wurgler (2007) para el mercado americano y *FC* es el flujo de capitales invertidos en el mercado español desde inversores de EE.UU. Para su cálculo, se obtiene el valor absoluto de los flujos de caja estandarizados y previamente normalizados por el valor de mercado. Los errores son obtenidos utilizando la matriz de varianzas y covarianzas consistente a formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad de Newey-West (1987). Coeficientes multiplicados por 100.

5. ROBUSTEZ DE RESULTADOS ANTE LA ÚLTIMA CRISIS FINANCIERA

Con objeto de observar si los resultados se mantienen ante la presente crisis financiera, se va a analizar si se produce algún cambio en el efecto que el sentimiento del inversor tiene sobre las rentabilidades futuras de las acciones debido a la incorporación de este último período de crisis⁽³²⁾. Por lo tanto, se amplía el período de estudio hasta 2010 y se re-construyen los indicadores de sentimiento global y español, incorporando estos tres últimos años. Las medidas incluidas y el procedimiento de construcción es el mismo que en el apartado 2.2.⁽³³⁾

Inicialmente, se estudia del efecto del sentimiento del inversor local (*SENTSP*^L) sobre las carteras de activos re-estimando la ecuación [3]. Los resultados, recogidos en la tabla 8 Panel A, muestran que el efecto del sentimiento español sigue afectando de forma significativa en aquellas carteras en las que antes lo hacía. El sentimiento local tiene un impacto negativo y significativo sobre las carteras de volatilidad y dividendos en los tres horizontes temporales estudiados.

Además, se observa un impacto significativo y positivo sobre la cartera de la ratio *BTM* medio-bajo en seis meses. Al igual que en los resultados para el período 1993-2007 (recogidos en la tabla 5), el sentimiento local no muestra un impacto significativo sobre la cartera de la ratio *BTM* alto-bajo ni sobre la cartera de tamaño. El Panel B de la tabla 8 muestra los datos incorporando los factores de riesgo tradicionales. Los resultados son

(32) Zouaoui *et al.* (2011) y Bandopadhyaya y Troung (2010) analizan la relación sentimiento- crisis pero desde un punto de vista diferente al que se trata de explicar en este apartado. Estos autores se centran en el estudio de una posible predicción o explicación de la crisis a través del sentimiento. En este trabajo tratamos de observar el efecto del sentimiento incorporando una coyuntura de profunda y global crisis como es la actual.

(33) El indicador de sentimiento español presenta para este periodo las siguientes puntuaciones:

$$SENTSP_t = 0,356 CC_{t-1} - 0,216 ROT_t + 0,324 PVOL_{t-1} + 0,336 NOPI_{t-1} + 0,257 PROPI_{t-1} \quad [6]$$

TABLA 8
REGRESIONES DE LAS RENTABILIDADES DE LAS CARTERAS, 1993-2010.

Panel A: Efecto del sentimiento del inversor ortogonal.

| | SENTSP ^L | | | | | | |
|----------|---------------------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | SE | 6M | | 12M | | 24M | |
| | | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor |
| BTM(A-B) | + | 0,31 | 0,28 | 0,26 | 0,36 | 0,19 | 0,48 |
| BTM(M-B) | + | 0,43 | 0,08 | 0,32 | 0,22 | 0,23 | 0,33 |
| BTM(A-M) | - | -0,12 | 0,63 | -0,07 | 0,78 | -0,04 | 0,85 |
| TAM(P-G) | - | -0,37 | 0,35 | -0,36 | 0,35 | -0,36 | 0,34 |
| VOL(A-B) | - | -1,17 | 0,00 | -1,10 | 0,01 | -1,00 | 0,03 |
| DIV(B-A) | - | -1,08 | 0,00 | -1,04 | 0,00 | -0,92 | 0,00 |

Panel B: Efecto del sentimiento ortogonal controlando por los factores Fama-French (1993) y el factor momentum.

| | SENTSP ^L | | | | | | |
|----------|---------------------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | SE | 6M | | 12M | | 24M | |
| | | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor |
| BTM(A-B) | + | 0,44 | 0,13 | 0,37 | 0,20 | 0,26 | 0,32 |
| BTM(M-B) | + | 0,45 | 0,08 | 0,33 | 0,24 | 0,22 | 0,41 |
| BTM(A-M) | - | -0,01 | 0,97 | 0,03 | 0,89 | 0,05 | 0,81 |
| TAM(P-G) | - | -0,33 | 0,42 | -0,32 | 0,40 | -0,33 | 0,39 |
| VOL(A-B) | - | -0,93 | 0,00 | -0,85 | 0,00 | -0,76 | 0,00 |
| DIV(B-A) | - | -0,80 | 0,01 | -0,77 | 0,02 | -0,64 | 0,03 |

Resultados de las regresiones de las carteras construidas en línea a la aproximación en tiempo de calendario utilizada por Jegadeesh y Titman (2001) para un horizonte temporal de 6, 12 y 24 meses. Las carteras se construyen en función de las características de la ratio valor en libros-valor de mercado (BTM), tamaño (TAM), volatilidad (VOL) y dividendos (DIV). Alto (A)/grande (G) está formado por los activos clasificados en el quinto quintil y bajo (B)/pequeño (P) en el quintil más bajo. Medio (M) está formado por los activos clasificados en el tercer quintil. SENTSP^L es el índice de sentimiento creado para representar el sentimiento español y que está formado por cinco medidas individuales representativas del sentimiento, construido a través del análisis de componentes principales. Este índice se encuentra ortogonalizado por las variables macroeconómicas índice de producción industrial, consumo de bienes duraderos y no duraderos e índice de desempleo. En el Panel B se incluyen los factores de riesgo tradicionales: RMRF, SMB, HML y WML. SMB (HML) no es incluida como variable de control cuando SMB (BTM) es la variable dependiente. Los errores se obtienen utilizando la matriz de varianzas y covarianzas consistente a formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad de Newey-West (1987). La columna SE indica el signo esperado en la relación. Coeficientes multiplicados por 100.

similares a los mostrados en el Panel A, aunque en las carteras de volatilidad y dividendos en las que el efecto del sentimiento es significativo los coeficientes indican un impacto menor que cuando no se incluían los factores. Por lo tanto, la incorporación de la crisis financiera actual no parece afectar al efecto del sentimiento local sobre la rentabilidad futura de las acciones, puesto que los resultados son robustos a esta situación.

Dada la naturaleza global de esta crisis financiera, es interesante observar si el efecto del sentimiento global y el efecto de la parte específica del sentimiento local se mantienen con la ampliación del periodo final. Para ello, se re-estima la ecuación [4]. Los resultados se muestran en la tabla 9 Panel A sin incluir factores y en el Panel B incluyéndolos. Observando los dos paneles en conjunto podemos confirmar que el sentimiento global mantiene su significatividad en las carteras donde era significativo e incluso la amplía

a la cartera tamaño cuando no se consideran los factores de riesgo. Sin embargo, con respecto al impacto del sentimiento local más específico (al estar neto de la parte de sentimiento global) se observa que el efecto desaparece, perdiendo sensiblemente su capacidad explicativa en todos los casos en los que antes era significativo. Una posible explicación a este resultado puede deberse al carácter global de esta crisis que hace que el sentimiento global absorba de forma más pronunciada el sentimiento generalizado del mercado dejando sin fuerza al sentimiento específico local.

TABLA 9
EFFECTO DEL SENTIMIENTO GLOBAL Y LOCAL SOBRE LAS RENTABILIDADES DE LAS CARTERAS DE ACTIVOS, 1993-2010

Panel A: Efecto del sentimiento global y local, ambos ortogonales a variables macroeconómicas.

| | GLOBAL [⊥] | | | | | | RESSENTSP [⊥] | | | | | | |
|----------|---------------------|-------|---------|-------|---------|-------|------------------------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | 6M | | 12M | | 24M | | 6M | | 12M | | 24M | | |
| | SE | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor |
| BTM(A-B) | + | 0,17 | 0,46 | 0,25 | 0,27 | 0,21 | 0,32 | 0,22 | 0,35 | 0,06 | 0,80 | -0,09 | 0,68 |
| BTM(M-B) | + | 0,38 | 0,05 | 0,37 | 0,09 | 0,29 | 0,13 | 0,00 | 1,00 | -0,11 | 0,62 | -0,07 | 0,72 |
| BTM(A-M) | - | -0,21 | 0,25 | -0,13 | 0,49 | -0,08 | 0,63 | 0,22 | 0,25 | 0,17 | 0,33 | -0,02 | 0,91 |
| TAM(P-Q) | - | -0,49 | 0,08 | -0,46 | 0,08 | -0,45 | 0,07 | 0,02 | 0,96 | 0,00 | 0,99 | -0,07 | 0,84 |
| VOL(A-B) | - | -1,14 | 0,00 | -1,13 | 0,00 | -1,08 | 0,00 | -0,27 | 0,50 | -0,27 | 0,49 | -0,38 | 0,28 |
| DPS(B-A) | - | -1,04 | 0,00 | -1,01 | 0,00 | -0,87 | 0,00 | -0,33 | 0,37 | -0,30 | 0,40 | -0,28 | 0,40 |

Panel B: Efecto del sentimiento global y local, ambos ortogonales a variables macroeconómicas, controlando por los factores Fama-French (1993) y el factor momentum.

| | GLOBAL [⊥] | | | | | | RESSENTSP [⊥] | | | | | | |
|----------|---------------------|-------|---------|-------|---------|-------|------------------------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | 6M | | 12M | | 24M | | 6M | | 12M | | 24M | | |
| | SE | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor | Coef | p-valor |
| BTM(A-B) | + | 0,38 | 0,07 | 0,41 | 0,05 | 0,30 | 0,15 | 0,09 | 0,69 | -0,03 | 0,89 | -0,11 | 0,62 |
| BTM(M-B) | + | 0,43 | 0,04 | 0,39 | 0,10 | 0,25 | 0,24 | -0,10 | 0,65 | -0,20 | 0,37 | -0,11 | 0,60 |
| BTM(A-M) | - | -0,05 | 0,77 | 0,02 | 0,92 | 0,04 | 0,80 | 0,20 | 0,20 | 0,17 | 0,26 | 0,00 | 0,98 |
| TAM(P-Q) | - | -0,35 | 0,14 | -0,36 | 0,13 | -0,38 | 0,12 | -0,09 | 0,82 | -0,07 | 0,85 | -0,10 | 0,79 |
| VOL(A-B) | - | -0,84 | 0,00 | -0,81 | 0,00 | -0,78 | 0,00 | 0,04 | 0,91 | 0,04 | 0,89 | -0,09 | 0,69 |
| DPS(B-A) | - | -0,73 | 0,02 | -0,71 | 0,02 | -0,57 | 0,05 | -0,09 | 0,74 | -0,05 | 0,84 | -0,04 | 0,87 |

Resultados de las regresiones de las carteras construidas según la aproximación en tiempo de calendario utilizada por Jegadeesh y Titman (2001) para un horizonte temporal de 6, 12 y 24 meses. Las carteras se construyen en función de las características de la ratio valor en libros-valor de mercado (BTM), tamaño (TAM), volatilidad (VOL) y dividendos (DIV), Alto (A)/grande (G) está formado por los activos clasificados en el quinto quintil y bajo (B)/pequeño (P) en el quintil más bajo, Medio (M) está formado por los activos clasificados en el tercer quintil. El índice de sentimiento GLOBAL[⊥] es la parte común de sentimiento contenida por el índice de sentimiento de Baker y Wurgler (2006) y de cuatro países europeos. RESSENTSP[⊥] es el residuo obtenido mediante la ortogonalización del índice de sentimiento español con el índice GLOBAL. Ambos indicadores se encuentran ortogonalizados en su construcción por variables macroeconómicas (índice de producción industrial, consumo de bienes durables y no durables y el índice de desempleo). La columna SE indica el signo esperado en la relación. En el Panel B se incluyen los factores de riesgo tradicionales: RMRF, SMB, HML y WML. SMB (HML) no es incluida como variable de control cuando SMB (BTM) es la variable dependiente. Los errores son obtenidos utilizando la matriz de varianzas y covarianzas consistente a formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad de Newey-West (1987). Coeficientes multiplicados por 100.

Los resultados del test de Granger siguen mostrando que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el sentimiento local ortogonal español no cause al índice global ortogonal y se sigue manteniendo que el índice global ortogonal sí causa al índice español ortogonal, con un *p-valor* de 0,01. Estos datos confirman que el sentimiento local es un reflejo del sentimiento global, acrecentado en este período de crisis generalizada.

Finalmente, se analiza si el mecanismo de transmisión se encuentra relacionado con los flujos de capitales entre mercados en el contexto de esta última crisis financiera global. Los resultados de la re-estimación de la ecuación [5] se encuentran en la tabla 10. En ella se observa que los resultados son prácticamente similares a los encontrados anteriormente (tabla 7). La variable FC sigue siendo significativa en las carteras de la ratio BTM medio-bajo, en la cartera de volatilidad y en la cartera de dividendos. Igualmente, la interacción entre el indicador de sentimiento americano y los flujos de caja no muestra un efecto significativo sobre ninguna de las carteras objeto de estudio.

TABLA 10
CONTAGIO DEL SENTIMIENTO, 1993-2010

| | SENTSP [⊥] | | BW07 [⊥] | | FC | | FC*BW07 [⊥] | |
|----------|---------------------|----------------|-------------------|----------------|-------|----------------|----------------------|----------------|
| | Coef. | <i>p-valor</i> | Coef. | <i>p-valor</i> | Coef. | <i>p-valor</i> | Coef. | <i>p-valor</i> |
| BTM(A-B) | 0,16 | 0,66 | 0,37 | 0,24 | -0,78 | 0,11 | 0,17 | 0,53 |
| BTM(M-B) | 0,10 | 0,68 | 0,63 | 0,00 | -0,96 | 0,01 | 0,01 | 0,97 |
| BTM(A-M) | 0,05 | 0,86 | -0,26 | 0,33 | 0,19 | 0,51 | 0,16 | 0,43 |
| TAM(P-G) | -0,55 | 0,35 | 0,17 | 0,71 | -0,06 | 0,91 | 0,30 | 0,34 |
| VOL(A-B) | -0,87 | 0,15 | -0,82 | 0,08 | 1,12 | 0,04 | 0,64 | 0,28 |
| DIV(B-A) | -0,92 | 0,04 | -0,61 | 0,09 | 1,00 | 0,03 | 0,26 | 0,51 |

Resultados de las regresiones del efecto del sentimiento y los flujos de capital sobre las rentabilidades. BW[⊥] es el índice de sentimiento ortogonal creado por Baker y Wurgler (2007) para el mercado americano y FC es el flujo de capitales invertidos en el mercado español desde inversores de US. Para su cálculo, se obtiene el valor absoluto de los flujos de caja estandarizados y previamente normalizados por el valor de mercado. Los errores son obtenidos utilizando la matriz de varianzas y covarianzas consistente a formas generales de autocorrelación y heteroscedasticidad de Newey-West (1987). Coeficientes multiplicados por 100.

Este conjunto de análisis con el periodo ampliado permite ofrecer robustez a los resultados mostrados inicialmente, puesto que en líneas generales la significatividad de los parámetros se mantiene inalterada en las diferentes estimaciones. Únicamente cabe remarcar la pérdida de importancia del factor exclusivamente local del sentimiento español cuando se considera también el sentimiento global, cuestión que podría relacionarse con el carácter global de la crisis y por tanto con la idea de que el sentimiento local se mimetiza en mayor medida con el global en ese periodo.

6. CONCLUSIONES

El presente trabajo estudia el efecto del sentimiento sobre las rentabilidades del mercado español. Para ello se construye un índice del sentimiento local del mercado español utilizando variables de dicho mercado, siguiendo la propuesta de Baker y Wurgler (2006 y 2007).

La influencia del sentimiento local se analiza para el mercado en su conjunto y para carteras formadas por los activos más propensos a ser afectados por el sentimiento, es decir los más volátiles, pequeños, que no reparten dividendos y con ratios valor en libro valor de mercado extremos. Los resultados indican un efecto negativo significativo del sentimiento sobre estos activos, lo que haría pensar en un efecto reversión en la rentabilidad de los activos al encontrarse sobre o infravalorados según el nivel de sentimiento del inversor.

Además también se ha estudiado la influencia de un índice de sentimiento global, procedente de un agregado de varios mercados, y el índice local ortogonal a dicho sentimiento. Los resultados revelan la existencia de un efecto significativo del sentimiento en esferas distintas, una de ámbito más global y otra local, independiente de la global y cuya justificación puede obedecer bien a factores institucionales o a factores culturales del propio mercado doméstico, en línea con la literatura que enfatiza la importancia de aspectos específicos del país en el impacto del sentimiento sobre los activos (véase Schmeling, 2009; Chang *et al.* 2012).

También se ha mostrado que el sentimiento global causa significativamente al local, por lo que éste actúa, en parte, como espejo del global. Dado que, además, el sentimiento no parece transmitirse por la vía de la actividad económica ligada a los flujos de capitales, es posible que dicha transmisión de sentimiento se realice por la vía de variables asociadas al comportamiento del inversor.

Finalmente se ha analizado el papel que puede tener la actual crisis financiera sobre los resultados destacando la captación, en mayor medida, por parte del índice global del componente local, debido probablemente al carácter generalizado de esta crisis.

Dado el carácter de la variable estudiada resulta complicado derivar aspectos ligados a la protección legal o a la regulación de los propios mercados. Aquellos aspectos que tienen que ver con los incentivos de los agentes o inversores pueden ser “corregidos” mediante regulación. Sin embargo, los aspectos relacionados con los sesgos de comportamiento no responden a dichas actuaciones. Tampoco parece que la existencia de inversores informados, per se, pueda corregir este error de valoración. De hecho, la actuación de los inversores informados presenta problemas de arbitraje no triviales y altos costes de negociación. Investigaciones futuras empleando distintos países con características diferenciadoras o el mismo país con situaciones distintas podrían avanzar en mayor medida en las implicaciones que puedan tener para los inversores o reguladores.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABINZANO, I.; MUGA, L., y SANTAMARÍA, R. 2010 ¿Es el efecto momentum exclusivo de las empresas insolventes? *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 39 (147): 445-476.
- ANTONIOU, C.; DOUKAS, J. A., y SUBRAHMANYAM, A. 2013. Cognitive dissonance, Sentiment, and Momentum. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, forthcoming*.
- AU, K.; CHAN, F.; WANG, D., y VERTINSKY, I. 2003. Mood in foreign exchange trading: Cognitive processes and performance. *Organ. Behav. Hum. Decis. Process* 91: 322-328.

- BAKER, M., y WURGLER, J. 2006. Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance* 61 (4): 1.645-1.680.
- 2007. Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives* 21 (2): 129-151.
- BAKER, M.; WURGLER, J., y YUAN, Y. 2011. Global, local and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 104: 272-287.
- BAKER, M., y STEIN, J. 2004. Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets* 7: 271-299.
- BANDOPADHYAYA, A., y TRUONG, D. 2010. Who Knew: Financial Crises and Investor Sentiment. Financial Services Forum Publications. Disponible en: http://works.bepress.com/arindam_bandopadhyaya/1
- BLASCO, N.; CORREDOR, P., y FERRERUELA, S. 2009. Generadores de comportamiento imitador en el mercado de valores español. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 38 (142): 265-291.
- BROWN, G. W., y CLIFF, M. T. 2004. Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance* 11: 1-27.
- BROWN, G. W., y CLIFF, M. T. 2005. Investor sentiment and asset valuation. *Journal of Business* 78(2): 405-440.
- BROWN, G.; W. GOETZMANN, W. N.; HIRAKI, T.; SHIRAIISHI, N., y WATANABE, M. 2003. Investor sentiment in Japanese and U.S. daily mutual fund flows. Yale ICF Working Paper No 02-09.
- CARHART, M. M. 1997. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance* 52: 57-82.
- CHANG, Y. Y.; FAFF, R., y HWANG, C.-Y. 2012. Local and global sentiment effects, and the role of legal, trading and information environments. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=1787700>
- CORREDOR, P.; FERRER, E., y SANTAMARÍA, R. 2013. Investor sentiment effect in stock markets: Stock characteristics or country-specific factors? *International Review of Economics and Finance*, forthcoming.
- FAMA, E. F., y FRENCH, K. R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33: 3-56.
- HOFSTEDE, G. 2001. *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions, and Organizations across Nations*. Beverly Hills: Sage Publications.
- INCE, O. S., y PORTER, R. B. 2006. Individual equity return data from Thomson Datastream: Handle with care!. *Journal of Financial Research* 29: 463-479.
- ISEN, A. M. 1987. Positive affect, cognitive processes, and social behaviour. In L. BERKOWITZ (ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* 20. San Diego: Academic Press: 203-253.,
- JANSEN, W. J., y NAHUIS, N.J. 2003. The stock market and consumer confidence: European evidence. *Economics Letters* 79: 89-98.
- JEGADEESH, N., y TITMAN, S. 2001. Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *Journal of Finance* 56 (2): 699-720.
- JONES, C. M. 2002. A century of stock market liquidity and trading costs. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=313681>
- KOTHARI, S. P., y SHANKEN J. 1997. Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis. *Journal of Financial Economics* 44: 169-203.
- LA PORTA, F.; LÓPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A., y VISHNY, R. W. 1998. Law and Finance. *Journal of Political Economy* 106: 1.113-1.155.

LEMMON, M. y PORTNIAGUINA, E. 2006. Consumer confidence and asset prices: some empirical evidence. *Review of Financial Studies* 19 (4): 1.499-1.529.

NEWKEY, W. K., y WEST, K. D. 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55: 703-708.

QIU, L., y WELCH, I. 2006. Investor sentiment measures. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=589641> o [doi:10.2139/ssrn.589641](https://doi.org/10.2139/ssrn.589641)

RITTER, J. 1991. The long-run performance of initial public offerings. *Journal of Finance* 46: 3-27.

SCHMELING, M. 2009. Investor sentiment and stock returns: some international evidence. *Journal of Empirical Finance* 16: 394-408.

STIGLER, G. J. 1964. Public regulation of the securities markets. *Journal of Business*, 37: 117-142.

SCHWARZ, N. 2002. Emotion, cognition, and decision making. *Cognition and Emotion* 14: 433-440.

YU, J., y YUAN, Y. 2010. Investor sentiment and the mean-variance relation, *Journal of Financial Economics* 100: 367-381.

ZOUAOUI, M.; NOUYRIGAT, G., y BEER, F. 2011. How does investor sentiment affect stock market crises? Evidence from panel data. *The Financial Review* 46: 723-747.