

¿CÓMO AFECTAN CAMBIOS EN EL CONSENSO Y LA DISPERSIÓN EN LA VALORACIÓN DE ACTIVOS?*

Germán López y Joaquín Marhuenda**

WP-EC 2003-15

Correspondencia a: Germán López Espinosa, Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Universidad de Alicante, Campus San Vicente del Raspeig, 03071 ALICANTE, Tel.: 965 903 621, E-mail: G.Lopez@ua.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Julio 2003

Depósito Legal: V-3469-2003

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

* Los autores agradecen el apoyo del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto BEC2002-03797. También se quiere destacar la contribución de I/B/E/S International Inc. por facilitar el acceso a los datos sobre predicción de beneficios.

** G. López Espinosa y J. Marhuenda: Dpto. Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Universidad de Alicante.

¿CÓMO AFECTAN CAMBIOS EN EL CONSENSO Y LA DISPERSIÓN EN LA VALORACIÓN DE ACTIVOS?

Germán López y Joaquín Marhuenda

RESUMEN

Existe evidencia que muestra cómo la información contenida en las predicciones de consenso es eficientemente reflejada en los precios, sin embargo parece que el mercado falla en ajustar instantáneamente la nueva información sobre el beneficio de la empresa. Si esto es así, se podrían diseñar estrategias rentables basadas en las revisiones del consenso. En este trabajo se intenta indagar bajo qué condiciones las modificaciones del consenso afectan a la rentabilidad de los títulos. Los resultados obtenidos muestran que las acciones cuyas variaciones del consenso han sido más positivas obtienen rentabilidades anormalmente elevadas siempre que la dispersión de la estimación de consenso sea baja. Por tanto, la dispersión otorga credibilidad al cambio de expectativas propuesto por los analistas financieros. Similares resultados se obtienen para empresas de alto seguimiento y elevada capitalización bursátil, sugiriendo que tanto la atención como el tamaño son buenos indicadores de la calidad informativa que se le otorga al cambio en el consenso.

Palabras clave: analistas financieros, estimación de consenso, dispersión, nivel de seguimiento, cambio del consenso.

ABSTRACT

There is empirical evidence in the finance literature showing that information incorporated in the consensus estimate of earnings per share (EPS) is efficiently reflected by share prices while the market is quite inefficient in discounting consensus shifts. In this situation, it is possible that investors earn excess returns by trading on information related to earning revisions of financial analysts. The question of whether in all conditions EPS revisions convey valuable information motivates this article. Empirical results show that stocks with best EPS monthly change and lowest dispersion earn higher abnormal returns. However, dispersion gives credibility to the prospective changes of a firm estimated by financial analysts. We have obtained similar results with high followed firms and also for large ones suggesting that attention and size are good proxies of quality of information incorporated in consensus revisions.

Keywords: Financial analysts, consensus estimate, dispersion, coverage level, consensus change.

1. Introducción

El concepto de eficiencia del mercado ocupa un papel central en el ámbito de las finanzas modernas. Así, en un mercado que tenga esta propiedad se espera que los precios de las acciones, en él negociadas, reflejen, completa e instantáneamente, toda la información disponible. Por tanto, en este contexto desaparece la posibilidad de establecer estrategias de negociación sistemáticas que proporcionen rentabilidades anormales.

A pesar de esta consideración, se observa como las **compañías de análisis (agencias de valores)** dedican importantes sumas de dinero a la captación, análisis y publicación de información a través de la cuál emiten tanto predicciones sobre los beneficios esperados de determinadas empresas como recomendaciones de compra (venta) de las acciones de éstas. Lógicamente, la posibilidad de que mediante la actividad de los analistas financieros se pueda predecir la rentabilidad de las acciones cuestiona seriamente la validez de la hipótesis de eficiencia del mercado y constituye una cuestión de gran interés en el ámbito de la investigación en finanzas.

De esta forma, el estudio del efecto sobre la rentabilidad de las predicciones de beneficios ha sido una cuestión de creciente interés en la literatura financiera. Sin embargo, el impacto de las divergencias en las predicciones realizadas por los analistas ha recibido una menor atención por parte de la literatura financiera. Así, el objetivo de este trabajo consiste en comprobar si las predicciones de beneficios realizadas por los analistas financieros pueden ser usadas para desarrollar estrategias de inversión rentables. De forma más precisa, en este trabajo se examina, siguiendo la evidencia obtenida por Dische [2002]¹, cuál es el impacto que tiene sobre la rentabilidad de las acciones las revisiones en las predicciones de beneficios realizadas por los analistas financieros. Adicionalmente, se considera cuál es el impacto sobre la rentabilidad del nivel de dispersión en las predicciones de consenso.

Para ello el estudio está organizado de la siguiente forma: a continuación se efectúa una breve revisión de la literatura relacionada; en el apartado dos se describen los datos utilizados; seguidamente, se analiza las relaciones de las variables en estudio y su relevancia

¹ Dische [2002] comprueba que una estrategia de inversión consistente en mantener con posiciones largas en aquellas acciones con mayores revisiones al alza en las predicciones de los beneficios y cortas en acciones con fuertes revisiones a la baja proporciona rentabilidades anormales. Acentuándose esta rentabilidad anormal cuando dicha estrategia se implanta en aquellas empresas con menor dispersión en las predicciones de consenso.

valorativa; en el cuarto apartado se estudia la relación entre la rentabilidad y el cambio en la predicción de consenso; en el quinto, se examina la relación entre la rentabilidad y la dispersión de las estimaciones de los analistas; en el apartado sexto, se estudian las posibles interacciones y, finalmente, se presentan las conclusiones.

1.1. Literatura relacionada

La realización de predicciones de beneficios de las empresas cotizadas es uno de los aspectos más importantes de la actividad de los analistas financieros. Es un hecho constatado que, en promedio, los analistas tienden a realizar predicciones excesivamente optimistas, lo que se atribuye, fundamentalmente, al conflicto de intereses que crea su doble papel de expertos y empleados de sociedades financieras.

Algunos de los estudios más citados que evidencian lo anterior serían los de Fried y Givoly [1982], O'Brien [1988], Ali et al. [1992], Abarbanell y Bernard [1992], Patz [1989], Capstaff et al. [1995, 1997]. Larrán y Rees [1996, 1997] obtuvieron este mismo comportamiento para el caso español. Lim [1998] demostró que utilizando indistintamente datos de Value Line, I/B/E/S y Zacks para las predicciones de los analistas, se obtenía sesgo optimista en las estimaciones. Por otra parte, también se encuentra evidencia de sesgo optimista en las predicciones de beneficios de largo plazo (entre otros, La Porta [1996], Dechow y Sloan [1997] y Rajan y Servaes [1997]). Dugar y Nathan [1995] muestran evidencia a favor de que los inversores pueden ser conscientes del optimismo de las predicciones y, por tanto realicen un ajuste de las mismas, aunque no demuestran si el ajuste es completo.

Sedor [2002] en un estudio experimental afirma que el optimismo contenido en las predicciones puede ser causado en parte por la forma en que los directivos de las empresas comunican su información a los analistas financieros. Como consecuencia, los analistas pueden emitir estimaciones optimistas no intencionadamente, especialmente para compañías en situación de pérdidas. Esta autora afirma que cuando la información sobre el futuro desarrollo estratégico de las compañías se comunica mediante escenarios, las predicciones de hasta dos años son más optimistas.

Larrán y Rees [1999] aportan evidencia de que los pronósticos de consenso obtienen menores errores que las predicciones individuales de los analistas para el caso español. Si se asume, por una parte, la existencia de una tendencia optimista en las estimaciones de beneficios y que los pronósticos de consenso son los que por término medio proporcionan menores errores, sería lógico pensar que el consenso puede tener contenido informativo

incremental. Por un lado, si las predicciones individuales son suficientemente independientes, habrá un efecto diversificador entre los errores de las estimaciones individuales y por otro, los errores de medida en las variables fundamentales utilizadas en el proceso de estimación pueden también ser diversificados mediante las estimaciones de consenso. Por tanto, es un interesante objetivo de investigación comprobar si estrategias basadas en el consenso son rentables en el mercado de capitales español.

Elton et al. [1981] encuentran que la información incorporada en las estimaciones de consenso es eficientemente reflejada en los precios. Los autores afirman que los gestores de carteras pueden alcanzar mejores resultados si sus decisiones están basadas en la diferencia entre sus propias predicciones y las de consenso. Arnott [1985] demuestra que aunque el mercado es relativamente eficiente al descontar las estimaciones actuales de consenso, es bastante ineficiente para descontar cambios en el consenso. En su trabajo, los cambios en el consenso no son incorporados en el precio hasta tres meses después. Evidencia en este sentido fue la obtenida por Brown [1978], el cual indicó que el mercado fallaba en ajustar instantáneamente la nueva información sobre el beneficio de la empresa.

Elton et al.[1986] y Womack [1996] muestran que estrategias basadas en comprar acciones que recientemente han sido revisadas hacia recomendaciones de compra y vender aquellas que acaban de obtener recomendaciones de venta suponen estrategias rentables. Dische y Zimmermann [1999] en un estudio basado en los títulos cotizados en el mercado de capitales suizo, muestran que comprar títulos que hayan obtenido las mejores revisiones en las predicciones de consenso y mantener la cartera durante un mes, genera una rentabilidad anormal significativa de un 14% anual sin incluir los costes de transacción. Si se aplica esta estrategia para títulos no incluidos en el índice del mercado suizo, la rentabilidad aumenta hasta el 20%.

Sin embargo, el impacto de las divergencias en las expectativas de los analistas sobre las compañías ha sido ampliamente desatendido en la literatura financiera, ya que los estudios se centraban en medir y explicar los posibles errores y sesgos de éstos. Si se asume la existencia de una tendencia optimista en las estimaciones de beneficios, se podría pensar que, dado que los participantes del mercado son conscientes de su existencia y ajustan sus expectativas teniendo en cuenta el mismo, fuertes revisiones al alza en las estimaciones de beneficios serían convincentes sólo si un gran número de analistas está de acuerdo con esa mejora en las perspectivas de la empresa, es decir, sólo cuando la dispersión de las predicciones de beneficios es baja. Este es el propósito principal de este trabajo, intentar indagar si en el mercado español los cambios en las predicciones de consenso de los analistas financieros son tenidos en cuenta por los agentes del mercado y si la importancia o

credibilidad que le den a las mismas está en función de su dispersión. Por otra parte, también se podría estudiar si cambios descendentes significativos de las estimaciones de consenso provocan ventas masivas de los títulos revisados sin necesidad de que la dispersión fuera baja, dando lugar a un posible comportamiento asimétrico de las variaciones en el consenso.

Dische [2002] muestra, para los títulos cotizados en el mercado alemán de 1987 al 2000, que si se construye una cartera con una posición larga en acciones con revisiones al alza en las predicciones de consenso y corta en títulos con revisiones a la baja, se obtienen rentabilidades anormales positivas. Este estudio evidencia que la tendencia de los precios en la dirección de las revisiones perdura hasta seis meses después, cantidad de tiempo necesaria para que el grueso de la nueva información sea incorporado en el precio. Un resultado todavía más importante es que la rentabilidad anormal de la anterior estrategia aumenta significativamente para acciones con baja dispersión en sus predicciones de consenso. Para el autor, la revisión representa la fuerza de la nueva información trasladada al mercado de capitales, mientras que su importancia o peso estadístico viene determinado por la dispersión existente sobre ese activo financiero. Por tanto, aquellos títulos que tengan una fuerte revisión al alza y una baja dispersión de las estimaciones realizadas sobre los mismos, los inversores atribuirán una mayor credibilidad al cambio de expectativas y ello es lo que explica las rentabilidades obtenidas para éstos en el mercado alemán durante el periodo estudiado. El autor también realiza el análisis en varios subperiodos obteniendo los mismos resultados, dando robustez a las conclusiones derivadas del análisis realizado. Por tanto, se aporta evidencia a favor de que tanto las revisiones como su grado de dispersión es tenido en cuenta por los participantes de mercado a la hora de definir sus estrategias de inversión, apoyándose en la idea de que la dispersión mide la incertidumbre asociada a la información trasladada por los analistas financieros sobre las empresas.

Por otra parte, Cooper et al.[2001] encuentran que las revisiones de las predicciones de los analistas líderes de un valor son más informativas que las revisiones realizadas por los analistas que no se distancian del consenso. Para identificar a los analistas líderes de cada valor, utilizan tres aproximaciones. La primera de ellas es intentar identificarlos a través de qué analistas revelan sus predicciones antes que otros. La segunda aproximación es utilizar el volumen de negociación alrededor de sus revisiones para intentar clasificarlos. Por último, los clasifican en función de la precisión de sus predicciones. Aplicando las tres aproximaciones, estos autores desvelan el mismo grupo de analistas líderes para cada valor.

Zitzewitz [2001] afirma que los analistas exageran sus diferencias con el consenso en lugar de ser tendentes a él. Adicionalmente, afirma que los analistas sobreponderan su anterior información privada, o lo que es lo mismo, en su revisión tiene poca importancia el

error de predicción del período anterior. Este hallazgo sirve para reconciliar la aparente inconsistencia de sobre e infrareacción de DeBondt y Thaler [1990] y Abarbanell y Bernard [1992].

Byard [2002] confirma que la precisión de la información anterior al anuncio de beneficios incrementa con el tamaño de la compañía. Los analistas procesan información pública heterogénea produciendo predicciones agregadas (consenso) más precisas cuanto mayor sea el tamaño de la compañía. Este resultado sirve para intentar observar en este trabajo si en el mercado de capitales español los cambios en el consenso de los analistas influyen de manera diferente según el tamaño de la compañía, puesto que para el anterior autor, los beneficios de agregar predicciones individuales para generar expectativas de beneficios resumidas más precisas están relacionados con el tamaño de la empresa.

Otros trabajos, como el de La Porta [1996] evidencian que estrategias contrarias utilizando las expectativas de los analistas para formar carteras obtienen altas rentabilidades. En concreto, cuando las acciones son clasificadas según el crecimiento esperado de los beneficios, los títulos con bajas expectativas superan a los de altas expectativas en un 20%. Según este autor, estos resultados no entran en contradicción con los obtenidos por Elton et al.[1986] y Womack [1996], ya que los analistas probablemente emitan recomendaciones de compra cuando el precio sea relativamente bajo con respecto a su valor intrínseco y no sólo porque su expectativa de crecimiento en beneficios sea elevada.

Mian y Teo [2001] no detectan para el mercado japonés ninguna diferencia significativa en la magnitud del sesgo optimista entre estimaciones de beneficios de empresas de crecimiento y de valor. Estos autores también afirman que la relación encontrada por La Porta [1996], según la cual existen mayores errores de predicción para las empresas de crecimiento, es causa de utilizar como deflactor el precio en lugar del valor absoluto del beneficio realizado.

Puesto que la enorme mayoría de los estudios ha puesto de manifiesto, en diferentes mercados de capitales, la existencia de un fuerte sesgo optimista en la predicción de beneficios, parece razonable pensar que los inversores pudieran ser conscientes de él y actuaran en consecuencia, tal y como afirman Dugar y Nathan [1995]. En este sentido, los agentes del mercado podrían verse estimulados a utilizar una magnitud agregada, como la predicción de consenso, como ayuda a la toma de sus decisiones de inversión, puesto que con ésta se pueden diversificar los errores y reducir el sesgo de los analistas afiliados.

Por otra parte, se sabe que la nueva información sobre un valor es lo que puede afectar a su precio. Si ésta es lo suficientemente significativa, es muy posible que sea trasladada a la predicción de consenso a través de las variaciones individuales de las estimaciones, por tanto el cambio en la estimación media podría ser una buena aproximación de la nueva información sobre un título existente en el mercado. Un factor que puede afectar a la influencia de la información sobre el precio del activo, podría ser las diferencias de opinión de los analistas financieros. Por todo ello, la cuestión de si teniendo en cuenta los cambios en el consenso de los analistas y el grado de convergencia de sus expectativas sobre los títulos se pueden obtener estrategias rentables, es la principal motivación de este trabajo.

2. Datos

La muestra analizada en este estudio consiste en las rentabilidades mensuales, ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y "splits", de títulos pertenecientes a las compañías cotizadas en el mercado continuo entre diciembre de 1990 y diciembre de 1999 que tengan al menos dos estimaciones mensuales de beneficios. El número de empresas oscila, cuando se estudia el grado de dispersión, entre un mínimo de 93 – que ocurrió en abril y mayo de 1996- y un máximo de 117 alcanzado en septiembre de 1999 y, cuando se analiza el cambio en el consenso, entre un mínimo de 97 (abril de 1996) y un máximo de 127 compañías (noviembre de 1991). Para cada una de estas empresas se utiliza la siguiente información extraída de la base de datos I/B/E/S (Institutional Broker Estimation System):

- 1) Como proxy de la nueva información mensual sobre el beneficio de cada empresa se toma la variación relativa que sufre el pronóstico de consenso medido por

$$\left(\frac{\hat{X}_2 - \hat{X}_1}{\hat{X}_1} \right) \text{ donde } \hat{X}_2 \text{ es la última estimación de consenso conocida}^2.$$

² Tanto para el cálculo del grado de dispersión como para el cambio en el pronóstico de consenso también se ha utilizado la mediana de la estimación de consenso en lugar de la media, dada la posible asimetría de los beneficios, obteniéndose resultados idénticos a los aquí mostrados. Por otra parte, los datos de dispersión, consenso y nivel de seguimiento son calculados por I/B/E/S el día anterior al tercer viernes de cada mes.

- 2) Como grado de dispersión mensual de la estimación de consenso se utiliza el coeficiente de variación medido como $\left(\frac{S}{|\bar{X}|} \right)$, donde S es la desviación standard de la estimación de consenso y $|\bar{X}|$ el valor absoluto de la media del consenso.
- 3) Como indicador del nivel de seguimiento de una empresa se utilizó el número de estimaciones mensuales de beneficios para un año recibidas por cada compañía. Sólo se tienen en cuenta aquellas empresas para las que en el mes en estudio haya al menos dos estimaciones, puesto que en este estudio se trata de averiguar la influencia de los cambios en el consenso y la dispersión sobre la rentabilidad.
- 4) La capitalización mensual de mercado de cada empresa de la muestra fue utilizada como proxy del tamaño.

Por otra parte, se ha estimado la rentabilidad mensual de la cartera de mercado como la media equiponderada de las rentabilidades mensuales de todas las acciones del mercado continuo que cotizaron durante cada mes, hayan formado parte o no de la muestra final de este estudio. Adicionalmente, como rentabilidad del activo libre de riesgo se ha utilizado el tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos del Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España.

3. Relevancia valorativa

A continuación con objeto de mostrar las posibles relaciones entre las variables estudiadas se presenta en la Tabla 1 las correlaciones de Spearman existentes entre las mismas. Como se puede observar cuando una empresa recibe un mayor número de estimaciones mensuales de beneficios, la dispersión existente sobre la estimación de consenso es menor. Esto podría estar sugiriendo que las empresas que gozan de una mayor cobertura, el mercado dispone de mayor información depurada sobre ellas y como consecuencia, el grado de divergencia sobre las expectativas de estas compañías es menor. Por tanto, de ser cierto lo anterior, la asimetría informativa existente en las empresas más seguidas por los analistas financieros será menor. También se desprende que las empresas más seguidas son las que ostentan un mayor valor de mercado, lo que está en la línea de los resultados obtenidos en el primer capítulo y que apoyan la idea de McNichols y O'Brien [1997] quienes presentan evidencia a favor de que tanto las recomendaciones como las predicciones de los analistas son

selectivas, estando condicionadas por sus expectativas acerca de la evolución futura de la empresa.

Tabla 1. Coeficientes de correlación de Spearman entre las principales variables utilizadas

DISP: grado de dispersión mensual de la media del consenso, medida como el cociente entre la desviación standard y el valor absoluto de la media; CC: cambio en el consenso, medido como la variación mensual producida en la estimación media; Atención: número de estimaciones mensuales de resultados para cada empresa de la muestra, sin tener en cuenta las empresas que reciben menos de dos estimaciones; MV: valor de mercado mensual de la empresa.

	DISP	CC	Atención
CC	-0,0331 (0,0002)		
Atención	-0,2964 (0,0000)	-0,0171 (0,1901)	
MV	-0,4438 (0,0000)	0,0381 (0,0034)	0,7033 (0,0000)

p-valores del contraste de significatividad entre paréntesis.

Por otro lado, también se puede resaltar que el grado de divergencia de los analistas financieros a la hora de estimar el beneficio empresarial influye sobre el valor de mercado de la empresa de tal forma que si la dispersión es grande, el grado de incertidumbre sobre la misma será mayor y esto provoca que la acción se venda potencialmente con un descuento.

Por último se puede observar que cambios en el consenso alcistas disminuyen la dispersión existente sobre la estimación de consenso y viceversa, lo que evidencia que la variación mensual del consenso provoca por sí misma un cierto cambio en la dispersión existente sobre el beneficio medio estimado. También se desprende de la misma tabla que los cambios en el consenso afectan en la misma dirección al valor de mercado de la empresa, aunque aquí el grado de correlación no es grande, quizás debido en parte a que el consenso es calculado por I/B/E/S normalmente el día anterior al tercer viernes de cada mes, siendo más bien a partir de esa fecha cuando el cambio en el consenso pueda afectar al precio del título correspondiente, pudiendo no influir de manera notable en la rentabilidad de ese mes³. Por otra parte, Arnott [1985] y Brown [1978] demuestran que el mercado no ajusta instantáneamente la nueva información sobre el beneficio de la compañía, lo que explicaría el hecho de que el cambio en el consenso producido a finales de mes no afectara notoriamente a la rentabilidad de ese mes.

³ La correlación de Pearson para el cambio en el consenso y el valor de mercado tiene un coeficiente de -0.0037 con un p-valor de 0.7742.

Una vez se ha mostrado las relaciones dos a dos entre las variables fundamentales de este estudio, se intenta indagar la relevancia valorativa del cambio en la estimación media de los analistas financieros y el grado de dispersión teniendo en cuenta el nivel de seguimiento que tiene cada título en el mercado de capitales español. En la Tabla 2 se muestran los resultados tras realizar las regresiones de los cinco modelos propuestos. Dado que el cambio en el consenso y la divergencia en las estimaciones de beneficios realizadas por los analistas se ve influenciado por el nivel de seguimiento que recibe un determinado valor, se ha estudiado la influencia de las dos primeras variables sobre el valor de mercado de la empresa en presencia de la última.

Tabla 2. Relevancia valorativa del cambio en el consenso y la dispersión

Modelo [1]: $P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 AT_{it} + \gamma_2 CC_{it} + \varepsilon_{it}$; Modelo [2]: $P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 AT_{it} + \gamma_2 DISP_{it} + \varepsilon_{it}$;

Modelo [3]: $P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 AT_{it} + \gamma_2 (CC_{it} \times DISP_{it}) + \varepsilon_{it}$;

Modelo [4]: $P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 AT_{it} + \gamma_2 CC_{it} + \gamma_3 DISP_{it} + \varepsilon_{it}$;

Modelo [5]: $P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 AT_{it} + \gamma_2 CC_{it} + \gamma_3 DISP_{it} + \gamma_4 (CC_{it} \times DISP_{it}) + \varepsilon_{it}$

Para reducir los inconvenientes del denominado "efecto escala" todas las variables incluidas en la regresión se encuentran deflactadas por el activo total de la empresa al principio de cada año. El periodo muestral abarca desde diciembre de 1990 hasta diciembre de 1999, donde P_{it} : valor de mercado de las acciones de la compañía i en el mes t ; AT_{it} : número de estimaciones de beneficio para el ejercicio en curso que recibe la empresa i en el mes t ; CC_{it} : variación en la estimación de consenso en el mes t desde el mes anterior; $DISP_{it}$: cociente entre la desviación standard y el valor absoluto de la predicción media; R^2 aj: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N : Número de observaciones incluidas en la regresión.

Modelo	Constante	AT	CC	DISP	CC x DISP	R ² aj.	N
[1]	0,4278*** (22,35)	2.363,14*** (51,65)	-529,74 (-1,49)			0,2525	7.900
[2]	0,4286*** (20,96)	2.430,89*** (51,44)		-2.651,45*** (-7,80)		0,2664	7.291
[3]	0,4137*** (20,22)	2.387,60*** (50,63)			32,28 (0,12)	0,2602	7.284
[4]	0,4287*** (20,95)	2.430,34*** (51,40)	-532,86 (-1,12)	-2.624,15*** (-7,70)		0,2663	7.284
[5]	0,4316*** (21,09)	2.446,11*** (51,52)	1.689,40** (2,09)	-3.484,96*** (-8,22)	-1.678,45*** (-3,40)	0,2674	7.284

Entre paréntesis los t-estadísticos de significatividad individual basados en los errores estándar consistente ante heterocedasticidad de White [1980]

***Significativo al 1%

**Significativo al 5%

*Significativo al 10%

Como se observa en la Tabla 2, la evidencia obtenida indica la existencia de una relación positiva y muy significativa entre la atención que recibe una compañía por parte de

los analistas financieros y su valor en el mercado, por tanto, una vez más se percibe, como afirman McNichols y O'Brien [1997], que los analistas cubren a las empresas cuyas expectativas son más favorables dejando la cobertura de aquellas cuyas perspectivas no son tan halagüeñas.

De la misma tabla se desprende una relación negativa y significativa entre la dispersión y el valor de mercado de la compañía, apoyando la idea de que mayores grados de dispersión suponen en cierta manera distintas interpretaciones a la información revelada por la empresa y/o una mayor asimetría informativa sobre esa compañía, lo que provoca que los inversores le atribuyan un mayor tasa de descuento a la hora de tomar sus decisiones de compra. En cuanto al cambio en el consenso, tan sólo resulta significativo al 5% cuando aparecen todas las demás variables en estudio, observando que las variaciones en el consenso afectan en la misma dirección al valor de mercado, aunque quizás como consecuencia de que dichos cambios no puedan ser conocidos hasta finales de mes y éstos no sean ajustados instantáneamente, su influencia sobre la rentabilidad de ese mes en concreto no sea notable. Por último, se observa en el modelo [5] que distintos niveles de variaciones en las estimaciones de consenso y dispersión afectan al precio, esto servirá de apoyo para intentar averiguar más adelante de qué forma afectan.

4. Cambio en el consenso

Uno de los propósitos principales de este trabajo es indagar si para el mercado de capitales español los cambios en la estimación media de consenso afectan al precio de los títulos. Para ello, al final de cada mes del período muestral los títulos disponibles son clasificados de peor a mejor cambio, con respecto al mes anterior, en la estimación de consenso de beneficios del año en curso, de acuerdo con la información suministrada por I/B/E/S. A continuación, y de acuerdo con la clasificación previa, los títulos son asignados a diez carteras que representan cuál es la variación en la estimación de consenso que han obtenido los títulos que forman parte de ellas. Así, la cartera CC1 refleja el peor cambio en el consenso y la cartera CC10 el más positivo. Seguidamente, se calculan para cada cartera su rentabilidad en el mes siguiente al de formación asignando idéntico peso a cada título que forma parte de la cartera. Actuando de esta forma se dispone de una serie temporal de 108 rentabilidades mensuales para cada cartera y, adicionalmente, como consecuencia de la metodología de formación de cartera empleada se minimiza al máximo la posible aparición de un sesgo de supervivencia.

En la Tabla 3 se presentan los resultados obtenidos utilizando como procedimiento de estimación el Método Generalizado de los Momentos⁴. Como se observa en la segunda columna, son las carteras cuarta, sexta, octava y novena las que exhiben una rentabilidad significativa al 5% y positiva. Por otra parte, la diferencia entre la cartera con más negativo y mejor cambio en el consenso no es significativamente distinta de cero. La última fila de la mencionada columna contiene el resultado de aplicar el test de Wald, observando en la misma que se rechaza la hipótesis de que la rentabilidad media para las diferentes carteras de cambio en las expectativas sea la misma con un nivel de significación inferior al 1%.

Tabla 3. Resultados obtenidos teniendo en cuenta el cambio en el consenso

	RENTABILIDAD MEDIA	σ	ALFAS DE JENSEN	BETA
CC1	0.013877 (1.451) 0.1496	0.084706	-0.002221 (-0.584) 0.5605	1.265649 (11.444) 0.0000
CC2	0.005050 (0.661) 0.5102	0.063827	-0.008660 (-2.940) 0.0040	0.942459 (16.564) 0.0000
CC3	0.013010 (1.583) 0.1163	0.067785	-0.001329 (-0.460) 0.6465	1.027623 (15.540) 0.0000
CC4	0.015837 (2.117) 0.0365	0.064700	0.001903 (0.759) 0.4495	0.972731 (17.733) 0.0000
CC5	0.012221 (1.648) 0.1022	0.062915	-0.001343 (-0.423) 0.6735	0.922761 (15.670) 0.0000
CC6	0.020209 (2.588) 0.0110	0.066755	0.006290 (1.821) 0.0714	0.970831 (21.553) 0.0000
CC7	0.011400 (1.494) 0.1381	0.068164	-0.003048 (-1.116) 0.2671	1.042172 (18.335) 0.0000
CC8	0.020181 (2.669) 0.0088	0.068270	0.005769 (2.601) 0.0106	1.037431 (13.764) 0.0000
CC9	0.017570 (2.348) 0.0207	0.068674	0.003208 (1.320) 0.1898	1.030670 (15.750) 0.0000
CC10	0.011051 (1.220) 0.2253	0.084484	-0.005145 (-1.581) 0.1168	1.278834 (16.455) 0.0000
CC1-CC10	0.002826 (0.590) 0.5564	0.055695	0.002924 (0.695) 0.4886	-0.013184 (-0.100) 0.9213
χ^2 p-valor	33.90170 0.000093	χ^2 p-valor=0	40.92617 0.000012	

⁴ Todos los resultados de aquí en adelante han sido obtenidos utilizando este método de estimación.

Antes de elaborar las conclusiones es necesario realizar el análisis teniendo en cuenta la existencia de diferentes niveles de riesgo. Para ello, se efectúa un ajuste por riesgo en el contexto del CAPM estimando la siguiente ecuación:

$$R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + (R_{Mt} - r_{ft}) \beta_p + e_{pt} \quad \begin{matrix} p = 1, 2, \dots, 10 \\ t = 1, 2, \dots, 108 \end{matrix} \quad [6]$$

donde R_{pt} es la rentabilidad de la cartera p en el mes t , r_{ft} es la rentabilidad del activo libre de riesgo en t , α_p es el alfa de Jensen, R_{Mt} es la rentabilidad de mercado en t , β_p es la beta de la cartera p y e_{pt} es el residuo de la cartera p en el mes t .

En este nuevo contexto, la hipótesis nula consiste en contrastar si el CAPM se cumple, y en consecuencia no existen rentabilidades anormales que estén vinculadas al nivel de variación. Dado que las rentabilidades anormales vienen dadas por los alfas de Jensen, la hipótesis nula se aceptará si éstos son conjuntamente iguales a cero; en caso contrario, se rechazará el CAPM.

Como se puede observar en la cuarta columna de la Tabla 3 tan sólo se observa una rentabilidad anormalmente negativa y significativa al 1%, tratándose de la segunda cartera, obteniendo la sexta y octava rentabilidades anormales positivas siendo la primera de ellas significativa al 10% y la segunda al 5%. Por tanto, no se observa claramente que la rentabilidad anormal crezca de forma monótona en función del cambio en el consenso producido, aunque sí se puede decir que ciertos títulos con cambios alcistas obtienen mayores rentabilidades ajustadas por riesgo. Esto quizás nos está sugiriendo que no todos los cambios positivos tienen influencia sobre el activo en cuestión, es decir, no sería descabellado pensar que para que una variación alcista en el consenso se vea incorporada en el precio, ésta debería ser consecuencia de que una mayoría de analistas que cubren el valor estuvieran de acuerdo con ese cambio de expectativas. Por todo lo anterior, más adelante se estudiará el impacto de las variaciones mensuales del consenso teniendo en cuenta el grado de dispersión existente en el pronóstico de consenso de cada título.

Por último, resaltar que el diferencial de rentabilidad entre las carteras extremas sigue sin ser significativo y el test de Wald indica que la hipótesis nula de ausencia de rentabilidad anormal para las diez carteras conjuntamente se rechaza con un nivel de significación inferior al 1%. Por tanto, los resultados obtenidos sugieren que el CAPM sería incapaz de explicar los diferentes niveles de rentabilidad obtenidos en las carteras clasificadas de acuerdo con el grado de cambio que ha sufrido el consenso de cada título.

5. Dispersión del consenso

Parece lógico pensar que una vez se conoce el pronóstico de consenso, la información transmitida por el mismo también está en función de la dispersión existente sobre él. Si sobre el consenso existe una dispersión alta, esta situación sugeriría que hay un mayor nivel de incertidumbre sobre el título o una mayor asimetría informativa, lo que el inversor percibiría como un mayor riesgo afectando en consecuencia a la rentabilidad requerida por él. En este apartado se intentará comprobar si la dispersión afecta al proceso de valoración de activos en el mercado de capitales español.

Para ello, al final de cada mes del período muestral los títulos disponibles son clasificados de menor a mayor dispersión existente sobre su estimación de consenso de acuerdo con la información suministrada por I/B/E/S. A continuación, y de acuerdo con la clasificación previa, los títulos son asignados a diez carteras que representan cuál es la dispersión del pronóstico de consenso que han obtenido los títulos que forman parte de ellas. Así, la cartera D1 refleja la menor dispersión y la cartera D10 la mayor. Seguidamente, se calculan para cada cartera su rentabilidad en el mes siguiente al de formación asignando idéntico peso a cada título que forma parte de la cartera. Actuando de esta forma se dispone de una serie temporal de 108 rentabilidades mensuales para cada cartera y, adicionalmente, como consecuencia de la metodología de formación de cartera empleada se minimiza al máximo la posible aparición de un sesgo de supervivencia.

En la Tabla 4 se muestran los resultados obtenidos según las carteras construidas en función del grado de dispersión de la estimación de consenso de los títulos que las conforman. En la segunda columna se puede observar que la rentabilidad es mayor para aquellas carteras con un menor nivel de dispersión, siendo la primera cartera la que ofrece un mayor rendimiento. Sin embargo, la diferencia entre las carteras extremas no es significativamente distinta de cero y se acepta que no existen diferencias significativas entre las rentabilidades de las carteras construidas en base a la dispersión.

No obstante, lo anterior puede estar afectado por la no consideración explícita del riesgo. Una vez más, como se ha realizado en el apartado previo, se procede a analizar los resultados mediante un ajuste por riesgo con el CAPM. Como se observa en la cuarta columna de la Tabla 4, los alfas de Jensen son significativamente distintos de cero al 10% para las carteras primera, séptima y décima, siendo positivo para la primera de ellas y negativo para las otras dos.

Tabla 4. Resultados obtenidos teniendo en cuenta la dispersión del consenso

	RENTABILIDAD MEDIA	σ	ALFAS DE JENSEN	BETA
D1	0.018332 (2.728) 0.0074	0.056430	0.005356 (1.899) 0.0603	0.843028 (16.085) 0.0000
D2	0.015585 (2.196) 0.0303	0.057985	0.002453 (0.819) 0.4145	0.864193 (13.872) 0.0000
D3	0.014977 (2.101) 0.0380	0.063692	0.001437 (0.481) 0.6317	0.919433 (14.848) 0.0000
D4	0.011099 (1.659) 0.1000	0.057913	-0.001911 (-0.754) 0.4523	0.847683 (18.269) 0.0000
D5	0.013847 (2.092) 0.0388	0.060149	0.000171 (0.109) 0.9132	0.937802 (23.838) 0.0000
D6	0.014682 (1.822) 0.0712	0.066325	0.000575 (0.201) 0.8414	0.996109 (16.224) 0.0000
D7	0.010951 (1.511) 0.1336	0.065245	-0.003314 (-1.786) 0.0770	1.017513 (17.712) 0.0000
D8	0.015838 (1.716) 0.0891	0.085641	-0.000289 (-0.075) 0.9404	1.269571 (12.474) 0.0000
D9	0.013445 (1.319) 0.1900	0.088995	-0.003289 (-0.865) 0.3888	1.351679 (15.434) 0.0000
D10	0.011764 (1.097) 0.2751	0.094952	-0.005799 (-1.889) 0.0616	1.463859 (21.020) 0.0000
D1-D10	0.006568 (1.005) 0.3173	0.065449	0.011155 (2.284) 0.0244	-0.620831 (-5.388) 0.0000
χ^2 p-valor	8.711961 0.464276	χ^2 p-valor=0	12.78029 0.236217	

Curiosamente, una vez se ajusta por riesgo, el diferencial de rentabilidad entre las carteras de menor y mayor dispersión pasa a ser de 1,11% mensual a favor de la que contiene títulos con una dispersión más baja y significativo al 5%, lo que evidencia que quizás el mercado a la hora de incorporar en el precio las expectativas de una compañía en concreto no sólo se fije en la nueva información del beneficio, sino también en el grado de divergencia que existe sobre la misma. A pesar de esta evidencia, se acepta la hipótesis nula de ausencia conjunta de rentabilidad anormal para las diferentes carteras lo que significa que el CAPM sería capaz de explicar los distintos niveles de rentabilidad obtenidos por las carteras de dispersión, no observándose ningún comportamiento anormal.

5.1. *Dispersión residual con respecto al cambio en el consenso*

El resultado obtenido en el apartado anterior muestra la no existencia conjunta de rentabilidades anormales cuando se tiene en cuenta sólo la dispersión de la estimación de consenso para conformar carteras de inversión. En la Tabla 1 se observa que existe una correlación significativa entre la dispersión y las variaciones en el consenso de los analistas financieros. Una vez observado este resultado, puede surgir la cuestión de si, dado que cambios en el consenso pueden provocar variaciones en la dispersión, el comportamiento observado para la dispersión persiste cuando se analiza la dispersión que no es explicada por las variaciones en las expectativas de beneficios. Se trata de averiguar si teniendo en cuenta que las empresas pueden tener una diferente dispersión antes y después de la modificación del consenso provocada por el simple cambio, esto puede descubrir diferentes rentabilidades al analizar los rendimientos obtenidos al construir carteras de inversión en función de la divergencia en las expectativas que no es explicada por variaciones en el consenso.

Para ello se ha calculado el grado de dispersión independiente del cambio en el consenso mediante la siguiente regresión en sección cruzada para cada uno de los meses en estudio:

$$DISP_{it} = \beta_0 + \beta_1 CC_{it} + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, n \\ t = 1, 2, \dots, 108 \end{matrix} \quad [7]$$

donde $DISP_{it}$ representa el nivel de dispersión en la estimación de consenso de la compañía i en el mes t , CC_{it} será el cambio en el consenso de la empresa i en el mes t , n representa el número de activos existentes en el mes t y ε_{it} , el grado de dispersión residual, es decir, independiente de la variación sufrida en el consenso.

Una vez obtenido el grado de dispersión residual, al final de cada mes del período muestral los títulos disponibles son clasificados de menor a mayor dispersión residual. A continuación, y de acuerdo con la clasificación previa, los títulos son asignados a diez carteras que representan cuál es la dispersión no explicada por el cambio en el consenso de los títulos que forman parte de ellas. Así, la cartera DRCC1 refleja la menor dispersión residual y la cartera DRCC10 la mayor. Seguidamente, se calculan para cada cartera su rentabilidad en el mes siguiente al de formación asignando idéntico peso a cada título que forma parte de la cartera. Actuando de esta forma se dispone de una serie temporal de 108 rentabilidades mensuales para cada cartera y, adicionalmente, como consecuencia de la metodología de formación de cartera empleada se minimiza al máximo la posible aparición de un sesgo de supervivencia.

Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 9 del Anexo no difiriendo de los aportados en la Tabla 4⁵.

6. Interacciones

6.1. Interacción entre la variación del consenso y la dispersión

Los apartados previos han puesto de manifiesto, por un lado, la existencia de un comportamiento anómalo de la rentabilidad relacionado con la revisión mensual del consenso y, por otro, que aunque no existen diferencias significativas en las rentabilidades de las carteras ordenadas según su grado de dispersión si que se observa que la cartera de menor divergencia en las expectativas de los analistas supera significativamente a la mayor en cerca de un 1,12% mensual. Por tanto, parece conveniente comprobar si para diferentes niveles de cambio en las expectativas de las empresas juega un papel importante el grado de homogeneidad en la opinión de los analistas sobre las mismas a la hora de valorar la compañía.

En principio, parece razonable pensar que no todos los cambios alcistas en el consenso gozarán de la misma credibilidad y por tanto no todos afectarán de la misma forma al precio. Revisiones muy positivas del consenso para que sean convincentes para los inversores quizás se necesite que una proporción elevada de los analistas que cubren el valor revisado estén de acuerdo con este cambio de expectativas, o sea que la dispersión sea baja, lo que atribuiría

⁵ Dado que en la Tabla 1 se observó que existía una correlación significativa entre la dispersión mensual del pronóstico de consenso y el número de estimaciones que cada mes reciben las empresas, también se calcula el grado de dispersión independiente del nivel de atención mediante la siguiente regresión en sección cruzada para cada uno de los meses en estudio:

$$DISP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log(1 + EST_{it}) + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, n \\ t = 1, 2, \dots, 108 \end{matrix} \quad [8]$$

donde $DISP_{it}$ representa el nivel de dispersión en la estimación de consenso de la compañía i en el mes t , EST_{it} será el número de estimaciones que ha recibido la empresa i en el mes t , n representa el número de activos existentes en el mes t y ε_{it} , el grado de dispersión residual, es decir, independiente del nivel de atención.

Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 10 del Anexo no observándose diferencias apreciables con los mostrados en la Tabla 4.

credibilidad a la nueva información sobre el beneficio contenida en la revisión. Precisamente esto es lo que se intenta contrastar en este trabajo para el mercado de capitales español.

Con esta finalidad, los títulos son ordenados mensualmente de acuerdo con su dispersión y variación en el consenso. Así, los valores disponibles se ordenan de acuerdo con su dispersión en tres percentiles⁶ estando formado por los títulos de menor dispersión el primero de ellos. Simultáneamente, los títulos son ordenados independientemente de acuerdo con su cambio en el consenso en tres percentiles siendo el primero de ellos el que representa a los títulos cuya variación ha sido más negativa. A partir de estas dos clasificaciones se ordenan los títulos mensualmente en nueve carteras, exigiéndole a cada título para que pueda formar parte de una de estas carteras que pertenezca simultáneamente al percentil requerido de dispersión y de cambio en el consenso. Seguidamente, se calcula de igual forma que en los apartados anteriores la rentabilidad mensual de cada cartera. Actuando así, se obtienen nueve carteras que proporcionan una serie temporal ininterrumpida de 108 observaciones mensuales.

En el Panel A de la Tabla 5 aparecen las rentabilidades medias para cada una de las nueve carteras. Se observa que cuando la dispersión es baja, cambios en el consenso moderados o alcistas suponen rentabilidades positivas y significativas al 5%, aunque la diferencia entre la cartera con variaciones más negativas y la que ostenta revisiones más positivas no es significativa. Cambios mensuales alcistas suponen una rentabilidad de un 1,61% mensual cuando la dispersión es moderada, siendo la diferencia entre las carteras con peores y mejores revisiones de aproximadamente un 0,7% mensual y significativa al 5%. En principio, parece observarse una mayor rentabilidad de las carteras con cambios positivos cuando la dispersión es media o baja sugiriendo que es en estos casos cuando el cambio de expectativas tiene influencia sobre el precio.

Una vez más, dado que el análisis anterior se ha efectuado sin tener en cuenta el efecto que el riesgo tiene sobre la rentabilidad, se procede a emplear rendimientos ajustados por riesgo obtenidos a partir del CAPM, mostrando los resultados en el Panel B de la Tabla 5. La diferencia entre las carteras extremas de cambio en el consenso es significativa cuando la dispersión es baja o media, siéndolo al 10% para la primera diferencia y al 5% para la segunda y siempre a favor de la cartera con un cambio más positivo de expectativas. Este

⁶ El primer percentil es el 30% de la muestra, el segundo va desde el 30 hasta el 70% y el tercero el resto. Todas las carteras de este estudio construidas en base a dos factores utilizarán los tres percentiles mencionados anteriormente.

Tabla 5. Resultados obtenidos teniendo en cuenta el cambio en el consenso y la dispersión

*CC: En esta fila se presentan las diferencias entre las carteras con peor y mejor variación en la estimación de consenso, dado un nivel de dispersión.

*D: En esta columna se presentan las diferencias entre las carteras con el nivel inferior y superior de dispersión, dado un nivel de cambio en la estimación de consenso. En el recuadro inferior se muestra la diferencia entre la cartera compuesta por títulos peor cambio en el consenso y menor dispersión y la que tiene activos con mejor cambio y mayor dispersión.

PANEL A: Rentabilidades puras				
	D-1	D-2	D-3	*D
CC-1	0.010232 (1.303)	0.009189 (1.203)	0.011562 (1.132)	-0.001330 (-0.213)
CC-2	0.016827** (2.555)	0.011812* (1.811)	0.017279* (1.745)	-0.000452 (-0.076)
CC-3	0.017549** (2.394)	0.016179** (2.227)	0.012662 (1.274)	0.004887 (0.757)
*CC	-0.007317 (-1.584)	-0.006990** (-2.212)	-0.001100 (-0.235)	-0.002430 (-0.389)
PANEL B: Rentabilidades ajustadas por riesgo				
	D-1	D-2	D-3	*D
CC-1	-0.003489 (-0.922)	-0.004776* (-1.911)	-0.005213 (-1.387)	0.001725 (0.321)
CC-2	0.003733 (1.408)	-0.001573 (-1.031)	0.000922 (0.217)	0.002811 (0.537)
CC-3	0.004736 (1.364)	0.002050 (0.984)	-0.004291 (-1.164)	0.009027 (1.537)
CC	-0.008225 (-1.824)	-0.006825** (-2.056)	-0.000923 (-0.209)	0.000802 (0.142)

Estadísticos t entre paréntesis.

***Significativo al 1%

**Significativo al 5%

*Significativo al 10%

resultado viene a confirmar lo obtenido anteriormente evidenciando que las revisiones mensuales en el consenso tienen influencia sobre la rentabilidad cuando la dispersión no es elevada.

Para seguir profundizando en lo anterior y dado que como se mostró en la Tabla 1, las variaciones mensuales en el consenso influyen sobre la dispersión, a continuación se va a repetir el análisis realizado en este apartado, pero en lugar de utilizar la dispersión se trabajará con la dispersión que no es consecuencia de la variación producida en el consenso con el fin de averiguar si el comportamiento observado persiste cuando se utiliza otra medida de divergencia en las expectativas de los analistas o asimetría informativa.

6.2. Interacción entre la revisión del consenso y la dispersión residual

En este subapartado se utiliza la misma metodología de formación de carteras que en el anterior, pero aquí se trabajará con la modificación mensual del consenso y con la dispersión ortogonal⁷ a la anterior variable. Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 6.

Tabla 6. Resultados obtenidos teniendo en cuenta el cambio en el consenso y la dispersión residual

*CC: En esta fila se presentan las diferencias entre las carteras con peor y mejor variación en la estimación de consenso, dado un nivel de dispersión residual.

*DR: En esta columna se presentan las diferencias entre las carteras con el nivel inferior y superior de dispersión residual, dado un nivel de cambio en la estimación de consenso. En el recuadro inferior se muestra la diferencia entre la cartera compuesta por títulos con peor cambio en el consenso y menor dispersión residual y la que tiene activos con mejor cambio y mayor dispersión residual.

PANEL A: Rentabilidades puras				
	DR-1	DR-2	DR-3	*DR
CC-1	0.007377 (0.950)	0.014552 (1.658)	0.009357 (0.894)	-0.001980 (-0.356)
CC-2	0.017344** (2.593)	0.012844* (1.964)	0.014237 (1.392)	0.003107 (0.502)
CC-3	0.021496*** (2.961)	0.015694** (2.171)	0.012744 (1.343)	0.008752 (1.194)
*CC	-0.014119** (-2.557)	-0.001142 (-0.294)	-0.003387 (-0.658)	-0.005367 (-0.957)
PANEL B: Rentabilidades ajustadas por riesgo				
	DR-1	DR-2	DR-3	*DR
CC-1	-0.006396* (-1.961)	0.000012 (0.003)	-0.007390* (-1.946)	0.000994 (0.217)
CC-2	0.004241 (1.519)	-0.000572 (-0.343)	-0.002301 (-0.513)	0.006542 (1.206)
CC-3	0.009916** (2.155)	0.001481 (0.754)	-0.03837 (-1.001)	0.013753** (2.034)
*CC	-0.016312*** (-3.128)	-0.001469 (-0.363)	-0.003553 (-0.742)	-0.002559 (-0.477)

Estadísticos t entre paréntesis.

***Significativo al 1%

**Significativo al 5%

*Significativo al 10%

En el Panel A de la Tabla 6 se observa que cambios en el consenso moderados o alcistas proporcionan rentabilidades positivas y significativas, al 5% el primero de ellos y al 1% el segundo, cuando la dispersión residual es baja. Se obtiene una rentabilidad de aproximadamente un 2,15% mensual para los cambios de consenso más positivos cuando la

⁷ La metodología de construcción de esta variable está explicada en el subapartado 5.1.

dispersión de la estimación de consenso es baja. Si la dispersión residual es media, se obtienen rentabilidades positivas para los cambios de consenso moderados o alcistas, aunque la diferencia entre las carteras extremas de variación en el consenso no es significativa. Por tanto, inicialmente se puede afirmar que las modificaciones moderadas o alcistas tienen un impacto claro sobre el precio cuando la dispersión residual es baja. Las revisiones del consenso no afectan a la rentabilidad si la divergencia de expectativas entre los analistas financieros es elevada.

De nuevo, se completa el análisis anterior empleando rentabilidades ajustadas por riesgo obtenidas a partir del CAPM, ofreciéndose los resultados en el Panel B de la Tabla 6. Se observa que el cambio de consenso más pesimista obtiene una rentabilidad ajustada por riesgo negativa de un 0,64% mensual con un p-valor asociado de 0,0526 cuando la dispersión residual es baja. Las revisiones más positivas en el consenso obtienen una rentabilidad anormal de un 0,99 % mensual y significativa al 5% si la divergencia entre las expectativas es baja. También la diferencia entre las variaciones extremas del consenso cuando existe un alto grado de homogeneidad en la opinión de los analistas es de un 1,63% mensual después de ajustar por riesgo y significativa con un nivel inferior al 1%, siendo evidentemente esta diferencia favorable a las acciones que experimentan un mejor cambio de expectativas. Por tanto se puede afirmar que cambios importantes, en términos relativos, en el pronóstico de consenso cuando la divergencia en las expectativas de los analistas es baja provocan rentabilidades anormales. Por todo lo anterior es lógico pensar que la dispersión observada es lo que atribuye credibilidad a la nueva información sobre el beneficio trasladada por el cambio en el consenso⁸.

También se observa que la diferencia entre la cartera con dispersión residual baja y alta cuando se reciben revisiones alcistas en la estimación de consenso es de un 1,37% mensual, una vez se ajusta por riesgo, a favor de la que tiene una menor dispersión evidenciando que la información proporcionada por las revisiones es tenida en cuenta por el mercado de capitales cuando la divergencia sea baja en términos relativos.

⁸ También se ha comprobado que estos resultados se mantienen cuando la muestra se divide en dos percentiles equidistantes de variación del consenso y en otros dos de dispersión residual. Los resultados confirman las anteriores conclusiones y se pueden observar en la Tabla 11 del Anexo.

6.3. *Interacción entre la revisión del consenso y la atención*

Otra interesante cuestión surgida en la elaboración de este estudio es comprobar si dado que de la Tabla 1 se desprendía que la atención y la dispersión estaban relacionadas negativamente, los resultados obtenidos persisten cuando se utiliza el nivel de seguimiento que reciben los títulos como medida de credibilidad que se le otorga a la revisión del pronóstico de consenso. Por una parte, se puede pensar que los títulos que reciben una mayor cobertura son sobre los que el mercado dispone de una mayor información procesada y depurada como consecuencia de la actividad del analista, por lo que es posible que la información adicional sobre la compañía proporcionada por el cambio en la estimación de consenso sea más fácilmente evaluada y trasladada de forma más eficiente al precio cuanto mayor nivel de cobertura reciba un valor. Por otra parte, un mismo cambio porcentual en la predicción de consenso, en la mayoría de los casos, ha de estar avalado por un mayor número de analistas cuando esta variación se produce para empresas que reciben un nivel elevado de seguimiento, por lo que sería razonable pensar que ante una misma revisión del pronóstico parece más fiable la modificación otorgada a una empresa más atendida, simplemente por el hecho de que la estimación de consenso está conformada por un número significativo de analistas financieros.

Por todo lo anterior, en principio, se esperaría que las revisiones de las empresas más atendidas tengan una mayor influencia sobre el precio. Con esta finalidad, se ha procedido a construir carteras según el cambio en el consenso y el número de estimaciones recibidas por las empresas con idéntica metodología a la explicada anteriormente. Los resultados de este análisis se muestran en la Tabla 7.

En el Panel A de esta Tabla se disponen las rentabilidades medias para las carteras construidas en base a los dos criterios comentados anteriormente. Por un lado se observa claramente como las revisiones moderadas o alcistas tienen un efecto notable sobre la rentabilidad cuando la empresa es muy seguida, alcanzado un rendimiento de aproximadamente un 2,25% mensual y significativo al 1% para la cartera con elevada cobertura y mejor revisión. También hay que destacar que la diferencia entre el mejor y peor cambio en el consenso para las empresas más atendidas es de aproximadamente un 1,34% a favor de las compañías con variaciones más positivas.

Tabla 7. Resultados obtenidos teniendo en cuenta el cambio en el consenso y la atención

*CC: En esta fila se presentan las diferencias entre las carteras con peor y mejor variación en la estimación de consenso, dado un nivel de atención.

*A: En esta columna se presentan las diferencias entre las carteras con el nivel inferior y superior de atención, dado un nivel de cambio en la estimación de consenso. En el recuadro inferior se muestra la diferencia entre la cartera compuesta por títulos con peor cambio en el consenso y menor atención y la que tiene activos con mejor cambio y mayor atención.

PANEL A: Rentabilidades puras				
	A-1	A-2	A-3	*A
CC-1	0.013610 (1.375)	0.010744 (1.229)	0.009116 (1.214)	0.004494 (0.764)
CC-2	0.011298 (1.570)	0.014131* (1.851)	0.018944*** (2.760)	-0.007646* (-1.694)
CC-3	0.015992* (1.919)	0.012771 (1.622)	0.022487*** (2.953)	-0.006495 (-1.276)
*CC	-0.002382 (-0.428)	-0.002028 (-0.509)	-0.013371*** (-4.660)	-0.008877 (-1.416)
PANEL B: Rentabilidades ajustadas por riesgo				
	A-1	A-2	A-3	*A
CC-1	-0.001853 (-0.416)	-0.004561* (-1.840)	-0.005050* (-1.788)	0.003197 (0.645)
CC-2	-0.002252 (-0.840)	0.000036 (-0.016)	0.005275* (1.772)	-0.007528* (-1.674)
CC-3	0.001727 (0.488)	-0.002376 (-0.905)	0.007872*** (2.702)	-0.006144 (-1.210)
*CC	-0.003580 (-0.713)	-0.002184 (-0.587)	-0.012921*** (-4.757)	-0.009724* (-1.827)

Estadísticos t entre paréntesis.

***Significativo al 1%

**Significativo al 5%

*Significativo al 10%

Otro aspecto a destacar tanto de esta tabla como de las dos anteriores es la influencia positiva en determinados casos de las variaciones intermedias (CC-2) del consenso cuando no se realiza el ajuste por riesgo, esto puede ser consecuencia de que las revisiones de los pronósticos tienen en cierta manera un sesgo alcista, es decir, es más probable que una revisión positiva de la estimación sea trasladada al mercado que no una negativa. Evidencia en este sentido es la aportada por McNichols y O'Brien [1997] quienes afirman que los analistas tienden a eliminar la cobertura continua o no actualizan sus predicciones cuando reciben nueva información de aquellas compañías cuyo futuro consideran que no será favorable. Por tanto, de ser cierto lo anterior, la cartera de peores variaciones en el consenso no será capaz de captar totalmente el cambio negativo de expectativas producido en el mercado, pues una parte de los analistas dejarán de cubrir el valor antes de bajar su predicción y otros no la modificarán aunque le otorguen unas peores perspectivas. Como consecuencia de ello, la cartera intermedia (CC-2) tendrá una cierta tendencia alcista en las revisiones de las estimaciones de consenso de los títulos que la conforman.

Una vez se realiza el ajuste por riesgo derivado del CAPM, cuyos resultados se muestran en el Panel B de la Tabla 7, se puede observar como las empresas más seguidas y con mejores variaciones en el consenso obtienen una rentabilidad anormal cercana a un 0,79% mensual, siendo ésta significativa al 1%. El diferencial de rentabilidad entre las empresas con peores y mejores revisiones es de un 1,29% mensual, después de ajustar por riesgo, con un nivel de significación inferior al 1% y a favor de las compañías con cambios más favorables si nos movemos entre las más atendidas. Los cambios en el consenso más negativos provocan rentabilidades anormales negativas cuando la empresa es mediana o altamente atendida, aunque tan sólo son significativas al 10%.

Por todo lo anterior, se puede concluir que la atención al igual que la dispersión transfieren credibilidad a la información trasladada mediante el pronóstico de consenso, ya que como se observa en la Tabla 7 es sobre las empresas más atendidas sobre las que se obtiene una rentabilidad anormal de acuerdo con el cambio de expectativas publicado.

Por último, mencionar que la cartera más atendida y de cambio de consenso intermedio proporciona una rentabilidad anormal positiva de un 0,53% mensual, siendo significativa al 10%. El diferencial de rentabilidad entre la cartera compuesta por títulos con menor y mayor nivel de seguimiento cuando nos movemos en una variación del consenso intermedia es de aproximadamente un 0,75% mensual a favor de la cartera más vigilada, siendo significativo también al 10%. Esto último sería consecuencia de lo explicado anteriormente sobre la existencia de un determinado sesgo alcista en las revisiones de consenso fundamentado por el sesgo de selección de los analistas financieros apuntado por McNichols y O'Brien [1997], lo que provocaría que en la cartera de variación intermedia del consenso hubiesen más modificaciones positivas que negativas.

6.4. *Interacción entre la revisión del consenso y el tamaño*

Según Byard [2002] las estimaciones de consenso son más precisas cuanto mayor sea el tamaño de la compañía. Este autor sugiere que el analista sirve como un procesador de información pública cumpliendo esta función con mayor nivel cuanto la demanda de tal información sea mayor, produciéndose esto para compañías de mayor tamaño. Él encuentra que los beneficios de agregar predicciones individuales para generar expectativas de beneficios resumidas más precisas dependen del tamaño de la compañía. Por tanto, el último propósito de este trabajo consiste en observar si en el mercado de capitales español se observan comportamientos anómalos para los cambios en el consenso en función de su capitalización bursátil.

Con este objetivo se han construido carteras conforme a la metodología expuesta en el subapartado 6.1, pero aquí teniendo en cuenta la variación del consenso y el tamaño. Los resultados se muestran en la Tabla 8.

Tabla 8. Resultados obtenidos teniendo en cuenta el cambio en el consenso y el tamaño

*CC: En esta fila se presentan las diferencias entre las carteras con peor y mejor variación en la estimación de consenso, dado un nivel de tamaño.

*T: En esta columna se presentan las diferencias entre las carteras con el nivel inferior y superior de tamaño, dado un nivel de cambio en la estimación de consenso. En el recuadro inferior se muestra la diferencia entre la cartera con activos con peor cambio en el consenso y menor tamaño y la que tiene títulos con mejor cambio y de mayor tamaño.

PANEL A: Rentabilidades puras				
	T-1	T-2	T-3	*T
CC-1	0.015334 (1.227)	0.011063 (1.385)	0.0010444 (1.599)	0.004889 (0.543)
CC-2	0.013748 (1.505)	0.011103* (1.747)	0.019308*** (3.175)	-0.005560 (-0.952)
CC-3	0.010691 (1.149)	0.016186* (1.896)	0.019668*** (2.953)	-0.008977 (-1.456)
*CC	0.004643 (0.624)	-0.005123 (-1.274)	-0.009224** (-2.116)	-0.004334 (-0.513)
PANEL B: Rentabilidades ajustadas por riesgo				
	T-1	T-2	T-3	*T
CC-1	-0.002927 (-0.561)	-0.003257 (-1.299)	-0.002698 (-0.888)	-0.000229 (-0.034)
CC-2	-0.002078 (-0.634)	-0.001510 (-0.741)	0.006351** (2.318)	-0.008429* (-1.692)
CC-3	-0.005342 (-1.527)	0.001173 (0.445)	0.006232* (1.937)	-0.011574** (-2.302)
*CC	0.002415 (0.386)	-0.004430 (-1.209)	-0.008930** (-2.261)	-0.009159 (-1.476)

Estadísticos t entre paréntesis.

***Significativo al 1%

**Significativo al 5%

*Significativo al 10%

Como se observa en el Panel A de la Tabla 8, cambios en el consenso intermedios o favorables proporcionan rentabilidades positivas cuando el tamaño de la empresa es medio o elevado, aunque cuando la empresa es de mediana capitalización los rendimientos obtenidos son sólo significativos al 10%, siéndolo al 1% cuando la empresa está entre las de mayor capitalización bursátil. El diferencial de rentabilidad entre las empresas con peores y mejores revisiones de entre las empresas más grandes es de un 0,92% a favor de las empresas con cambios más favorables con un nivel de significación inferior al 5%. Por tanto, en principio, las rentabilidades observadas pudieran ser consecuencia de la mayor precisión de los cambios en el consenso asociados con las empresas de mayor dimensión, lo que otorgaría una mayor credibilidad a la información contenida en la variación del consenso de este tipo de empresas.

En el Panel B de la Tabla 8 se muestran los resultados una vez se han ajustado las rentabilidades por riesgo en el contexto del CAPM. Como se observa, las empresas de mayor tamaño obtienen rentabilidades anormalmente positivas para cambios en el consenso intermedios y favorables. El diferencial de rentabilidad entre la cartera de menor y mayor tamaño es aproximadamente de un 1,16% mensual con un nivel de significación inferior al 5% cuando se analizan compañías que han recibido las mejores revisiones del consenso. También supone una estrategia rentable el tener una posición larga en activos con las mejores modificaciones del consenso y que tengan una mayor capitalización bursátil, y corta en aquellos con peores cambios y que sean de gran tamaño. Todo esto sugiere que las estimaciones de consenso son más fiables para las empresas de mayor dimensión tal y como propuso Byard [2002], y quizás como consecuencia de esto, las revisiones del consenso de este tipo de compañías tengan un mayor y más rápido efecto en el precio de las mismas.

Por otra parte, cabe reseñar que el resultado obtenido para las empresas de mayor dimensión y cambio en el consenso intermedio puede ser explicado por lo comentado en el subapartado anterior sobre el sesgo positivo de las revisiones de la estimación de consenso, ya que los analistas pueden no actualizar sus predicciones cuando reciben nueva información de aquellas compañías cuyas expectativas no son favorables.

7. Conclusiones

La realización de predicciones de beneficios es una de las actividades del analista con mayor seguimiento entre los agentes del mercado de capitales. En los últimos veinte años, numerosos estudios han puesto de manifiesto para un gran número de países la existencia de sesgo optimista en las estimaciones de los analistas. Por otra parte, se ha evidenciado que los pronósticos de consenso contienen menores errores que las predicciones individuales, esto fue demostrado por, entre otros, Larrán y Rees [1999] para el caso español. Por tanto, hay evidencia aportada a favor de que existen ventajas al agregar predicciones individuales para generar expectativas de beneficios resumidas más precisas. Por un lado, se diversifican los errores de las estimaciones individuales y, por otro, los errores de medida de las variables utilizadas en el proceso de estimación pueden también ser diversificados mediante el pronóstico de consenso.

Una vez observadas las ventajas aportadas por la agregación de las predicciones individuales, Elton et al. [1981] encuentran que la información incorporada en las estimaciones de consenso es eficientemente reflejada en los precios. Sin embargo, Arnott

[1985] afirma que el mercado es bastante ineficiente para descontar cambios en el consenso y Brown [1978] aporta evidencia de que el mercado no ajusta instantáneamente la nueva información sobre el beneficio.

Por tanto, se considera una importante cuestión el descubrir si en el ámbito del mercado español de capitales, los cambios en el consenso afectan a la rentabilidad de los títulos. La evidencia obtenida en este trabajo apunta a que cambios significativamente alcistas en el consenso se relacionan con rentabilidades anormales positivas cuando se estudian empresas cuyo pronóstico de consenso goza de una dispersión baja. Si se construye una cartera de compañías con baja dispersión no motivada por el cambio de consenso, manteniendo una posición larga en activos con mejor revisión de consenso y corta en aquellos que reciben un peor cambio, se obtiene una rentabilidad de un 1,63% mensual después de ajustar por riesgo. Por tanto, tal y como obtiene Dische [2002] para el mercado alemán, en este trabajo se percibe que los cambios más favorables en el consenso proporcionan rentabilidades anormalmente positivas cuando la estimación de consenso de los analistas tiene asociada una baja dispersión. Por todo esto, las revisiones con mayores mejoras de expectativas tienen influencia sobre la rentabilidad cuando gozan de credibilidad, sucediendo esto cuando la divergencia en las expectativas de los analistas es baja.

Adicionalmente, se comprueba si el comportamiento observado anteriormente persiste cuando en lugar de la divergencia en las expectativas se toma como medida de fiabilidad de la nueva información sobre beneficio trasladada al mercado por la modificación del consenso, el nivel de información existente sobre las compañías medido como el número de estimaciones mensuales que reciben las mismas. El resultado sigue siendo el mismo, mostrando que probablemente la atención que reciben las compañías es para el inversor una garantía de calidad de la información, por lo que un cambio muy favorable en el consenso sí que influye sobre la rentabilidad siempre que esta variación se haya producido en una empresa cubierta por un elevado número de analistas.

Por último, de cumplirse la evidencia aportada por Byard [2002] según la cual la estimación de consenso es más precisa cuanto mayor sea el tamaño de la compañía, el grado de credibilidad del consenso estaría en función de la dimensión de la empresa. Dado que la demanda de información de los mayores grupos empresariales es mayor, aunque las expectativas de los analistas sobre la compañía no sean excesivamente optimistas, procesarán gran cantidad de información dado que al ser la demanda elevada podrán repercutir el coste de su trabajo por vía directa o indirecta. Por tanto, en este trabajo se ha intentado comprobar si las variaciones del consenso son más fiables para las empresas con mayor capitalización y, como consecuencia de ello, afectan a la rentabilidad. Los resultados obtenidos a este respecto

parecen indicar que el tamaño de la compañía también está relacionado con el nivel de fiabilidad atribuido por el mercado a la nueva información sobre beneficio publicada.

Uno de los importantes resultados de este estudio es que tanto la dispersión de los analistas como la atención y el tamaño son buenas aproximaciones de la fiabilidad otorgada a las revisiones agregadas de beneficios transmitidas al mercado. Las mejores variaciones del consenso sólo afectan a la rentabilidad si la dispersión de los analistas es baja o estamos ante empresas de gran dimensión o elevado seguimiento.

Una futura línea de investigación podría intentar comprobar si este comportamiento persiste en el tiempo o si la velocidad de ajuste de la nueva información transmitida por la revisión del consenso varía.

ANEXO

Tabla 9. Resultados obtenidos teniendo en cuenta la dispersión independiente del cambio en el consenso

	RENTABILIDAD MEDIA	σ	ALFAS DE JENSEN	BETA
DRCC1	0.01404 (1.946) 0.0543	0.058475	0.000825 (0.296) 0.7674	0.875916 (17.858) 0.0000
DRCC2	0.013975 (2.168) 0.0324	0.055571	0.001141 (0.452) 0.6524	0.823803 (17.204) 0.0000
DRCC3	0.015272 (2.089) 0.0391	0.063273	0.001603 (0.570) 0.5701	0.936926 (22.060) 0.0000
DRCC4	0.014436 (1.950) 0.0538	0.061495	0.001056 (0.378) 0.7059	0.897838 (18.592) 0.0000
DRCC5	0.012901 (1.858) 0.0660	0.059577	-0.000477 (-0.156) 0.8759	0.893387 (13.589) 0.0000
DRCC6	0.016112 (2.144) 0.0343	0.064720	0.002037 (0.783) 0.4355	0.991803 (20.060) 0.0000
DRCC7	0.012903 (1.695) 0.0929	0.069268	-0.001615 (-0.633) 0.5283	1.051761 (10.461) 0.0000
DRCC8	0.017722 (2.249) 0.0265	0.074725	0.002628 (0.880) 0.3807	1.129780 (17.566) 0.0000
DRCC9	0.010582 (1.042) 0.2998	0.091505	-0.006435 (-1.953) 0.0535	1.390074 (19.462) 0.0000
DRCC10	0.012479 (1.141) 0.2563	0.097344	-0.005445 (-1.716) 0.0890	1.512703 (19.482) 0.0000
DRCC1- DRCC10	0.001565 (0.248) 0.8047	0.063236	0.006270 (1.278) 0.2041	-0.636788 (-6.414) 0.0000
χ^2 p-valor	5.590968 0.780054	χ^2 p-valor=0	13.11221 0.217465	

Tabla 10. Resultados obtenidos teniendo en cuenta la dispersión independiente del nivel de atención

	RENTABILIDAD MEDIA	σ	ALFAS DE JENSEN	BETA
DRA1	0.014858 (2.242) 0.0270	0.053341	0.002478 (0.824) 0.4116	0.762515 (9.434) 0.0000
DRA2	0.011946 (1.744) 0.0841	0.056447	-0.001047 (-0.408) 0.6840	0.845329 (20.210) 0.0000
DRA3	0.013710 (1.729) 0.0866	0.059541	0.000392 (0.120) 0.9050	0.889456 (16.237) 0.0000
DRA4	0.012351 (1.854) 0.0665	0.061692	-0.001409 (-0.507) 0.6130	0.949271 (18.922) 0.0000
DRA5	0.011992 (1.835) 0.0693	0.058550	-0.001240 (-0.517) 0.6059	0.877633 (13.921) 0.0000
DRA6	0.014076 (1.835) 0.0693	0.070308	-0.000596 (-0.236) 0.8135	1.072611 (13.366) 0.0000
DRA7	0.017760 (2.025) 0.0453	0.075806	0.002579 (0.815) 0.4171	1.141501 (17.978) 0.0000
DRA8	0.018302 (2.038) 0.0440	0.081238	0.002375 (0.675) 0.5010	1.242557 (13.708) 0.0000
DRA9	0.014206 (1.440) 0.1528	0.087332	-0.002257 (-0.618) 0.5379	1.314995 (14.613) 0.0000
DRA10	0.010406 (1.012) 0.3137	0.092213	-0.006747 (-1.824) 0.0710	1.408380 (18.772) 0.0000
DRA1-DRA10	0.004453 (0.643) 0.5213	0.068113	0.009225 (1.592) 0.1144	-0.645864 (-4.448) 0.0000
χ^2 p-valor	7.442535 0.591147	χ^2 p-valor=0	8.628778 0.567658	

Tabla 11. Resultados obtenidos teniendo en cuenta el cambio en el consenso y la dispersión residual

*CC: En esta fila se presentan las diferencias entre las carteras con peor y mejor variación en la estimación de consenso, dado un nivel de dispersión residual.

*DR: En esta columna se presentan las diferencias entre las carteras con el nivel inferior y superior de dispersión residual, dado un nivel de cambio en la estimación de consenso. En el recuadro inferior se muestra la diferencia entre la cartera compuesta por títulos con peor cambio en el consenso y menor dispersión residual y la que tiene activos con mejor cambio y mayor dispersión residual.

PANEL A: Rentabilidades puras			
	DR-1	DR-2	*DR
CC-1	0.011557* (1.685)	0.013232 (1.493)	-0.001676 (-0.455)
CC-2	0.018392*** (2.679)	0.014002* (1.671)	0.004391 (1.124)
*CC	-0.006836*** (-3.352)	-0.000770 (-0.273)	-0.002445 (-0.621)
PANEL B: Rentabilidades ajustadas por riesgo			
	DR-1	DR-2	*DR
CC-1	-0.001750 (-0.819)	-0.002463 (-1.125)	0.000713 (0.235)
CC-2	0.005034** (2.326)	-0.001707 (-0.849)	0.006741* (1.841)
*CC	-0.006784*** (-3.324)	-0.000756 (-0.271)	-0.0004 (-0.012)

Estadísticos t entre paréntesis.

***Significativo al 1%

**Significativo al 5%

*Significativo al 10%

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABARBANELL, J.S. y BERNARD, V.L. [1992]: “Test of Analysts’ Overreaction/Underreaction to Earnings Information as an Explanation for Anomalous Stock Price Behavior”, *Journal of Finance*, nº 3 Vol. XLVII, pp. 1181-1207.
- ALI, A.; KLEIN, A. y ROSENFELD, J. [1992]: “Analysts’ Use of Information about Permanent and Transitory Earnings Components in Forecasting Annual EPS”, *Accounting Review*, pp. 183-198.
- ARNOTT, R.D. [1985]: “The Use and Misuse of Consensus Earnings”, *Journal of Portfolio Management*, 11, pp. 18-21.
- BROWN, S.L. [1978]: “Earnings Changes, Stock Prices, and Market Efficiency”, *Journal of Finance*, 33, pp. 17-27.
- BYARD, DONAL [2002]: “Firm Size and The Benefit of Analysts’ Heterogeneous Interpretations”, *Working Paper*, Baruch College – CUNY.
- CAPSTAFF, J.; PAUDYAL, K. y REES, W. [1995]: “The Accuracy and Rationality of Earnings Forecast by UK Analysts”, *Journal of Business Finance and Accounting*, January 22(1), pp. 69-87.
- CAPSTAFF, J.; PAUDYAL, K. y REES, W. [1997]: “ A Comparative Analysis of Earnings Forecasts in Europe”, *Working Paper*, University of Glasgow.
- COOPER, R.A.; DAY, T.E. y LEWIS, C.M. [2001]: “Following the Leader: A Study of Individual Analysts’ Earnings Forecasts”, forthcoming, *Journal of Financial Economics*.
- DEBONDT, W.F. y THALER, R.H. [1990]: “Do Security analysts overreact?”, *American Economic Review*, nº 53, pp. 651-668.
- DECHOW, P., y SLOAN, R. [1997]: “Returns to contrarian investment strategies: tests of naïve expectation hypotheses”, *Journal of Financial Economics*, nº 43, pp. 3-27.
- DISCHE, A. y ZIMMERMANN, H. [1999]: “Consensus Forecasts of Corporate Earnings Changes and the Performance of Swiss Stocks”, *Journal of Investing*, 8, pp. 19-26.
- DISCHE, A. [2002]: “Dispersion in Analyst Forecasts and the Profitability of Earnings Momentum Strategies”, *European Financial Management*, Vol. 8, pp. 211-228.
- DUGAR, A. y NATHAN, S. [1995]: “The effect of investment banking relationships on financial analyst’ earnings forecasts and investment recommendations”, *Contemporary Accounting Research*, nº 12, pp. 131-160.
- ELTON, E.J.; GRUBER, M.J. y GROSSMAN, S. [1986]: “Discrete Expectational Data and Portfolio Performance”, *Journal of Finance*, Vol. XLI, pp. 699-712.

- ELTON, E.J.; GRUBER, M.J. y GULTEKIN, M. [1981]: "Expectations and share prices", *Management Science*, 9, pp. 975-987.
- FRIED, D. y GIVOLY, D [1982]: "Financial Analysts Forecasts of Earnings. A better Surrogate for Market Expectations", *Journal of Accounting and Economics*, pp. 85-107.
- LA PORTA, R. [1996]: "Expectations and the cross-section of stock returns", *Journal of Finance*, nº 51, pp. 1715-1742.
- LARRÁN, M. y REES, W. [1996]: Un Análisis empírico de los Pronósticos de los Analistas Financieros en el Caso Español. *Ponencia presentada al Workshop sobre Investigación Empírica en Contabilidad Financiera*. Universidad de Cádiz.
- LARRÁN, M. y REES, W. [1997]: "Forecast Accuracy and Practices in Spain", *Comunicación presentada al XX Congreso de la European Accounting Association*, Graz (Austria).
- LARRÁN, M. y REES, W. [1998]: "Evaluación de los pronósticos de beneficios efectuados por los analistas financieros: Una revisión de la literatura", *Actualidad Financiera*, Junio, pp. 9-25.
- LARRÁN, M. y REES, W. [1999]: "Propiedades de los pronósticos de Beneficios realizados por los Analistas Financieros: Una Aplicación al caso español". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXVIII, num. 101: 675-729.
- LIM, T. [1998]: "Are analysts' forecasts optimistically biased?", *Working Paper*, Darmouth University.
- MCNICHOLS, M. y O'BRIEN, P. [1997]: "Self-Selection and Analyst Coverage", *Journal of Accounting Research*, 35, pp. 167-199.
- MIAN, G.M. y TEO, T.G.L. [2001]: "Do Errors in Expectations Explain the Cross-Section of Stock Returns", *Working Paper*, National University of Singapore.
- O'BRIEN, P.C. [1988]: "Analyst's Forecast as Earnings Expectations", *Journal of Accounting and Economics*, nº 10, pp. 53-83.
- PATZ, D.H. [1989]: "UK Analysts' Earnings Forecast", *Accounting and Business Research*, Summer, pp. 265-275.
- RAJAN, R. y SERVAES, H. [1997]: "Analyst Following of Initial Public Offerings", *Journal of Finance*, nº 52, pp. 507-529.
- SEDOR, LISA M. [2002]: "An explanation for Unintentional Optimism in Analysts' Earnings Forecasts", *Working Paper*, University of Notre Dame.
- WHITE, H. [1980]: "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, May, pp.817-838.
- WOMACK, K.L. [1996]: "Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?", *Journal of Finance*, Vol. LI, pp. 137-167.

ZITZEWITZ, E. [2001]: “Measuring Herding and exaggeration by Equity Analysts and Other Opinion Sellers”, *Working Paper*, Stanford Graduate School of Business.