

PRESIÓN SOBRE LOS PRECIOS EN LAS REVISIONES DEL ÍNDICE IBEX35

J. CARLOS GÓMEZ SALA

Universidad de Alicante

JORGE YZAGUIRRE

Sociedad de Bolsas

Este trabajo analiza el efecto de las redefiniciones del índice Ibx35 en los precios y la actividad de negociación de las acciones incluidas y excluidas. La muestra utilizada está formada por 26 entradas y 22 salidas estables en el periodo enero 1991-diciembre 1998. Los resultados obtenidos demuestran que las revisiones del Ibx35 provocan una importante reacción positiva (negativa) en el precio de las acciones que entran (salen), fundamentalmente en el día siguiente al anuncio de la medida y en la fecha anterior a la recomposición efectiva del indicador. Las rentabilidades anormales positivas (negativas) generadas no están relacionadas con información acerca de las perspectivas futuras de las empresas afectadas ni con medidas de cambio de liquidez. Con posterioridad al cambio efectivo los precios experimentan un proceso de reversión parcial (completo) a sus niveles previos en las entradas (salidas). En conjunto, la evidencia obtenida apoya la hipótesis de presión sobre los precios como explicación de los efectos provocados por las revisiones en la composición del Ibx35.

Palabras clave: Revisión de índices, efectos precio y volumen, presión sobre los precios.

(JEL G12, G14)

Los autores agradecen las sugerencias realizadas por los evaluadores anónimos. Nuestro agradecimiento también a Belén Nieto (Universidad de Alicante) y Miguel A. Martínez (Universidad del País Vasco), por facilitarnos la composición de las carteras de tamaño y valor contable/valor de mercado necesarias para construir las series de rentabilidades de los factores de Fama-French. Este trabajo ha recibido financiación de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto BEC2002-03797).

1. Introducción

Las sociedades de bolsas y determinadas empresas de servicios financieros crean y mantienen índices bursátiles con el objetivo de representar el comportamiento de un mercado de capitales en su conjunto y, en algunos casos, servir de subyacente a distintos instrumentos financieros derivados. La administración de los índices requiere la revisión periódica de su composición a fin de mantener la representatividad o cumplir ciertos requisitos de actividad mínima de negociación de los activos. En general, las redefiniciones efectuadas consisten en la sustitución de unas acciones por otras. En circunstancias excepcionales se realizan otro tipo de ajustes que afectan sólo al método de ponderación sin modificar la lista de activos que lo integran.

Normalmente la decisión de redefinición la adopta un comité designado por el gestor del índice, utilizando, con un cierto margen de discrecionalidad, criterios públicamente conocidos a fin de seleccionar las acciones candidatas a entrar o salir en cada revisión. Para las empresas emisoras de las acciones cotizadas, que no intervienen en el proceso, la decisión es exógena. La forma concreta en que se realiza la redefinición, su frecuencia, así como los criterios utilizados, varían entre índices y mercados.

Los índices bursátiles son la base de diferentes estrategias de negociación, tanto pasivas como activas, y su rentabilidad sirve de referencia en la gestión de carteras. Las redefiniciones son especialmente importantes para los inversores institucionales cuyas carteras replican la composición del índice, dado que esta decisión les obliga a reajustarlas, comprando o vendiendo los activos afectados a fin de minimizar el error de *tracking*. Las estrategias activas, como el arbitraje de índices o la cobertura, combinan posiciones en los mercados de contado y de derivados con el objetivo de explotar las diferencias relativas de precios, en el primer caso, o de eliminar las consecuencias negativas de una evolución desfavorable de los mismos, en el segundo. Asimismo, esta decisión interesa a las propias empresas emisoras de las acciones ya que aumenta la cobertura de los medios y de los analistas, incidiendo en su entorno informativo. Como resultado los cambios en los índices pueden modificar los flujos de capital, atrayendo inversores y recursos financieros a los activos entrantes, ocurriendo lo contrario con los títulos que abandonan el indicador.

La evidencia empírica previa ha detectado que las redefiniciones de los índices influyen de forma significativa en el precio y la actividad de negociación de las acciones afectadas. Estos resultados se han tratado de explicar desde distintos puntos de vista. La hipótesis de presión sobre los precios sostiene que se trata de un simple efecto temporal provocado por el comportamiento de los fondos de inversión, que tienden a concentrar sus compras o ventas alrededor del cambio efectivo del índice (Harris y Gurel, 1986). Otras tres hipótesis predicen efectos permanentes. La hipótesis de sustitutos imperfectos, planteada por Shleifer (1986), asocia el efecto precio a la existencia de curvas de demanda de pendiente negativa. De esta forma la reducción en la oferta de las acciones incluidas, debida a la inmovilización de parte de los títulos en circulación en las carteras de los inversores institucionales, lleva el precio a un nuevo nivel de equilibrio. Jain (1987) y Dhillon y Johnson (1991), consideran que los cambios en los flujos de capital provocados por las redefiniciones de los índices, pueden representar la respuesta racional a nueva información acerca de las perspectivas futuras de las empresas. Las consecuencias observadas en los reajustes, se atribuyen también a revisiones en las expectativas de los inversores acerca de la liquidez futura de los activos que induciría un cambio persistente en el nivel de precios (Hedge y McDermott, 2000). Algunos autores, sin embargo, sugieren que el comportamiento observado en los precios y el volumen de negociación no se puede explicar sólo por uno de estos argumentos. En este sentido, Lynch y Mendenhall (1997) consideran que la presión sobre los precios explica el comportamiento a corto plazo, alrededor de las fechas de anuncio y cambio efectivo, en tanto que los cambios de oferta explicarían el comportamiento posterior, a largo plazo.

La decisión de redefinición de los índices bursátiles está relacionada con la literatura financiera que analiza la elasticidad de las curvas de demanda (Kandel, Sarig y Wohl, 1999) y con aquella otra que asocia la cantidad de fondos invertidos con el nivel de precios de los activos financieros (Gompers y Lerner, 2000).

El objetivo de este trabajo consiste en analizar los efectos de las redefiniciones del índice Ibex35 del mercado de capitales español en los precios y la actividad de negociación de las acciones que se incorporan y abandonan este indicador. El análisis de la decisión de revisión del Ibex35 es particularmente relevante, dado que tiene peculiaridades que la diferencian de las realizadas en otros índices y mercados,

en particular en el S&P500 del mercado norteamericano. Las diferencias fundamentales provienen de las propias características del Ibex35, de su proceso de revisión, del peso de las estrategias de negociación basadas en el índice en la actividad de negociación del mercado y de la importancia de las carteras institucionales de renta variable en la inversión total.

Los resultados obtenidos en el análisis del mes de la redefinición, período marcado por la intervención de los arbitrajistas y el reajuste de carteras de los fondos indexados, sugieren que la decisión afecta al precio de las acciones incorporadas o excluidas fundamentalmente en dos fechas: el día siguiente al anuncio y el anterior a la sustitución efectiva de las acciones. En este periodo se observa un comportamiento simétrico con incrementos de precio en las entradas y bajadas en las salidas. Se advierte también que los precios anticipan parcialmente el reajuste siguiendo una trayectoria ascendente en las incorporaciones y descendente en las exclusiones, antes incluso del anuncio. Este resultado indica que la política de redefinición del Ibex35 facilita a los inversores la posibilidad de seguir estrategias de inversión rentables basadas en información pública, lo que no contraviene necesariamente la hipótesis de eficiencia del mercado de valores si se tienen en cuenta los riesgos y costes de transacción que dichas operaciones conllevan. El movimiento de los precios va acompañado de un cambio significativo de la demanda aproximado por el volumen anormal. El tamaño medio observado de las transacciones en el mes de la revisión permite atribuir a los fondos de inversión el volumen anormal detectado el día anterior al cambio efectivo, pero no el del resto de los días, que podría deberse a la negociación de los arbitrajistas.

Con posterioridad al mes de la redefinición, una vez que ha cesado la actividad de los fondos y arbitrajistas de riesgos, se observa que el día del cambio efectivo, los precios cambian de sentido en un movimiento que dura aproximadamente diez días. Después, se detecta un claro comportamiento asimétrico en los precios de las altas y las bajas. El precio de las acciones entrantes sigue una trayectoria con varios cambios de dirección, en tanto que el precio de las salientes no continua descendiendo, sino que prácticamente recupera los niveles anteriores. Los resultados muestran igualmente que tanto en las altas como en las bajas, el volumen y el *spread* proporcional no cambian significativamente tras el mes de la recomposición. Asimismo, se rechaza que las rentabilidades anormales generadas a lo largo del mes de la redefi-

nición estén relacionadas con cambios en la liquidez o con sus niveles iniciales. En conjunto nuestra evidencia es consistente con la existencia de presión sobre los precios.

El resto del trabajo se organiza de la forma siguiente. En la sección 2 se detallan las características de los procesos de revisión de los índices bursátiles con especial atención al Ibex35. En el apartado 3 se explican los criterios utilizados para seleccionar la muestra de contraste y los datos utilizados. En la sección 4 se analiza el efecto de las revisiones sobre el precio de las acciones incluidas y excluidas alrededor de la fecha del anuncio. El apartado 5 se dedica a examinar los efectos de la decisión de redefinición sobre el valor efectivo negociado, el tamaño medio de las transacciones y la horquilla relativa de precios en torno a las fechas de anuncio y cambio efectivo. En la sección 6 se examinan los efectos posteriores a la redefinición, después de realizado el ajuste del indicador. Finalmente, se exponen las principales conclusiones extraídas del trabajo.

2. La decisión de reajuste del índice

Los aspectos más relevantes del procedimiento de reajuste de un índice bursátil se refieren a la frecuencia con que se realiza, los criterios que se aplican y la política de comunicación seguida. La actividad del gestor del índice es también un factor a destacar en este punto.

La periodicidad de las redefiniciones y los criterios que la comisión responsable de la revisión aplica para seleccionar candidatos a entrar o salir, dependen en gran medida del objetivo del índice. En aquellos cuya finalidad es representar la evolución de la economía, las modificaciones se realizan esporádicamente a fin de adaptar su composición a la dinámica de la estructura industrial. Los que de forma más concreta se fijan como meta servir de indicador de la evolución de los precios de un mercado de capitales, se revisan de forma regular con criterios basados fundamentalmente en la actividad de negociación. En ambos casos se realizan también modificaciones extraordinarias cuando alguna de las acciones que lo integran es excluida de la cotización por alguna razón (fusión, liquidación, etc.).

El gestor del índice, una vez que ha decidido el número e identidad de las altas y bajas, anuncia su decisión al cierre del mercado. La sustitución efectiva de las acciones se puede producir bien al día siguiente, o varios días después, en un periodo fijo o variable que puede cambiar

en cada revisión. La diferencia entre ambas políticas de comunicación es importante, especialmente para los fondos de gestión pasiva. Sin preaviso sólo pueden negociar los activos afectados después de realizada la sustitución. Con una política de comunicación basada en el preaviso de los cambios, tienen la posibilidad de negociar antes o después.

Ex ante la incertidumbre es mayor en los índices de revisión irregular que, en aquellos otros que se revisan periódicamente. En los primeros existe incertidumbre completa acerca de las fechas de reajuste, el número de activos afectados y su identidad. En los segundos, la incertidumbre se reduce a estos dos últimos aspectos. La inseguridad se asocia también a los criterios utilizados. Las reglas genéricas de representatividad hacen más difícil las anticipaciones que las basadas en actividad de negociación. El mecanismo de revisión del Standard and Poor's Composite Index es un ejemplo de proceso de recomposición en un índice amplio, cuyo objetivo es representar la economía norteamericana, sin calendario regular y con reglas de revisión fuertemente subjetivas.

El Ibex35 es un índice de capitalización formado por los treinta y cinco valores más líquidos del mercado continuo de la bolsa española, cuya gestión corresponde a la Sociedad de Bolsas. Su composición está sujeta anualmente a dos revisiones ordinarias y, de forma excepcional, a revisiones de carácter extraordinario. Las redefiniciones ordinarias se realizan en los meses de junio y diciembre, en los que se fija la composición del indicador para el semestre siguiente. El Comité Asesor Técnico del Ibex35 es el órgano que decide acerca de los cambios de acuerdo con los criterios establecidos en las denominadas Reglas Técnicas para la Composición y Cálculo de los Índices de la Sociedad de Bolsas. Los criterios utilizados se refieren al volumen efectivo negociado y sus características, así como a las suspensiones significativas de la negociación. Implícitamente también se considera el criterio de estabilidad en la composición a fin de facilitar la indexación.

El proceso completo de redefinición dura todo el mes más el primer día de negociación del siguiente. Comienza el primer día del mes correspondiente (día de cómputo, C). Los técnicos de la Sociedad de Bolsas confeccionan una posible lista de candidatos a entrar y abandonar el índice, utilizando información de la actividad de negociación de los activos en el semestre anterior. El Comité decide las sustituciones y la anuncia públicamente una vez cerrado el mercado (día de anuncio,

A_i). La fecha de anuncio no es un día fijo del mes, sino que varía en cada revisión. La sustitución de los valores tiene lugar el primer día del mes y semestre siguiente (día de cambio efectivo, E). Con estas tres fechas el mes de la redefinición se puede dividir en dos subperiodos: el primero, al que denominaremos periodo de estudio, va desde el día de cómputo hasta el día de anuncio, ambos incluidos $[C, A_i]$. El segundo, va desde el segundo día posterior al anuncio hasta dos días antes del cambio efectivo $[A_i + 2, E - 2]$, y se denominará periodo de transición. Es importante también singularizar el día siguiente al anuncio, $A_i + 1$, que es la primera fecha en que se puede negociar una vez despejada la incertidumbre acerca de los títulos afectados, y el día anterior a la sustitución de los activos en el índice $E - 1$, fecha en la que tienden a concentrar su actividad los fondos indexados. La secuencia del proceso es conocida con antelación por los inversores en todos sus extremos, a excepción del número e identidad de las altas y las bajas.

3. Muestra y datos

Desde su creación en enero de 1990 hasta diciembre de 1998, se han producido un total 17 revisiones del Ibex35 que han afectado a 84 valores, dando lugar a la entrada y salida de 42 acciones, respectivamente. Para formar parte de la muestra de contraste se ha exigido el cumplimiento de varios requisitos. El primero se refiere a que la fecha de anuncio de la redefinición debe ser conocida con exactitud. El segundo, exige disponer de un número mínimo de datos de los activos en 286 días alrededor de la fecha de anuncio, período que comprende aproximadamente trece meses de negociación, los seis anteriores relativos al periodo de cómputo, el mes de la redefinición y los seis meses siguientes en los que el reajuste está vigente. Este criterio afecta en particular a las acciones que abandonan el indicador y posteriormente son excluidas de la cotización, y a las empresas que han empezado a cotizar poco antes de su incorporación al índice, a fin de que las rentabilidades no se vean distorsionadas por los efectos de la oferta pública de venta. En tercer lugar, las entradas o salidas no deben ser el resultado de la fusión o reorganización de empresas que ya formaban parte del índice. Se han eliminado también los activos en proceso de fusión.

Para evitar el posible efecto sesgo de selección que podría darse, debido a que las normas de revisión del Ibex35 están basadas fundamentalmente en el valor efectivo negociado en los seis meses previos a la decisión, se han tomado dos medidas. La primera consiste en utilizar

datos postacontecimiento para estimar el impacto de la revisión en los precios y la actividad de negociación. De esta forma, se tiene en cuenta que la ocurrencia del acontecimiento, alta o baja del índice, podría estar implícitamente relacionada con el comportamiento de los precios de los activos en relación al conjunto del mercado, en los seis meses anteriores a la redefinición (Kadlec y McConnell, 1995)¹. La segunda tiene en cuenta que el calendario de revisión provoca entradas y salidas recurrentes, de forma que la utilización de datos postacontecimiento podría llevar a usar rentabilidades no representativas en los casos de los activos entrantes que abandonan el índice en la siguiente revisión y de los activos salientes que vuelven a formar parte del mismo. Al eliminar los activos que se encuentran en estas dos últimas situaciones, se crea una muestra de entradas y salidas estables, que permanecen dentro o fuera del índice al menos doce meses consecutivos.

Como resultado de la aplicación de los requisitos anteriores, en las entradas se han eliminado cuatro revisiones y dieciséis acciones (ocho con fecha de anuncio desconocida, una por fusión, falta de datos, etc., y seis altas transitorias). En las salidas se han suprimido cuatro revisiones y veinte activos (ocho con fecha de anuncio desconocida, tres por falta de datos, fusión, etc., y siete bajas transitorias). La muestra final está formada por 26 entradas y 22 salidas estables distribuidas en 13 revisiones, realizadas en un periodo de ocho años, entre 1991 y 1998. El número medio de entradas por revisión es de 2 y el de salidas de 1.69.

El día de anuncio varía en cada recomposición, haciendo que los periodos que van desde el día de cómputo a la fecha de anuncio, y entre ésta y la de cambio efectivo, sean diferentes entre activos. El primer intervalo temporal dura en promedio unos 13 días en las entradas y 12.2 en las salidas. El número medio de días entre anuncio y cambio efectivo es de 7.5 días en las altas y de 8 en las bajas.

En el análisis se han utilizado datos diarios al cierre de precios, valor efectivo negociado, número diario de negociaciones y horquilla relativa de precios. Las rentabilidades diarias de los activos se han calculado como el logaritmo del cociente de dos precios de cierre sucesivos, co-

¹Las rentabilidades de un periodo de estimación histórico podrían no ser representativas de las rentabilidades en general, produciendo estimaciones sesgadas de los parámetros del modelo de mercado. La utilización de coeficientes incorrectamente estimados, resultaría, a su vez, en estimaciones incorrectas de los rendimientos anormales generados por el reajuste del Ibex35.

regidos en su caso por dividendos, ampliaciones, splits y contrasplits. Como rentabilidad del mercado se ha utilizado la correspondiente al propio índice Ibex35 y como rentabilidad del activo libre de riesgo se ha usado el tipo de los repos a un día sobre Bonos del Tesoro. Asimismo, se ha utilizado la rentabilidad de dos carteras representativas de los factores de riesgo tamaño y valor contable/valor de mercado, contruidos a la Fama y French (1992,1993). Para ello, en diciembre de cada año se han ordenado todos los activos cotizados en base a su capitalización bursátil, asignándolos a dos carteras: acciones pequeñas, S, y acciones grandes B. Posteriormente, se han segmentado en función del ratio valor contable/valor de mercado en tres grupos, alto, H, medio M, y bajo, L, y con la intersección de las dos clasificaciones se han formado seis carteras: SL, SM, SH, BL, BM y BH, de las que se ha calculado su rentabilidad media diaria. La rentabilidad diaria del factor de riesgo tamaño, SMB, es la diferencia entre la rentabilidad media diaria de las tres carteras pequeñas (SL, SH, y SM) y grandes (BL, BM, y BH), y la rentabilidad del factor valor contable/valor de mercado, SMB, se ha obtenido como la diferencia entre la rentabilidad media diaria de las carteras de ratio valor contable/valor de mercado alto (SH y BH) y bajo (SL y BL).

4. Efecto precio

La evidencia empírica previa ha descubierto que el anuncio de la redefinición genera rentabilidades anormales positivas (negativas) y estadísticamente significativas en las entradas (salidas). En concreto, en el Standard and Poor's 500, antes de octubre de 1989, cuando la sustitución efectiva de los activos se realizaba el día siguiente al anuncio, se han detectado rentabilidades anormales positivas (negativas) y significativas en las entradas (salidas) de alrededor de un 3% (-1.1%) (Shleifer, 1986; y Harris y Gurel, 1986; y Lamoroux y Wamsley, 1987). Con posterioridad a octubre de 1989, en que el anuncio antecede varios días a la implantación del cambio, se ha encontrado una revisión aun mayor del valor de las acciones el día posterior al anuncio, el anterior al cambio efectivo, y en el periodo que media entre ambas fechas (Be-neish y Whaley, 1996; y Lynch y Mendenhall, 1997). En ningún caso se ha advertido que los precios aumenten antes del anuncio y los resultados acerca del comportamiento de las rentabilidades en el periodo subsiguiente son mixtos.

El objetivo de esta sección consiste en analizar el efecto de las decisiones de redefinición del índice Ibex35 en el precio de las acciones que entran o salen del mismo alrededor de la fecha de anuncio y la dirección que siguen los precios posteriormente. Se consideran expresamente tres días: el siguiente al anuncio, el que antecede al cambio y el propio día del cambio efectivo. Asimismo, se distinguen tres subperiodos: el de estudio, anterior al anuncio, el de transición, y el periodo post-redefinición, que empieza el día posterior al cambio efectivo y termina sesenta días después. Este último, dividido en intervalos no solapados de diez y veinte días de duración, con el fin de analizar el comportamiento a corto y a largo plazo de los precios de los activos afectados por el reajuste.

4.1. *Periodo de estimación y análisis descriptivo del comportamiento de los precios*

En primer lugar se realiza un análisis descriptivo del comportamiento de los precios alrededor de las redefiniciones. Para ello, se obtienen separadamente las rentabilidades anormales medias diarias de los grupos de títulos incluidos y excluidos en el período que va desde el primer día del mes de la revisión, hasta sesenta días después del cambio efectivo, día $E + 60$. El análisis se realiza utilizando el modelo de tres factores de Fama y French como modelo de expectativas.

La estimación del modelo se realiza con datos post-acontecimiento de forma que se evita el efecto sesgo de selección y se capta cualquier posible efecto de la decisión sobre el riesgo sistemático de los activos. Las rentabilidades anormales se computan centradas en la fecha de anuncio, y se obtienen como diferencia entre las observadas y las esperadas de acuerdo con la siguiente expresión,

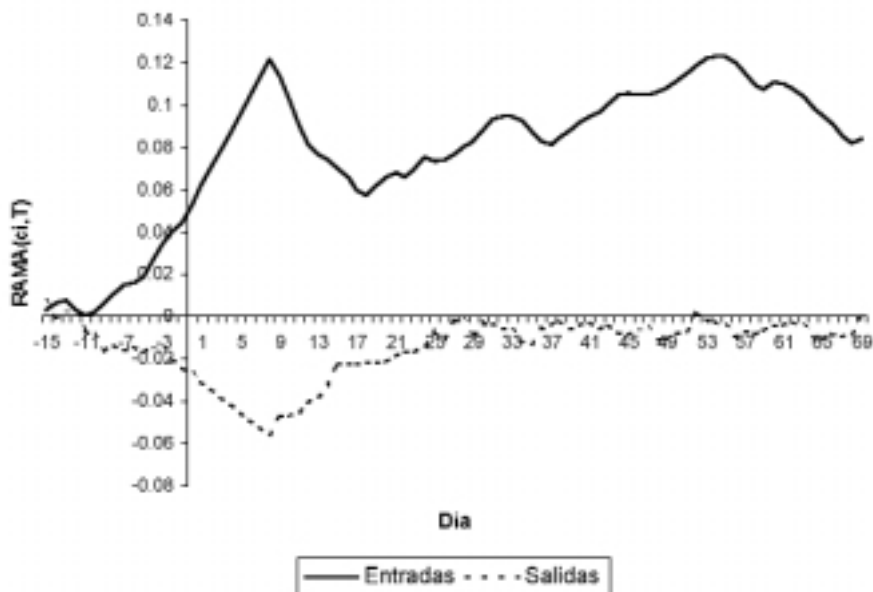
$$RA_{it} = r_{it} - \left(\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{im}r_{mt} + \hat{\beta}_{iSMB}SMB_t + \hat{\beta}_{iHML}HML_t \right) \quad [1]$$

donde, $t \in [C, E + 145]$, RA_{it} es la rentabilidad anormal del activo i en el día t , r_{it} es el exceso de rentabilidad observada de la misma acción sobre el rendimiento del activo libre de riesgo, r_{mt} es el exceso de rentabilidad contemporánea del mercado y SMB_t y HML_t son las rentabilidades de las carteras de los factores de riesgo tamaño y valor contable/valor de mercado, respectivamente. $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_{ik}$, $k = m, SMB, \text{ y } HML$, son los coeficientes estimados por MCO utilizando el modelo de tres factores de Fama-French como proceso de generación de rentabilidad.

Las rentabilidades anormales de los activos se promedian cada día en sección cruzada, calculando la rentabilidad anormal media diaria de los grupos de entradas y salidas $RAM_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N RA_{it}$, donde N es el número de entradas o salidas, respectivamente. Las rentabilidades anormales medias acumuladas se obtienen agregando temporalmente las rentabilidades anormales medias diarias desde el primer día del mes de la redefinición hasta el día t , $RAMA[C, t] = \sum_{t=C}^T RAM_t$.

Dado que el tiempo que transcurre entre los días A_i y E es diferente entre activos, se obtienen las rentabilidades anormales acumuladas entre ambas fechas y se calcula la rentabilidad anormal media diaria, teniendo en cuenta que, en promedio, la duración de dicho periodo es de ocho días.

GRÁFICO 1
Rentabilidad anormal media acumulada de las entradas y salidas al Ibex35



Las rentabilidades anormales se han estimado utilizando el modelo de Fama y French como estándar de rentabilidad normal. Las rentabilidades anormales medias acumuladas, $RAMA(A_i, C, s_i, t)$, se obtienen agregando temporalmente las rentabilidades medias anormales diarias, RAM_t , desde el primer día del mes de la redefinición C hasta el día t . El tiempo es relativo al día de anuncio, A_i . El periodo medio entre A_i y el día de cambio efectivo, E , es de ocho días. El día de cambio efectivo es A_i+8 .

El Gráfico 1 describe el efecto de las revisiones mediante la representación de las rentabilidades anormales medias acumuladas desde el primer día del mes de la redefinición hasta sesenta días después del

cambio efectivo. Se puede observar que los precios de los valores entrantes comienzan a subir días antes de la difusión de la decisión y que, en la fecha de anuncio, día cero en el gráfico, inician un fuerte crecimiento que se prolonga hasta la sustitución efectiva de los títulos que, en promedio tiene lugar en $A_i + 8$. A partir de esta fecha los precios cambian de dirección, descendiendo durante varios días, siguiendo después una trayectoria con varios cambios de sentido. No obstante, los precios se mantienen por encima de la cota previa en un periodo de tres meses posterior a su incorporación al Ibex35, alcanzando un nuevo nivel de equilibrio más alto. Por su parte, los precios de las acciones excluidas siguen hasta la fecha de cambio un comportamiento simétrico a las del grupo de entradas: bajadas previas al anuncio y fuerte caída el día posterior al que se hace pública la decisión, en un movimiento que tiene continuidad hasta la fecha del reajuste. Sin embargo, los precios de estos activos parecen recuperar su nivel anterior poco tiempo después de la redefinición. En los epígrafes siguientes se analiza de forma más precisa el comportamiento de los precios de ambos grupos de acciones alrededor de la revisión.

4.2. Estimación de la rentabilidad anormal generada en las entradas y salidas

En este apartado se analizan las rentabilidades anormales en varios días concretos del proceso de revisión y en determinados subperiodos de los que rodean las fechas de anuncio y cambio efectivo, a fin de realizar una primera discriminación entre las cuatro hipótesis explicativas del efecto recomposición: presión sobre los precios, información, liquidez y demanda de pendiente negativa.

Las hipótesis de información y liquidez predicen que el efecto precio de las redefiniciones se produce fundamentalmente el día siguiente al anuncio, $A_i + 1$. Esto es, el primer día en que los inversores pueden operar en base a la información revelada acerca de la revisión y el día en que anticipan las mejoras en la liquidez futura de las acciones. También se podrían generar rentabilidades anormales positivas con anterioridad al anuncio, en el periodo de estudio $[C, A_i]$, si se filtrara información al mercado o si los criterios utilizados por el gestor permitieran realizar predicciones acerca de la identidad de los entrantes o salientes. Con posterioridad a la fecha de anuncio, en el periodo de transición $[A_i + 2, E - 2]$, cualquier tendencia en los precios se podría interpretar como un proceso gradual de ajuste.

La hipótesis de presión sobre los precios y la hipótesis de sustitutos imperfectos, basándose en el comportamiento esperado de los fondos indexados, predicen movimientos en los precios concentrados en el día anterior a la recomposición efectiva del índice, $E-1$. Las rentabilidades anormales positivas generadas entre la fecha de anuncio y la de cambio efectivo, serían atribuibles a la actividad de negociación de los agentes que compren los activos anticipándose a los fondos de gestión pasiva. Esta tendencia implicaría la posibilidad de que los inversores pudieran seguir estrategias de inversión rentables, consistentes en comprar las acciones entrantes, antes de que su precio suba, y en vender directamente o en descubierto, las acciones que saldrán del índice, antes de que sus precios bajen. Los títulos comprados se revenderían después a precio superior en tanto que los vendidos se recomprarían a menor precio, generando rentabilidades positivas². Ambas hipótesis discrepan en sus predicciones acerca del comportamiento de los precios en el periodo que sigue a la sustitución efectiva del índice. La hipótesis de presión sobre los precios sostiene que el movimiento de los precios ocasionado por la actividad de los fondos es temporal, por lo que las rentabilidades anormales desaparecen pocos días después del cambio efectivo. La hipótesis de sustitutos imperfectos postula, en base a argumentos de oferta, que el efecto es permanente. Las predicciones de las teorías anteriores son equivalentes, aunque simétricas para las entradas y salidas.

Las rentabilidades anormales de los días y subperiodos de interés se han estimado utilizando como proceso de generación de rendimientos un modelo de tres factores modificado, bajo el supuesto de que la rentabilidad de las acciones sigue una distribución normal multivariante. Las rentabilidades anormales se parametrizan en el modelo mediante la introducción de variables artificiales de la forma siguiente,

$$r_i = \alpha_i + \beta_{im}r_{im} + \beta_{iSMB}SMB_i + \beta_{iHML}HML_i + D_i\Gamma_i + e_i, \quad [2]$$

donde r_i es un vector ($T_i \times 1$) de exceso de rentabilidades del activo i con elemento característico r_{it} , r_{im} es un vector ($T_i \times 1$) de exceso de rentabilidades contemporáneas observadas de la cartera de mercado cuya entrada típica es r_{mt} , SMB_i y HML_i son vectores ($T_i \times 1$) de rentabilidades de las carteras representativas de los factores tamaño y valor contable/valor de mercado, respectivamente. Γ_i es un vector

²En el caso del Ibex35 los criterios de revisión aplicados permiten que esta actividad se pueda iniciar desde el primer día del mes de la redefinición, e incluso antes.

$(K \times 1)$ de parámetros con elementos γ_{ik} . ϵ_i es un vector $(T_i \times 1)$ de perturbaciones incorrelacionadas con R_m , α_i es el intercepto que refleja la expectativa de rentabilidad normal del activo i , condicionada al acontecimiento analizado y los β_i son los coeficientes de sensibilidad del exceso de rentabilidad del activo i respecto a los tres factores de riesgo considerados.

D_i es una matriz $(T_i \times K)$ de variables dicotómicas con $K < T_i$. Cada columna de D_i es una variable indicador d_{ik} , $k = 1, 2, \dots, 9$, que identifica un día concreto o un subperíodo de acontecimiento. Estas variables indicador toman los siguientes valores: $d_{i1} = 1/s_i$ entre los días C y A_i (s_i es el número de días entre la fecha de cómputo y la de anuncio, ambas incluidas) y cero en los demás; $d_{i2} = 1$, el día $A_i + 1$ y cero en los restantes. $d_{i3} = 1/h_i$ entre $A_i + 2$ y $E - 2$ (h_i es el número de días entre ambas fechas incluidas), y cero en el resto de los días; $d_{i4} = 1$, el día $E - 1$; $d_{i5} = 1$, el día E ; $d_{i6} = 1/10$, en los días $E + 1$ a $E + 10$; $d_{i7} = 1/10$ entre los días $E + 11$ y $E + 20$; $d_{i8} = 1/20$, en el intervalo $E + 21$ a $E + 40$, y $d_{i9} = 1/20$ en el subperíodo $E + 41$ a $E + 60$.

Con la definición efectuada de las variables artificiales, los parámetros γ_{i2} , γ_{i4} , y γ_{i5} , son las rentabilidades anormales generadas por la revisión del índice en los días $A_i + 1$, $E - 1$, y E , respectivamente. El resto de los parámetros γ_{ik} , $k = 1, 3, 6, 7, 8, 9$, representan rentabilidades anormales acumuladas en el subperíodo correspondiente.

El modelo se estima de dos formas distintas: primero individualmente para cada activo y segundo para las carteras equiponderadas formadas con los títulos de cada una de las trece revisiones incluidas en la muestra. De esta forma se tiene en cuenta el posible problema de agrupamiento debido a que los errores de los activos con la misma fecha de acontecimiento podrían estar correlacionados, sesgando al alza el estadístico t de la estimación individual. En ambos casos se utiliza un número variable de observaciones post-acontecimiento T_i que van desde C a $E + 145$.

Los coeficientes estimados se promedian en sección cruzada, obteniendo la rentabilidad anormal media del día, o la rentabilidad anormal media acumulada del periodo correspondiente, $\bar{\gamma}_k = N^{-1} \sum_i \hat{\gamma}_{ik}$. La hipótesis nula a contrastar es $H_0 : \bar{\gamma}_k = 0$. La significatividad estadística del coeficiente medio estimado de cada grupo, se analiza de dos formas. Primero con el error estándar de los coeficientes estimados, de manera que el estadístico estandarizado $t = \sum_i \hat{\gamma}_{ik} / \sqrt{\sum_i (S_{\hat{\gamma}_i})^2}$, si-

que una distribución t con $N - 1$ grados de libertad. Segundo, con un test no paramétrico de los signos en el que el estadístico $z = (n/N - 0.5) \left(\sqrt{N/0.5} \right)$, donde n es el número de $\hat{\gamma}_{ik}$ con signo positivo, sigue asintóticamente una distribución normal estándar. Adicionalmente, utilizando el test de Wald se contrasta si los coeficientes medios del mes de la redefinición son conjuntamente nulos $H_0 : \bar{\gamma}_1 = \bar{\gamma}_2 = \bar{\gamma}_3 = \bar{\gamma}_4 = 0$, y si lo son los correspondientes al periodo post-recomposición $H_0 : \bar{\gamma}_5 = \bar{\gamma}_6 = \bar{\gamma}_7 = \bar{\gamma}_8 = \bar{\gamma}_9 = 0$.

CUADRO 1
Rentabilidades anormales acumuladas en las redefiniciones del índice Ibex 35

	Activos				Carteras			
	$\bar{\gamma}_k$ (%)	t	$n>0$	z	$\bar{\gamma}_k$ (%)	t	$n>0$	z
Entradas	(N=26)				(N=13)			
$d_1[C, A_1]$	4.86	2.45	18	1.96	3.91	1.64	10	1.94
$d_2[A_1+1]$	2.30	4.21	20	2.75	2.30	5.19	12	3.05
$d_3[A_1+2, E-2]$	1.85	1.90	13	0.00	2.11	2.03	7	0.28
$d_4[E-1]$	2.63	3.72	19	2.35	2.43	2.96	10	1.94
$d_5[E]$	-0.76	-0.88	13	0.00	-0.14	-0.15	7	0.28
$d_6[E+1, E+10]$	-4.74	-2.06	8	-1.96	-3.84	-1.69	4	-1.39
$d_7[E+11, E+20]$	1.82	1.34	15	0.78	1.65	1.22	7	0.28
$d_8[E+21, E+40]$	2.19	1.57	14	0.39	1.90	1.22	6	-0.28
$d_9[E+41, E+60]$	-2.83	-1.67	10	-1.18	-2.79	-1.58	7	0.28
F		4.81				3.31		
F*		3.83				2.47		
Salidas	(N=22)				(N=13)			
$d_1[C, A_1]$	-1.81	-0.65	10	-0.43	-1.95	-1.13	6	-0.28
$d_2[A_1+1]$	-1.10	-1.59	6	-2.13	-1.27	-1.69	3	-1.94
$d_3[A_1+2, E-2]$	-0.36	-0.53	11	0.00	-0.42	-0.66	5	-0.83
$d_4[E-1]$	-1.94	-2.13	7	-1.71	-2.88	-3.17	3	-1.94
$d_5[E]$	0.94	1.78	14	1.28	0.80	1.31	9	1.39
$d_6[E+1, E+10]$	3.23	1.80	14	1.28	2.85	1.64	8	0.83
$d_7[E+11, E+20]$	1.81	1.42	14	1.28	0.46	0.33	8	0.83
$d_8[E+21, E+40]$	0.52	0.37	13	0.85	0.98	0.78	8	0.83
$d_9[E+41, E+60]$	1.55	0.67	12	0.43	-0.02	-0.01	5	-0.83
F	0.86				1.56			
F*	1.41				0.89			

$\bar{\gamma}_k$ es el promedio de los coeficientes estimados y representa la rentabilidad anormal media del día o la rentabilidad anormal media acumulada del subperiodo correspondiente. n es el número de activos con coeficiente estimado positivo. En el estadístico t de contraste se utiliza el error estándar de los coeficientes estimados en la regresión del modelo. z es el estadístico correspondiente al test de los signos. F es el estadístico del contraste de la hipótesis nula de que todos los coeficientes de las variables artificiales asociadas a días o intervalos del mes de la redefinición son iguales a cero. F* es el estadístico de que todos los coeficientes posteriores a la recomposición del índice son nulos. Los valores en cursiva son estadísticamente significativos a un nivel del 10% o inferior.

Los resultados obtenidos de la regresión por MCO del modelo [2] anterior con activos individuales, se recogen en la parte izquierda del Cuadro 1. En los mismos se observa un comportamiento claramente diferenciado de los precios en el mes de la redefinición y en los meses subsiguientes, tanto en las entradas como en las salidas. Centrándonos primero en las entradas, se observa un movimiento uniformemente alcista en el mes de la redefinición. En el periodo de estudio la rentabilidad anormal es del 4.86 % (t estadístico = 2.45 y p-valor = 0.02), indicando que el mercado anticipa las entradas revisando los precios al alza. Las rentabilidades anormales generadas son fuertemente positivas, del 2.30 % (t estadístico = 4.21 y p-valor = 0.00) el día $A_i + 1$, y del 2.63 % (t estadístico = 3.72 y p-valor = 0.00) el día anterior al cambio efectivo. En el período de transición, entre $A_i + 2$ y $E - 2$, la rentabilidad media es positiva, del 1.85 %, y significativa con el test paramétrico (estadístico $t = 1.90$ y p-valor = 0.07) pero insignificante con el no paramétrico a un nivel del diez por ciento. Conjuntamente las rentabilidades anormales del mes de la redefinición son significativamente distintas de cero ($F = 4.81$ y p-valor = 0.00)³.

El comportamiento de las salidas es el opuesto con algunas particularidades. Las rentabilidades anormales son negativas en todos los días y periodos de tiempo considerados en el mes de la recomposición, pero sólo son estadísticamente significativas en el día posterior al anuncio y el día que precede al cambio efectivo. En el periodo de estudio los precios caen, anticipándose al anuncio de exclusión, generando rentabilidades anormales negativas de -1.81 %, aunque no se puede rechazar la hipótesis nula con los dos tests utilizados. En el período de transición el movimiento bajista es mucho menor, de -0.36 %, y tampoco es significativo a niveles habituales con ambos tests. La rentabilidad anormal media del día $A_i + 1$ es negativa de -1.10 %, significativa con el test no paramétrico y marginalmente significativa con el paramétrico (estadístico $t = -1.59$ y p-valor = 0.11). En el día $E-1$ es de -1.94 % (estadístico $t = -2.13$ y p-valor = 0.04). No se puede rechazar que, conjuntamente, todos los coeficientes sean nulos ($F = 0.86$ y $p = 0.49$).

Una primera aproximación a la persistencia temporal del efecto se puede realizar analizando la significatividad estadística de los coeficientes

³Las rentabilidades anormales estimadas podrían ser erróneas si el modelo de generación de rendimientos [2] fuera incorrecto. Para tener en cuenta esta posibilidad se han reestimado las rentabilidades anormales usando un modelo de mercado de un factor. Los resultados obtenidos son robustos al "benchmark" utilizado.

asociados a las variables artificiales d_5 , d_6 , d_7 , d_8 , y d_9 del modelo [2] anterior, representativos de las rentabilidades medias anormales acumuladas.

En la fecha E los precios cambian de dirección tanto en las entradas como en las salidas. Este día se generan rentabilidades anormales negativas insignificantes del -0.76% en las altas y positivas del $+0.94\%$ en las bajas, que permiten rechazar la hipótesis nula con el test paramétrico pero no con el test de los signos. En el periodo de diez días subsiguiente, los precios de las entrantes continúan descendiendo provocando rentabilidades claramente negativas del 4.74% , mientras que las acciones excluidas generan rentabilidades positivas del 3.23% , significativas con el test paramétrico ($t = 1.80$ y $p\text{-valor} = 0.09$). Las rentabilidades acumuladas del resto de los subperiodos no solapados son todas no significativas, tanto en las entradas como en las salidas. La no significación individual de los coeficientes más alejados, junto al signo y la significatividad estadística de los más cercanos, apoya inicialmente la existencia de reversión en los precios de los dos subgrupos de acciones. Sin embargo, el rechazo de la hipótesis nula de que todos los coeficientes postdefinición sean iguales a cero en las entradas ($F^* = 3.83$ y $p = 0.00$), y la aceptación de que lo son en las salidas ($F^* = 1.41$, $p = 0.22$), plantea dudas sobre esta cuestión, que se analizará de forma más precisa en el apartado 6.1.

Los resultados alcanzados mediante la estimación del modelo [2] para las trece carteras de activos, presentados en la parte derecha del Cuadro 1, no difieren sustancialmente de los obtenidos para activos individuales, confirmando aquellas situaciones en las que coinciden los dos tests aplicados, tanto en las entradas como en las salidas. En consecuencia, los resultados no parecen verse afectados por el problema de agrupamiento, de forma que el resto de los análisis se realizarán utilizando sólo activos individuales en lugar de carteras.

Cuatro hechos destacan en estos resultados: primero, la reacción de los precios se concentra fundamentalmente en dos días, el siguiente a la revelación de la decisión y el anterior a la aplicación del reajuste, siendo más fuerte en esta última fecha en ambos grupos de acciones. Segundo, se generan rentabilidades anormales positivas con anterioridad al anuncio, básicamente en las entradas, que podrían tener su origen en las posibilidades de predicción dadas por la transparencia del proceso de revisión. Tercero, los inversores pueden seguir estrategias de inversión rentables basadas en el efecto recomposición del

índice. Comprando las altas el día siguiente al anuncio, revendiéndolas el último día del mes de la redefinición, se puede obtener en promedio una rentabilidad en exceso sobre la rentabilidad del activo libre de riesgo, del 6.78 % $\left(\sum_{k=2}^4 \bar{\gamma}_k\right)$. Con una estrategia más arriesgada, consistente en comprar las entradas previstas antes del anuncio formal, el primer día del mes de la redefinición, la rentabilidad media sería del 11.64 % $\left(\sum_{k=1}^4 \bar{\gamma}_k\right)$. En las salidas, la venta con recompra posterior en las mismas fechas, proporcionaría rentabilidades del 3.4 % y 5.21 %, respectivamente. Cuarto, se aprecia una reversión significativa en los precios, tanto de las altas como de las bajas, en los diez días que siguen al reajuste del índice, periodo de tiempo muy similar al detectado por Lynch y Mendenhall (1997) en el S&P500.

Estos resultados son compatibles con las cuatro hipótesis explicativas mencionadas. Las rentabilidades anormales significativas de $A_i + 1$ se ajustan a las predicciones realizadas por las hipótesis de información y de liquidez. Los rendimientos extraordinarios de E-1 son compatibles con las hipótesis de presión sobre los precios y demanda de pendiente negativa, mientras que la reversión observada sólo es compatible con la primera hipótesis. No obstante, las rentabilidades anormales no desaparecen completamente en los primeros diez días de vigencia del cambio, por lo que la revisión del índice podría experimentar presión sobre los precios y simultáneamente estar asociada a información, liquidez o demanda de pendiente negativa.

5. Actividad de negociación en el mes de la redefinición: efectos a corto plazo

En este apartado se analiza si las revisiones de precios observadas van acompañadas de cambios contemporáneos en la demanda, estimados utilizando como variable proxy las variaciones en el volumen de negociación medido como valor efectivo negociado. En la segunda parte de esta sección se realiza un análisis del tamaño medio de las transacciones y de la horquilla, que tiene por objetivo determinar el origen de tales cambios en la demanda.

5.1. Análisis del volumen en el mes de la redefinición

La evidencia empírica previa en relación al volumen de negociación con política de preanuncio es escasa. Sólo los trabajos de Beneish y Whaley (1996), en el caso de entradas, y de Lynch y Mendenhall (1997), con una muestra de entradas y salidas, han analizado la cuestión. Ambos

detectan volúmenes anormalmente elevados entre A_i y $A_i + 5$, y desde E-5 hasta E+10.

La conducta predecible de los fondos de gestión pasiva permite anticipar que los mayores volúmenes de negociación tenderán a concentrarse en el día anterior al cambio efectivo, momento en que reajustarán sus carteras a fin de minimizar el error de tracking. Sin embargo, no se puede desechar la posibilidad de que estos inversores operen antes o después, a fin de evitar condiciones adversas de mercado. A priori tampoco se puede descartar que otros inversores negocien en el mes de la redefinición para explotar el comportamiento anticipable de los fondos de inversión.

Como se ha dicho anteriormente, en el caso del Ibex35, los arbitrajistas pueden predecir en base a información pública la identidad de los entrantes y empezar a negociar incluso antes del día de anuncio, aunque, en este caso, asumen el riesgo de error de predicción y de sobreestimación de la demanda u oferta. Después del día del anuncio sólo soportan el riesgo de estimación del cambio de la demanda u oferta, que les podría impedir deshacer sus posiciones llegado el día de cambio efectivo.

En este apartado se analiza el volumen de negociación separadamente alrededor del día siguiente al anuncio y el anterior al cambio efectivo. En el periodo de acontecimiento, alrededor de cada una de estas fechas, el tamaño muestral cambia de acuerdo con la metodología propuesta por Lynch y Mendenhall (1997). Cuando la referencia es A_i , antes de esta fecha, se van incorporando a la muestra los activos que han alcanzado el primer día del mes de la redefinición. A partir de A_i , se excluyen los activos para los que el día efectivo ha tenido lugar, a fin de evitar las distorsiones que puede provocar este segundo acontecimiento sobre los volúmenes anormales estimados en torno al primero de ellos. Relativo a la fecha E, con anterioridad el tamaño de la muestra va aumentando a medida que ocurre el anuncio.

La literatura teórica relaciona el volumen de negociación de los activos con el volumen del mercado (Karpoff, 1987, y Admati y Pleiderer, 1988, entre otros) y la evidencia empírica previa ha detectado la existencia de una relación significativa entre ambas variables (Tkac, 1999). Por ello, resulta conveniente utilizar un modelo de mercado de volumen a fin de aislar el efecto producido por la revisión del índice en el volumen de negociación de los títulos afectados. De esta forma se co-

rrige la tendencia general del conjunto del mercado y el volumen medio anormal asociado a características específicas de los activos, pero no relacionado con el acontecimiento.

Ajinkya y Jain (1989) han documentado que la distribución empírica de los errores de predicción de este modelo, basados en las variables de volumen originales, es asimétrica a la derecha y leptocúrtica. Para evitar este problema se toma la transformación logarítmica de las medidas de volumen originales para el activo i y para el mercado, $v_{it} = \text{Ln}(1 + V_{it})$ y $v_{mt} = \text{Ln}(1 + V_{mt})$. La distribución de los errores de predicción del modelo de mercado con las variables transformadas se aproximan a la normal, de forma que las inferencias basadas en los mismos resultan más apropiadas.

En el modelo de mercado de volumen se asume que los errores siguen un proceso AR(1) de la forma siguiente,

$$v_{it} = \alpha_i + \beta_i v_{mt} + \varepsilon_{it}, \text{ y } \varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{it} \quad [3]$$

con $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$. El modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados, utilizando datos postacontecimiento $[C, E+145]$. El volumen anormal del activo i en el día t del periodo de acontecimiento, VA_{it} , es el exceso del volumen observado sobre el estimado según el modelo [3],

$$VA_{it} = (v_{it} - \hat{\rho}_i v_{i,t-1}) - \left[\hat{\alpha}_i (1 - \hat{\rho}_i) + \hat{\beta}_i (v_{mt} - \hat{\rho}_i v_{m,t-1}) \right] \quad [4]$$

donde los coeficientes son las estimaciones MCG de los parámetros del modelo del mercado de volumen. Deshaciendo la transformación logarítmica se obtiene el incremento porcentual de volumen anormal ΔV .

El volumen anormal medio del día t es el promedio de sección cruzada de los VA_{it} , $VAM_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N VA_{it}$. Los contrastes de significatividad se realizan mediante un *test* paramétrico y un *test* no paramétrico de los signos como el de la sección anterior. En el *test* paramétrico se utiliza la varianza de sección cruzada de los VA_{it} , $\sigma_{VAM_t}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (VA_{it} - VAM_t)^2$, de forma que bajo el supuesto de que las VA_{it} son independientes en sección cruzada y se distribuyen como una normal, el cociente $VAM_t \sqrt{N} / \sigma_{VAM_t} \sim t_{N-1}$, se distribuye como una t con $N-1$ grados de libertad.

Los resultados relativos a la fecha de anuncio de los grupos de entradas y salidas aparecen en la parte superior del Cuadro 2, y los centrados en

la fecha de cambio efectivo en la parte inferior. Aunque el periodo de acontecimiento máximo empieza el día $A_i - 18$ y termina el día $A_i + 15$, sólo se presentan los resultados del subperiodo $[-5, +5]$ alrededor de A_i , dado que el tamaño muestral del resto de los días es demasiado pequeño para extraer conclusiones fiables. Por la misma razón, en relación al día E, se exponen los resultados desde E-5 hasta E+10. Con el subperiodo posterior al cambio efectivo, se intenta captar el cambio de la demanda en el intervalo temporal en el que se ha observado reversión en las rentabilidades en los grupos de entradas y salidas.

En las entradas se observan volúmenes anormales significativos en cuatro de los seis días de acontecimiento anteriores a la difusión de la decisión, incluyendo la propia fecha de anuncio. En este subperiodo, el día $A_i - 5$ es el que experimenta el mayor incremento de volumen, siendo el valor efectivo negociado un 94 % superior a lo normal. El día de anuncio A_i , el volumen anormal es de aproximadamente el 69 %. Las rentabilidades anormales detectadas en el periodo de estudio podrían tener su origen en este incremento del volumen de negociación. Con posterioridad al anuncio el volumen anormal es significativo en $A_i + 1$, sobrepasando en un 68 % su valor esperado, y con magnitud inferior el día $A_i + 5$, en el que sólo lo supera en un 32 %. Relativo a la fecha de recomposición del índice, el volumen anormal es significativo el día E-1, en que el valor negociado excede un 143 % a su nivel promedio. A partir del cambio efectivo el volumen anormal es significativamente alto los días E, E+1, E+9 y E+10. El volumen anormal en los once días que rodean el anuncio es significativamente distinto de cero ($F = 4.01$ y $p\text{-valor} = 0.00$), pero no lo es alrededor del cambio efectivo ($F = 1.15$ y $p\text{-valor} = 0.31$).

En general, la magnitud de actividad inusual generada alrededor del anuncio es menor en las salidas. Se logran niveles claramente anormales los días $A_i - 4$, $A_i - 2$ y $A_i + 4$. El mayor volumen anormal en este entorno se alcanza el día $A_i + 1$, en el que crece un 95 %. Se rechaza la hipótesis nula de que el volumen anormal sea cero alrededor del anuncio ($F = 3.76$ y $p\text{-valor} = 0.00$). La actividad de negociación tiende a intensificarse fundamentalmente alrededor de la fecha E, tomando su valor más elevado justo el día anterior al cambio efectivo, 234 %. Asimismo, se observan volúmenes inusuales en E-4, E-2, E, E+1, E+3 y E+5, lo que hace que conjuntamente su valor difiera de cero ($F = 5.44$ y $p = 0.00$). Tanto en las entradas como en las salidas, el mayor

incremento de la negociación tiene lugar el día anterior al reajuste, E-1.

CUADRO 2
Volumen anormal medio diario de negociación de las entradas y salidas al Ibex35 en torno a la fecha de anuncio y de cambio efectivo en la composición

Día	Entradas					Salidas				
	Media	$\Delta V(\%)$	t	$n>0$	z	Media	$\Delta V(\%)$	t	$n>0$	z
-5	0.66	94	3.33	17	1.57	0.31	36	2.10	12	0.43
-4	0.43	54	2.26	17	1.57	0.38	46	2.34	15	1.71
-3	-0.17	-16	-0.85	11	-0.78	0.09	10	0.53	14	1.28
-2	0.42	53	2.26	17	1.57	0.40	49	2.73	15	1.71
-1	-0.13	-13	-0.54	11	-0.78	0.19	22	1.29	13	0.85
A	0.52	69	2.52	18	1.96	0.22	25	1.62	14	1.28
1	0.52	68	3.33	18	1.96	0.67	95	2.76	16	2.13
2	0.27	32	1.45	15	0.78	0.27	32	1.08	14	1.28
3	-0.23	-20	-1.00	13	0.00	0.21	23	1.13	12	0.43
4	0.27	31	1.62	15	0.78	0.32	38	2.62	17	2.56
5	0.28	32	1.91	15	0.78	0.42	53	2.01	13	1.34
<i>F</i>			4.01					3.76		
-5	-0.02	-2	-0.09	8	-0.24	0.01	1	0.02	6	-0.77
-4	0.17	18	1.20	14	0.39	0.60	82	2.61	16	2.13
-3	0.31	36	1.57	17	1.57	0.17	18	0.68	15	1.71
-2	0.02	2	0.10	16	1.18	0.49	62	2.53	15	1.71
-1	0.89	143	4.56	19	2.35	1.20	234	5.26	19	3.41
E	0.49	63	3.70	20	2.75	0.47	60	2.37	15	1.71
1	0.33	38	1.81	20	2.75	0.42	53	1.85	13	0.85
2	-0.60	-45	-0.91	12	-0.39	0.18	19	1.06	12	0.43
3	0.03	3	0.18	15	0.78	0.34	40	2.03	17	2.56
4	0.34	41	1.61	15	0.78	0.20	22	1.23	14	1.28
5	-0.64	-47	-0.77	13	0.00	0.49	63	3.84	17	2.56
6	-0.18	-17	-0.36	14	0.39	0.19	22	1.09	13	0.85
7	-0.09	-8	-0.17	17	1.57	0.23	26	1.69	17	2.56
8	-0.23	-21	-0.45	14	0.39	0.15	16	1.01	10	-0.43
9	0.63	89	1.74	18	1.96	0.05	5	0.24	11	0.00
10	0.41	50	2.49	19	2.35	0.31	37	1.78	15	1.71
<i>F</i>			1.15					5.44		

Media es el volumen anormal estimado utilizando el modelo de mercado de volumen, $\Delta V(\%)$ es el volumen anormal expresado en porcentaje, t es el estadístico de contraste de la hipótesis nula de que el volumen anormal medio diario es igual a cero. $n>0$ es el número de activos en los que la media toma valor positivo. z es el estadístico del test no paramétrico de los signos. F es el estadístico del contraste de la hipótesis nula de que conjuntamente el volumen anormal en los once días alrededor de la fecha de anuncio y los dieciséis alrededor de la de cambio efectivo, es cero. Los valores en cursiva son significativamente distintos de cero a un nivel del 10% o inferior.

Los resultados obtenidos sugieren que los movimientos observados en los precios de las acciones alrededor de los reajustes del Ibex35, van acompañados por cambios en la demanda, aproximados por el volumen

de negociación medido en valor efectivo, y que estos cambios son más intensos justo antes de la recomposición.

5.2. Origen del cambio de demanda: tamaño medio de las transacciones y spread relativo medio

El análisis anterior ha permitido detectar que las redefiniciones del índice provocan importantes incrementos en el valor efectivo negociado de los activos afectados. En esta sección el interés se centra en identificar los agentes que provocan dicho aumento en la actividad de negociación. En principio, la teoría atribuye el incremento a los cambios de demanda y oferta por reajustes de cartera de los fondos de gestión pasiva, que comprarían y venderían masivamente las acciones entrantes y salientes, respectivamente. La teoría presume también que el objetivo de estos inversores es minimizar el error de tracking, por lo que deberían operar justo antes del cambio efectivo del índice.

La variable tamaño medio de las transacciones, calculada dividiendo el valor efectivo negociado por el número de negociaciones diarias, se utiliza para realizar inferencias acerca del tipo de agente que negocia alrededor de las revisiones del Ibex35. Lee y Radhakrishna (2000) han demostrado que esta variable es un buen proxy para distinguir entre inversores individuales e institucionales. Si los cambios en la demanda tienen su origen en fondos de gestión pasiva, el tamaño medio de las negociaciones debería ser anormalmente elevado, a menos que los fondos fragmenten sus órdenes, lo que es poco probable por razones de costes de transacción⁴. Por el contrario, las órdenes pequeñas pueden tener su origen tanto en inversores finales como en arbitrajistas de riesgos.

Además, los fondos indexados y los arbitrajistas de riesgos operan por razones de liquidez, por lo que no se deberían observar valores anormales del *spread* proporcional en todos los días del periodo de acontecimiento⁵. La horquilla relativa se calcula con datos de cierre, como

⁴Hay que tener en cuenta también que las órdenes grandes introducidas por los fondos indexados, podrían reflejarse en transacciones pequeñas, si su importe fuera superior a la profundidad existente en el primer nivel del libro de órdenes.

⁵En la literatura de microestructura se considera que los inversores informados prefieren negociar en bloques, por lo que el incremento del tamaño medio de las transacciones podría sugerir un incremento de la negociación basada en información. Sin embargo, en el caso de las revisiones del índice, la negociación en órdenes grandes alrededor del reajuste se realiza por razones de liquidez y no de información.

el cociente entre la diferencia de los precios ask y bid, y la media aritmética de ambos precios. La existencia de spreads relativos anormales significativos podría indicar la presencia de inversores que negocian en base a información. En este sentido, analizando las revisiones del S&P500, Beneish y Whaley (1996) han detectado una reducción temporal del *spread*, y Hedge y McDermott (2000), han encontrado una reducción significativa en un periodo de nueve días (-4,+4) alrededor del reajuste, considerando esta evidencia consistente con la hipótesis de liquidez.

El valor anormal de las variables tamaño de las transacciones y *spread* relativo del activo i en el periodo t , se calcula como el cociente entre el valor medio diario observado y su valor medio en un intervalo de referencia de seis meses del periodo de estimación, menos la unidad, $XA_{it} = (X_{it}/\bar{X}_i) - 1$. El valor medio anormal de cada día del periodo de acontecimiento XA_t , es la media de sección cruzada de los XA_{it} . La estimación se realiza relativa a la fecha A_i y E, separadamente. Como en el caso del volumen el tamaño muestral varía para tener en cuenta la ocurrencia del otro hecho relevante.

En el Cuadro 3 se presentan los valores anormales de la variable tamaño medio, TA_t de once días en torno a la fecha de anuncio y de cambio efectivo, en el que se concentran los efectos destacables. En las entradas se puede apreciar que el tamaño medio es un 68 % superior a lo esperado el día $A_i - 5$, aunque sólo es estadísticamente significativo con el test paramétrico (t estadístico = 2.08 y p-valor = 0.05). Alrededor de la fecha E, en el día que precede al cambio efectivo, el tamaño medio de las transacciones es un 58 % superior a lo habitual, estadísticamente significativo con el test paramétrico ($t = 1.79$ y p-valor = 0.09) y marginalmente significativo con el no paramétrico (p-valor = 0.12). Este día diecisiete activos alcanzan un tamaño medio positivo. Sin embargo, en ninguna de las dos fechas se puede rechazar que conjuntamente el tamaño medio anormal sea nulo con el test de la F.

En el subgrupo de salidas el tamaño medio anormal no toma valores significativamente positivos en ninguno de los días que rodean la fecha de anuncio. Su magnitud es un 97 % mayor de lo habitual el día E-1 (t estadístico = 1.88 y p-valor = 0.07), en el que trece de los veintidós activos tienen tamaño anormal alto. Alrededor de esta fecha el tamaño es significativamente distinto de cero (F = 2.06 y p-valor = 0.02), pese a que no se observan negociaciones de tamaño superior a lo esperado después de la fecha de reajuste del índice.

CUADRO 3
Transacción media anormal y *spread* relativo medio anormal diario
de las entradas y salidas del Ibex35 en torno a las fechas de
anuncio y de cambio efectivo

Día	<i>Entradas</i>						<i>Salidas</i>					
	TA _t (%)	<i>t</i>	<i>z</i>	SA _t (%)	<i>t</i>	<i>z</i>	TA _t (%)	<i>t</i>	<i>z</i>	SA _t (%)	<i>t</i>	<i>z</i>
-5	68.2	2.08	1.18	-8.8	-0.87	-2.75	-17.6	-1.51	-2.56	-11.9	-1.63	-0.85
-4	4.3	0.34	-0.39	-15.6	-1.72	-2.75	-20.6	-2.26	-1.28	-16.5	-2.03	-2.56
-3	21.3	0.79	-1.18	-31.7	-5.23	-3.53	-23.9	-2.69	-2.98	-4.5	-0.44	-1.28
-2	12.1	0.96	1.18	-27.2	-3.85	-2.75	-14.9	-1.32	-2.13	-15.5	-1.83	-2.56
-1	5.4	0.38	0.39	-26.1	-3.35	-3.53	14.6	0.50	-0.85	-13.8	-1.61	-1.71
A	30.0	0.97	0.00	-12.7	-1.19	-1.96	-2.7	-0.13	-1.28	-11.6	-1.35	-1.71
1	2.1	0.19	0.00	-16.5	-1.91	-2.35	20.1	1.30	0.85	-12.2	-2.65	-2.13
2	24.2	0.89	-0.39	-11.6	-1.40	-1.18	51.1	0.75	-0.85	-13.2	-1.59	-2.13
3	0.0	0.09	0.00	-13.4	-2.07	-1.96	25.5	0.92	-0.85	-15.2	-1.64	-2.56
4	18.6	0.88	-1.57	5.4	0.46	-0.39	4.9	0.24	-1.71	-11.3	-0.88	-2.13
5	8.2	0.64	0.00	28.6	1.05	-1.57	-3.7	-0.25	-1.79	-10.1	-0.70	-2.68
<i>F</i>		1.48			2.86			0.68			1.84	
-5	-3.1	-0.24	-0.73	5.2	0.56	0.24	10.1	0.34	-1.29	20.2	0.98	-1.29
-4	3.2	0.30	0.00	-5.7	-0.58	-1.18	0.6	0.05	-1.28	-6.0	-0.62	-1.71
-3	28.4	0.90	-1.57	-5.2	-0.59	-0.78	-13.7	-1.14	-2.13	-5.5	-0.66	-1.71
-2	-4.3	-0.42	-1.57	-16.2	-1.68	-2.75	-13.1	-1.30	-2.13	-11.1	-1.30	-2.13
-1	58.1	1.79	1.57	-13.3	-1.46	-2.35	97.2	1.88	0.85	-5.6	-0.54	-2.13
E	0.8	0.08	0.00	43.3	1.60	-1.18	3.9	0.36	-0.43	-12.7	-0.88	-2.13
1	13.8	0.68	-1.18	-17.0	-2.41	-1.96	15.8	0.86	-0.85	-5.9	-0.46	-1.71
2	-7.7	-0.55	-1.80	-11.8	-0.88	-1.96	-0.9	-0.08	-0.43	-8.0	-0.78	-1.71
3	-7.0	-0.75	-1.96	24.4	1.16	-1.18	18.3	1.26	0.00	-16.6	-2.42	-2.13
4	-7.5	-0.82	0.00	14.2	1.01	0.39	0.5	0.05	-0.43	-13.8	-1.99	-1.71
5	-21.4	-2.85	-2.20	12.9	0.66	-1.57	34.3	1.06	0.43	-21.2	-2.74	-1.71
<i>F</i>		1.47			1.54			2.06			1.38	

TA_t y SA_t son, respectivamente, el promedio diario del tamaño medio anormal de las transacciones y del *spread* relativo medio anormal, expresados en porcentaje. *t* es el estadístico de contraste del test paramétrico en el que se utiliza la desviación estándar de sección cruzada de la variable correspondiente. *F* es el estadístico del contraste de la hipótesis nula de que conjuntamente el valor anormal de las variables en los once días alrededor de la fecha de anuncio y cambio efectivo es cero. *z* es el estadístico del test de los signos. Los valores en cursiva indican que se rechaza la hipótesis nula a un nivel del 10% o inferior.

Por su parte, los valores anormales medios estimados de la horquilla relativa, SA_t , correspondientes a la ventana de acontecimiento de once días alrededor de A_i y de E, se presentan en las columnas de la derecha de las entradas y salidas del Cuadro 3. Se observa que, en ningún caso, la horquilla relativa aumenta significativamente respecto a su valor medio del periodo de referencia. De hecho, experimenta reducciones

significativas importantes alrededor del día de anuncio, tanto en las entradas ($F = 2.86$ y $p\text{-valor} = 0.00$) como en las salidas ($F = 1.84$ y $p\text{-valor} = 0.02$). En las entradas entre los días $A_i - 4$ y $A_i - 1$, así como en los días $A_i + 3$. En las salidas los valores de la horquilla caen respecto al valor considerado normal en los días $A_i - 4$, $A_i - 2$ y $A_i + 1$. Alrededor de la fecha efectiva, sólo el día $E+1$ en las entradas y $E+3$ a $E+5$, en las salidas, por lo que conjuntamente los cambios son insignificantes.

Por tanto, no se detecta la presencia de negociación informada alrededor de los reajustes del Ibex35, y el volumen observado se puede atribuir fundamentalmente a la actividad de los fondos de gestión pasiva, que podrían estar concentrando el reajuste de sus carteras el día anterior a la recomposición. Difícilmente se puede atribuir el tamaño anormal previo al anuncio a los fondos indexados, por el elevado riesgo que supondría reajustar su cartera antes de confirmar la identidad de los entrantes. Asimismo, no parecen existir indicios de que los fondos demoren el reajuste de sus carteras después de la fecha E .

Un análisis conjunto con las variables tamaño medio de las transacciones y horquilla relativa, permite discriminar entre la negociación inducida por inversores informados, por inversores individuales desinformados, que negocian por razones de liquidez, y por inversores institucionales negociando también por liquidez. La negociación informada generaría simultáneamente tamaño y *spread* anormal en $A+1$, pero no en $E-1$. La negociación individual desinformada no produciría valores anormales de estas dos variables en ninguno de los días, o en todo caso tamaño anormal nulo con *spread* anormal negativo. La presencia de inversores institucionales reajustando sus carteras, no tendría efecto en $A+1$, pero sí en $E-1$, con valor inusual del tamaño y nulo o negativo en el *spread*.

Con el test de la F , en $A+1$ no se puede rechazar que conjuntamente ambas variables sean significativamente cero en las entradas ($F = 1.26$ y $p\text{-valor} = 0.28$) y en las salidas ($F = 1.31$ y $p = 0.27$). Sin embargo, en $E-1$ se rechaza la hipótesis nula en ambos casos: entradas ($F = 4.69$ y $p = 0.01$) y salidas ($F = 5.71$ y $p\text{-valor} = 0.00$). Estos resultados corroboran que la rentabilidad y el volumen anormal del día anterior al reajuste se pueden atribuir a la actividad de los fondos indexados, lo que no ocurre con los valores anormales del día siguiente al anuncio.

6. Efectos posteriores a la redefinición del Ibex35

En los apartados anteriores se ha analizado el efecto de las decisiones de recomposición del Ibex35 en un periodo corto que básicamente comprende el mes de la redefinición. Este análisis ha permitido comprobar que los reajustes generan rentabilidades anormales fundamentalmente en A_i+1 y E-1 y que los precios cambian de sentido en E. El movimiento detectado en los precios se puede asociar a cambios contemporáneos en la demanda que podrían tener su origen en inversores que negocian por razones de liquidez y no en base a información. Evidencia que, en principio, es consistente con la hipótesis de presión sobre los precios.

En esta sección se examinan los efectos posteriores al mes de la revisión, una vez que la sustitución efectiva de los activos ha tenido lugar y que ha cesado la actividad de los fondos de gestión pasiva y de los arbitrajistas de riesgos. En primer lugar, se va a analizar formalmente la posible persistencia temporal de la revisión sobre los precios, lo que permitirá discriminar con mayor seguridad entre las cuatro posibles hipótesis explicativas del efecto observado. En segundo lugar, se realiza un contraste indirecto de la hipótesis de información. Por último, se analiza si el efecto precio detectado está relacionado con cambios en la liquidez.

6.1. Persistencia del efecto precio

Las hipótesis de información, de liquidez y de demanda de pendiente negativa predicen, por razones distintas, un efecto permanente en la revisión efectuada de los precios. La hipótesis de presión sobre los precios supone que el exceso de demanda aleja temporalmente el precio de los activos de su nivel fundamental, al que tienden a volver una vez que los fondos han terminado de reajustar sus carteras.

En el período que sigue a la recomposición del índice la evidencia empírica previa ha encontrado resultados diferentes en las distintas situaciones asociadas a las posibilidades de negociación de los fondos indexados. Bajo política de no preanuncio los fondos sólo pueden negociar después de la fecha de cambio efectivo, lo que podría justificar el efecto permanente detectado por Shleifer (1986), Dhillon y Johnson (1991) en las redefiniciones y por Kaul, Mehrotra y Morck (1999) en los cambios del método de ponderación. En este mismo contexto Harris y Gurel (1986) observan reversión gradual no completa. La política de redefinición con anuncio anterior a la implantación del cambio, sin embargo, facilita a los fondos la posibilidad de comprar o vender los

activos con antelación a su incorporación o abandono. Los contrastes realizados en esta situación han encontrado que, aunque los fondos concentran el grueso de los reajustes el día E-1, su actividad se demora varios días después del cambio efectivo, provocando un proceso de reversión parcial a corto plazo, compatible con presión sobre los precios y demanda de pendiente negativa (Beneish, 1996, y Lynch y Mendenhall, 1997).

El propósito de este apartado es realizar un análisis de persistencia en un horizonte temporal más amplio que el contemplado por estos dos últimos trabajos. Un análisis que tiene en cuenta la magnitud de las rentabilidades anormales generadas antes y después de la recomposición, así como su signo. La hipótesis nula a contrastar es que las rentabilidades anormales acumuladas en distintos intervalos del mes de redefinición, se ven compensadas por las rentabilidades anormales acumuladas de signo contrario generadas a partir de E, considerando diferentes periodos temporales solapados, $H_0 : CAR[X] = -CAR[E, E + h]$, donde en el lado izquierdo están las rentabilidades acumuladas a lo largo del mes de la redefinición y X puede ser igual a $A_i + 1$, $[A_i + 1, E - 1]$ o $[C, E - 1]$. En el lado derecho están las rentabilidades anormales acumuladas después del cambio efectivo, desde E hasta $h = 0, 10, 20, 40, 60$ días. El contraste se realiza con un test de la t de diferencia de medias, en que se asume que las dos muestras tienen varianzas diferentes.

La hipótesis de presión sobre los precios predice que las rentabilidades subsiguientes deben compensar completamente las rentabilidades generadas anteriormente, en el mes de la redefinición. Si no se detecta reversión, o si ésta se produce en fechas alejadas, la entrada y salida provocaría un cambio permanente en el nivel de precios, compatible con las tres restantes hipótesis.

En el Cuadro 4 se exponen los resultados de este contraste. Por columnas, en la primera $CAR[E, h]$, aparecen las rentabilidades medias acumuladas posteriores al cambio efectivo para los intervalos solapados indicados a su izquierda. Las tres siguientes recogen las rentabilidades medias acumuladas en los tres periodos señalados del mes de la redefinición y, entre paréntesis, el estadístico t de contraste de la hipótesis nula de que la rentabilidad anormal media correspondiente, es igual a la acumulada postredefinición cambiada de signo.

Empezando en las entradas por las rentabilidades generadas en $A_i + 1$, no se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad con las rentabilidades acumuladas para todos los plazos posteriores a E. Las rentabilidades positivas generadas en el periodo $[A_i + 1, E - 1]$ se ven compensadas por las negativas de los primeros diez días después de la sustitución de los activos. Sin embargo, se rechaza claramente que las rentabilidades negativas posteriores compensen a las positivas generadas en el mes de la redefinición entre $[C, E - 1]$, de forma que no parece que exista reversión del movimiento de los precios de todo el mes de la redefinición, pero se acepta la existencia de reversión del incremento de los precios producida en el día $A_i + 1$ y en el período de transición. En conjunto, en las altas los precios se sitúan a un nivel superior al existente antes de la entrada de las acciones en el índice, pero inferior al alcanzado en la redefinición.

CUADRO 4
Persistencia de las rentabilidades anormales en las redefiniciones del Ibex35

	CAR(E,h)	A_i+1	$[A_i+1,E-1]$	$[C, E-1]$
<i>Entradas</i>				
Media		2.3009	6.7777	11.6383
E	-0.7603	(1.50)	(3.23)	(4.37)
$[E,E+10]$	-5.4957	(-1.23)	(0.42)	(1.78)
$[E,E+20]$	-3.6775	(-0.41)	(0.83)	(1.95)
$[E,E+40]$	-1.4895	(0.22)	(1.30)	(2.31)
$[E,E+60]$	-4.3214	(-0.42)	(0.49)	(1.38)
<i>Salidas</i>				
Media		-1.1048	-2.9133	-5.2083
E	0.9350	(-0.19)	(-0.73)	(-1.78)
$[E,E+10]$	4.1609	(1.38)	(0.37)	(-0.33)
$[E,E+20]$	5.9736	(1.84)	(0.83)	(0.22)
$[E,E+40]$	6.4959	(1.93)	(0.94)	(0.36)
$[E,E+60]$	8.0418	(1.80)	(1.11)	(0.63)

El estadístico t , entre paréntesis, contrasta la hipótesis nula de que las rentabilidades anormales medias acumuladas positivas (negativas) generadas por las entradas (salidas) del índice en determinados días o periodos del mes de la redefinición, se ven compensadas por las de signo contrario acumuladas en periodos de tiempo solapados posteriores al cambio efectivo $H_0: CAR_{i+1} = -CAR_{i+1,E+h}$. Los valores en cursiva indican que se rechaza la hipótesis nula a un nivel del 10% o inferior.

En las salidas se da reversión completa en prácticamente todos los casos. Las rentabilidades negativas generadas en el intervalo $[A_i + 1, E - 1]$ se recuperan en los primeros diez días, y las generadas a lo largo de

todo el mes de revisión $[C, E-1]$, en los primeros veinte. Las correspondientes al día $A_i + 1$, se recobran inmediatamente y las rentabilidades positivas posteriores no sólo compensan sino que exceden las negativas anteriores. En consecuencia, se aprecia un efecto divergente de persistencia parcial del movimiento de precios en las entradas y de reversión completa en el caso de las salidas.

6.2. *Hipótesis de información: efectos de la creación del Ibex complementario*

Algunos autores sostienen que los efectos permanentes observados en las revisiones del S&P500 son compatibles con argumentos de señalización. Esta afirmación se apoya en dos puntos: el primero se refiere a que, por su actividad, el proveedor del índice dispone de más información que el mercado y, segundo, en que entre los criterios utilizados se encuentra la situación financiera de la empresa. En principio, en el caso del Ibex35, no se dan estas dos circunstancias. El gestor del índice no tiene acceso a información privada y en el proceso de redefinición no se usan criterios relacionados con perspectivas futuras de las empresas. De esta forma, el anuncio de la redefinición sólo contiene información acerca de un cambio esperado en la demanda de magnitud desconocida. Sin embargo, la reacción de los precios detectada en el periodo previo al anuncio $[C, A_i]$, en el día $A_i + 1$, y en el periodo entre $A_i + 2$ y $E - 1$, podría ser consistente con la hipótesis de información en una política de preanuncio como la practicada por la Sociedad de Bolsas.

Aunque la separación temporal entre los días de anuncio y cambio efectivo permite extraer inferencias relacionadas con la existencia o no de información, en este apartado se realiza un test adicional a fin de verificar si la hipótesis de señalización explica el efecto observado de las revisiones del Ibex35. El test se realiza considerando una muestra adicional de entradas a un índice auxiliar no sometido a indexación, en línea con lo propuesto por Jain (1987). Esta submuestra de control tiene iguales características que la de contraste (entrada en un índice), excepto en que no es objeto de seguimiento por parte de los inversores institucionales. Si la hipótesis de información es cierta, la entrada en este indicador sería considerada por el mercado como una buena noticia y el precio de las acciones subiría el día $A_i + 1$, pero no en $E - 1$. No obstante, la magnitud del efecto debería ser menor al tratarse de un índice menos conocido por los inversores.

En una prueba de este tipo Collins, Wansley y Robinson (1995), detectaron un importante efecto precio en la fecha de creación del índice MidCap400, y Jain (1987) encontró un efecto similar al observado en el SP&500 en las revisiones de los índices complementarios creados por el mismo gestor.

En concreto, se utilizan las acciones incluidas en el índice Ibox Complementario el día en que se hizo pública su creación⁶. El Ibox Complementario es un índice formado por un número variable de acciones no incluidas en el Ibox35, negociadas en el mercado continuo de la bolsa española. El contraste se realiza utilizando una adaptación del modelo [2] anterior, para tener en cuenta que, en este caso, coinciden el día $A_i + 1$ y el de cambio efectivo E. Dado que la fecha de entrada es la misma para todos los activos, la estimación se realiza formando una cartera equiponderada con todos ellos a fin de evitar problemas de correlación contemporánea. El resultado de la estimación es el siguiente:

$$R_{pt} = 0.00 + 0.59Rm + 0.74SMB - 0.00HML - 0.02d_1 + 0.00A + 0.00A+1 - 0.02d_6 - 0.04d_7 - 0.01d_8 - 0.01d_9$$

(0.63) (27.44) (14.00) (-0.14) (-0.95) (1.21) (0.11) (-1.22) (-2.19) (-0.42) (-0.67)

Las rentabilidades anormales en la fecha de anuncio y el día que le sigue no son significativamente distintas de cero. Las rentabilidades acumuladas en el periodo previo y los distintos intervalos posteriores son negativas pero no estadísticamente significativas, con la salvedad de la correspondiente al subperiodo E+11 a E+20. Por tanto, la entrada a un nuevo índice no sometido a *tracking*, no tiene ningún efecto económico apreciable sobre los precios de las acciones, lo que añade evidencia para descartar la hipótesis informativa como explicación del efecto precio observado en las entradas y salidas del Ibox35.

6.3. Hipótesis de liquidez

Las hipótesis anteriormente enunciadas aportan conjeturas diferentes al comportamiento del volumen. La hipótesis de presión sobre los precios predice que el cambio de volumen debe darse en el período de acontecimiento, recuperando después su nivel normal. La hipótesis de liquidez considera que los cambios de volumen son un signo de cambios en la liquidez. Finalmente, la hipótesis de demanda de pendiente negativa plantea que la cantidad de acciones disponibles es menor (ma-

⁶La creación del Ibox Complementario se anunció el último día del mes de enero de 1998 y se empezó a calcular al día siguiente.

yor) después de las entradas (salidas), lo que reducirá (aumentará) el volumen.

La mayoría de los trabajos realizados en esta línea se limitan a establecer una relación entre las rentabilidades acumuladas en el periodo de acontecimiento y el volumen anormal contemporáneo (Lynch y Mendenhall, 1997) pero no analizan el comportamiento del volumen en el periodo posterior.

El objetivo en este apartado es analizar el volumen y la horquilla relativa una vez que ha cesado la actividad de reajuste de carteras de los fondos y la de los arbitrajistas de riesgos, de forma que cualquier cambio se pueda atribuir a la llegada de nuevos inversores atraídos por expectativas de menores costes de liquidez. Para diferenciar entre las tres teorías dividimos el periodo muestral completo alrededor de la recomposición en tres intervalos: antes del mes de la redefinición a , el mes de la redefinición r , y después del reajuste, d . Los intervalos anterior y posterior duran aproximadamente seis meses: el anterior termina el día que precede al inicio del mes de la redefinición y el posterior empieza el onceavo día después del cambio efectivo, una vez que han cesado los reajustes de los fondos indexados. En cada uno de los tres subperiodos considerados se calcula, para cada activo, la media en serie temporal del volumen medido como valor efectivo negociado, obteniendo una sección cruzada de valores medios. El cambio de volumen se calcula de acuerdo con la expresión, $Ln(\bar{V}_{ih}/\bar{V}_{ik})$, donde \bar{V}_{ih} es la media del valor efectivo negociado del activo i en el periodo $h = d, r$, y \bar{V}_{ik} , es la media del valor efectivo negociado en el periodo $k = r, a$, anterior.

En el Cuadro 5 se observa que, si se compara el periodo posterior con respecto al anterior, la redefinición provoca un aumento no significativo del 22,49% del volumen negociado en las entradas y un aumento insignificante del 9,74% en las salidas. El volumen sólo aumenta de forma significativa en el mes de la redefinición en relación a los seis meses que le preceden. No obstante, si se calcula el cambio de volumen ajustando por el volumen contemporáneo del mercado, la situación es diferente. El ajuste se realiza normalizando el volumen del activo i el día t por el volumen negociado en el mercado el mismo día. El cambio de volumen ajustado al mercado se calcula como $Ln(\bar{V}_{ih}^m/\bar{V}_{ik}^m)$, donde \bar{V}_{ih}^m es la media del volumen ajustado del activo i en el periodo h y \bar{V}_{ik}^m , es la media del valor efectivo negociado ajustado al mercado en el periodo k , anterior. Con este ajuste el aumento de volumen antes observado en el caso de las entradas, se transforma en una reducción

no significativa del -12% . Por lo que se refiere a las salidas, desaparece el aumento detectado, que pasa a ser negativo de $-13,49\%$, aunque sólo marginalmente significativo.

En principio estos resultados son contrarios a la hipótesis de liquidez, dado que las rentabilidades anormales observadas deberían ir acompañadas de un aumento significativo de volumen en el caso de las entradas y de una reducción en el caso de las salidas.

Dentro de la hipótesis de la liquidez merece mención aparte el comportamiento del *spread* proporcional. Si la hipótesis de liquidez es cierta las redefiniciones del índice deberían tener un efecto permanente, reduciendo el *spread* de las acciones entrantes y aumentando el de las salientes. Erwin y Miller (1998) observan una reducción del *spread* medio diario (absoluto y relativo) que atribuyen a la mejora de la eficiencia informativa conseguida vía arbitraje de índices, y Kaul, Mehrotra y Morck (1999) no encuentran cambios en el *spread* de la redefinición puntual de las ponderaciones efectuada por el TSE300 en 1996.

La literatura sugiere que las variaciones en el *spread* pueden ser el resultado de cambios en el volumen, la volatilidad de la rentabilidad y los niveles de precios. En particular se ha observado que el *spread* proporcional cae ante incrementos en los precios y el volumen y con disminuciones de la volatilidad. Para tener en cuenta este hecho se estima una regresión de sección cruzada con el cambio del *spread* relativo como variable independiente y los cambios de volumen, la inversa del precio y volatilidad como variables independientes. De esta forma se corrige cualquier posible sesgo provocado por acontecimientos distintos de la redefinición del índice.

$$\begin{aligned} \ln(S_{ih}/S_{ik}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(V_{ih}/V_{ik}) + \alpha_2 \ln(iP_{ih}/iP_{ik}) + \\ & + \alpha_3 \ln(\sigma_{ih}/\sigma_{ik}) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad [5]$$

donde: S_i es el *spread* relativo del activo i , V_i es el volumen, iP_i es la inversa del precio⁷, si la volatilidad de la rentabilidad. Como antes $h = d$, r y $k = r$, a . El intercepto α_0 capta el efecto de la entrada o salida de los activos en el índice independiente del cambio de volumen,

⁷Para contemplar la posibilidad de que el *spread* se vea afectado por un posible cambio de *tick*, se ha modificado el modelo [5], permitiendo que varíe la constante. Los resultados obtenidos son básicamente idénticos por lo que no se reproducen en el Cuadro 5.

precio y volatilidad. La predicción de la hipótesis de liquidez es que $\alpha_0 < 0$ en las entradas y positivo en las salidas $\alpha_0 > 0$.

Los resultados de este análisis multivariante del *spread* relativo se recogen en la parte inferior del Cuadro 5. Es de destacar, que el *spread* proporcional experimenta una reducción no significativa en las entradas en los tres intervalos temporales considerados. En las salidas, sólo se detecta un cambio apreciable del *spread* en el mes de la redefinición en relación al periodo anterior.

CUADRO 5
Cambio permanente del volumen y el *spread* relativo

	Entradas			Salidas		
	d/a	d/r	r/a	d/a	d/r	r/a
Volumen						
Media	0.2249	0.0126	0.4671	0.0974	-0.1304	0.2278
p-valor	0.14	0.92	0.01	0.32	0.28	0.01
Mediana	0.0023	-0.0619	0.3914	-0.0729	-0.1675	0.2493
p-valor	1.00	1.00	0.24	0.67	0.39	0.20
n>0	13	13	16	10	9	14
Volumen relativo al mercado						
Media	-0.1200	-0.2633	0.1433	-0.1349	-0.1317	-0.0032
p-valor	0.29	0.02	0.24	0.15	0.25	0.98
Mediana	-0.0734	-0.3012	0.2624	-0.1329	-0.1101	0.0068
p-valor	0.43	0.02	0.05	0.01	0.09	1.00
n>0	11	7	18	5	7	11
Spread relativo						
constante	-0.0696	-0.0897	-0.0839	0.0439	0.0890	-0.2854
p-valor	0.34	0.36	0.20	0.69	0.33	0.02
iP	-0.0861	0.4432	0.0113	0.0876	-0.3237	0.8972
p-valor	0.45	0.24	0.93	0.83	0.50	0.14
V	-0.3727	-0.3876	-0.1617	-0.4754	-0.3166	0.2889
p-valor	0.00	0.01	0.08	0.07	0.04	0.14
σ	0.2696	0.6588	0.0417	0.2879	0.9722	0.2607
p-valor	0.27	0.02	0.84	0.44	0.01	0.52

d = después de la redefinición, a = antes, y r = mes de la redefinición del índice. Media, es la media de sección cruzada de los cambios relativos de un intervalo a otro, t es el estadístico para contrastar la hipótesis nula de que el cambio relativo es nulo, p es la probabilidad marginal de dicho contraste, n es el número de activos con valores positivos de la medida de cambio relativo y z el estadístico del test no paramétrico de los signos. En la parte inferior se estima el cambio del *spread* proporcional independiente de las variaciones en el volumen, nivel de precios y volatilidad.

La evidencia obtenida en este apartado indica que los reajustes en el índice no tienen efectos permanentes sobre la liquidez de los activos medida por el volumen, una vez que se corrige por la tendencia general del mercado, ni sobre el *spread* relativo después de controlar por volumen, precio y volatilidad. El volumen sólo cambia significativamente en el mes de la redefinición, lo que contradice las predicciones de la hipótesis de liquidez y es compatible con la existencia de presión sobre los precios. Sin embargo, la persistencia en las altas del efecto precio pero no del volumen, podría ser consistente con la hipótesis de curvas de demanda de pendiente negativa. En las bajas, de la ausencia de persistencia en precios y volumen se infiere presión sobre los precios.

6.4. Rentabilidad anormal y liquidez

Un test adicional de regresión permite contrastar las predicciones de las tres teorías anteriores. Si la hipótesis de liquidez es cierta, la relación entre rentabilidad acumulada en el mes de la redefinición y el cambio de volumen debería ser positiva. Si lo es la hipótesis de demanda de pendiente negativa, la relación debería ser negativa. En la hipótesis de presión sobre los precios la relación debería ser no significativa.

El incremento de volumen se considera un signo de mejora de la liquidez. La utilización del volumen anormal en el periodo de acontecimiento, podría llevar a resultados paradójicos en el contexto del reajuste de los índices. En las entradas el mayor volumen se vería recompensado con una mayor rentabilidad, y en las salidas sería castigado con rentabilidades anormales negativas, lo que cuestiona el volumen anormal durante el período de acontecimiento como medida adecuada de liquidez. Amihud *et al.* (1997) utilizan el cambio relativo de volumen, de forma que la reacción del precio en el periodo de acontecimiento anticipa el cambio en la liquidez ocasionado por el mismo. De esta forma, si predomina el efecto liquidez las rentabilidades anormales positivas de las entradas y negativas de las salidas, deberían estar positivamente relacionadas con el cambio posterior de volumen.

Para analizar si las rentabilidades anormales acumuladas generadas por los ajustes en el índice están relacionadas con cambios en la liquidez se estima la siguiente ecuación de regresión,

$$CAR_i = \alpha_0 + \alpha_1 dLIQ_i + \varepsilon_i, \quad [6]$$

donde la variable dependiente es la rentabilidad anormal acumulada del activo i en todo el mes de la redefinición, y la variable independiente es el cambio de liquidez del periodo posterior respecto al anterior, medido por el cambio de volumen ajustado al mercado o el cambio independiente del *spread* proporcional. En esta regresión el intercepto es la parte de la rentabilidad anormal acumulada no explicada por los cambios en la liquidez.

Los resultados de la regresión se presentan en el panel A del Cuadro 6. Se observa que la rentabilidad anormal acumulada generada por las entradas y salidas al índice no está significativamente relacionada con ninguna de las medidas utilizadas de cambio de liquidez. No obstante, el cambio de liquidez debido a la revisión del índice podría diferir entre activos dependiendo de su nivel inicial en el periodo anterior al acontecimiento. Para tener en cuenta esta posibilidad, vamos a permitir que varíe el coeficiente α_1 , que recoge el efecto del cambio de liquidez, de la forma propuesta por Berkman y Eleswerapu (1998),

$$\alpha_{i1} = \beta_1 + \beta_2 LIQ_{ia} + \eta_i, \quad [7]$$

donde LIQ_{ia} es el nivel inicial de liquidez. Sustituyendo [7] en la ecuación [6] anterior queda,

$$CAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 dLIQ_i + \gamma_2 (dLIQ_i \times LIQ_{ia}) + v_i, \quad [8]$$

donde el coeficiente γ_2 recoge el efecto asociado a la interacción entre el cambio de liquidez y su nivel inicial. Un coeficiente γ_2 negativo indica que el efecto precio de la redefinición es más importante para los títulos menos líquidos. Los resultados de esta segunda regresión se presentan en el panel B y corroboran, en términos generales los anteriormente obtenidos. No existe relación entre la rentabilidad y los cambios en la liquidez inducidos por la recomposición del índice. Asimismo, la rentabilidad acumulada no parece estar relacionada con los niveles previos alcanzados por la liquidez, dado que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente γ_2 sea igual a cero. La significatividad estadística del intercepto en buena parte de las ecuaciones estimadas, indica que existe una porción importante de la rentabilidad acumulada no explicada por razones de liquidez. La insignificancia de la relación favorece una explicación de presión sobre los precios.

CUADRO 6
Rentabilidad anormal media acumulada y liquidez

	<i>Entradas</i>				<i>Salidas</i>			
	γ_0	γ_1	γ_2	R^2	γ_0	γ_1	γ_2	R^2
<i>Panel A: $CAR_i = \alpha_0 + \alpha_1 dLIQ_i + \varepsilon_i$</i>								
<i>Volumen</i>	0.1211 (5.06) 0.00	0.0389 (0.95) 0.35		0.04	-0.0522 (-2.07) 0.05	-0.0010 (-0.02) 0.99		0.00
<i>Spread</i>	0.1143 (4.89) 0.00	-0.0566 (-1.05) 0.30		0.04	-0.0509 (-2.15) 0.04	-0.0371 (-0.81) 0.43		0.03
<i>Panel B: $CAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 dLIQ_i + \gamma_2 (dLIQ_i \times LIQ_{i0}) + v_i$</i>								
<i>Volumen</i>	0.1154 (4.51) 0.00	0.0848 (1.07) 0.29	-4.0755 (-0.68) 0.50	0.06	-0.0536 (-2.12) 0.05	0.1778 (0.92) 0.37	-42.906 (-0.97) 0.35	0.05
<i>Spread</i>	0.1182 (4.83) 0.00	-0.1421 (-0.98) 0.34	9.5369 (0.64) 0.53	0.06	-0.0504 (-1.86) 0.08	-0.0415 (-0.41) 0.68	0.2338 (0.05) 0.96	0.03

La variable dependiente es la rentabilidad acumulada en todo el mes de la redefinición $CAR_{i(C, E-1)}$. La variable independiente en el panel A es el cambio de volumen ajustado por el mercado o el cambio del *spread* relativo, de los seis meses posteriores a la recomposición del índice respecto a los seis anteriores. En el panel B el coeficiente γ_1 corresponde a la variable de liquidez considerada en ambos modelos y el coeficiente γ_2 se asocia al efecto interacción de la variable cambio de liquidez con el nivel de la misma en el periodo inicial. El estadístico *t* aparece entre paréntesis y debajo el p-valor correspondiente.

7. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado el efecto en los precios y la actividad de negociación de las redefiniciones del índice Ibex35. Se ha utilizado para ello una muestra de 26 entradas y 22 salidas estables en el periodo enero 1991-diciembre 1998. Se ha comprobado que las revisiones del Ibex35 provocan una importante reacción en el precio de las acciones afectadas, fundamentalmente el día siguiente al anuncio y en la fecha anterior a la recomposición efectiva del índice, tanto en las acciones que entran como en las que lo abandonan. En ambos casos la mayor rentabilidad anormal se produce el día que precede al reajuste, del 2.63% en las altas y de -1.94% en las salidas. En las entradas se detecta también una revisión anticipada de los precios antes del anuncio,

que señala la posibilidad de seguir estrategias de inversión rentables basadas en predicciones sustentadas en la información utilizada por el gestor del índice para tomar sus decisiones. Los resultados confirman que, después del ajuste, los precios revierten en un plazo de diez días a sus niveles previos. La reversión es completa en el caso de las salidas aunque sólo parcial en el caso de las entradas. El movimiento de los precios va asociado a cambios de la demanda cuyo origen se puede atribuir a los fondos de gestión pasiva.

Se ha comprobado que las rentabilidades anormales generadas no están relacionadas con información acerca de las perspectivas futuras de las empresas afectadas, dada la ausencia de efecto precio producida en la creación del índice Ibox Complementario. Asimismo, se ha observado que las rentabilidades anormales acumuladas en el mes de la redefinición no están relacionadas con las medidas de cambio relativo de liquidez ni con sus niveles iniciales previos. En conjunto, la evidencia obtenida apoya la hipótesis de presión sobre los precios como explicación de los efectos provocados por las revisiones del índice Ibox35.

El efecto detectado tiene importantes implicaciones prácticas. Su evolución futura dependerá de la tendencia de los fondos indexados a concentrar la demanda en momentos concretos del tiempo, así como del número de inversores que intenten explotar estrategias a corto plazo basadas en la recomposición del Ibox35 y de sus estimaciones acerca de la demanda de los fondos. El premio (descuento) a pagar (conceder) en el futuro por los fondos para incentivar la oferta (demanda) de liquidez, estará positivamente relacionado con la concentración temporal y negativamente con el número de arbitrajistas y la cantidad de recursos que estos destinen a realizar este tipo de operaciones.

Finalmente, hay que señalar que las rentabilidades anormales positivas provocadas por el efecto índice, no son necesariamente contrarias a la hipótesis de eficiencia del mercado de valores por varias razones: primero, por los costes de transacción que conlleva su implantación; segundo, por el riesgo de estimación de la demanda que soportan los inversores a la hora de deshacer la estrategia alrededor de la fecha de recomposición del índice; y, tercero, por las restricciones a que están sometidas las ventas en descubierto.

Referencias

- Admati, A.R., y Pfleiderer, P. (1988): "A theory of intraday trading patterns: volume and price variability", *Review of Financial Studies* 1, pp. 3-40.
- Ajinkya, B., Jain, P. (1989): "The behavior of daily stock market trading volume", *Journal of Accounting and Economics* 11, pp. 331-359.
- Amihud, Y., Mendelson, H., y Lauterbach, B. (1997): "Market microstructure and securities values: evidence from the Tel Aviv stock exchange", *Journal of Financial Economics* 45, pp. 365-390.
- Beneish, M., y Gardner, J. (1995): "Information costs and liquidity effects from changes in the Dow Jones industrial average list", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, pp. 135-157.
- Beneish, M., y Whaley, R. (1996): "An anatomy of the S and P game: the effects of changing the rule", *Journal of Finance* 51, pp. 1909-1930.
- Berkman, H., y Eleswerapu, V. (1998): "Short-term traders and liquidity: a test using Bombay stock exchange data", *Journal of Financial Economics* 47, pp. 399-355.
- Collins, M.C., Wansley, J.W., y Robinson, B. (1995): "Price and volume effects associated with the creation of Standard and Poor's Midcap Index", *Journal of Financial Research* 18, pp. 29-350.
- Dhillon, U., y Johnson, H. (1991): "Changes in the standard and poor's 500 list", *Journal of Business* 64, pp. 76-85.
- Edmister, R., Graham, A., y S., Pirie, W. (1994): "Excess returns of index replacement stocks: evidence of liquidity and substitutability", *Journal of Financial Research* 17, pp. 333-346.
- Erwin, G., y Miller, J. (1998): "The liquidity effects associated with addition of a stock to the S and P Index: evidence from the Bid/Ask spreads", *Financial Review* 33, pp. 131-146.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1992): "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 47, pp. 427-466.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1993): "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Gompers, P. y Lerner, J., (2000): "Money chasing deals? The impact of fund inflows on private equity valuations", *Journal of Financial Economics* 55, pp. 283-325.
- Harris, L., y Gurel, E. (1986): "Price and volume effects associated with changes in the S and P 500 list: new evidence for the existence of price pressure", *Journal of Finance* 41, pp. 815-829.
- Hedge, S., y McDermott, J. (2000): "The liquidity effects of additions to the S and P 500 index," Working Paper, University of Connecticut.
- Jacques, W. E. (1989): "The S and P 500 membership anomaly, or would you join this club?", *Financial Analysis Journal*, pp. 73-75.
- Jain, P. (1987): "The effect on stock price of inclusion in or exclusion from the S and P 500", *Financial Analysis Journal* January, pp. 58-65.
- Kadlec, G., y McConnell, J. (1995): "The effect of market segmentation and illiquidity on asset prices: evidence from exchange listings", *Journal of Finance* 59, pp. 611-636.

- Kandel, S., Sarig, O., y A. Wohl (1999): "The demand for stocks: an analysis of IPO auctions", *Review of Financial Studies* 12, pp. 227-247.
- Karpoff, J.M. (1985): "A theory of trading volume", *Journal of Finance* 41, pp. 1069-1087.
- Kaul, A., Mehrotra, V., y Morck, R. (1999): "Demand curves for stocks do slope down: new evidence from an index weights adjustment", *Journal of Finance* 55, pp. 893-912.
- Lamoroux, C., y Wansley, J. (1987): "Market effects of changes in the Standard and Poor's 500 index", *Financial Review* 22, pp. 53-69.
- Lee, C., Radhakrishna, B. (2000): "Inferring investor behavior: evidence from TORQ data", *Journal of Financial Markets* 3, pp. 83-111.
- Lynch, A. y Mendenhall, R. (1997): "New evidence on stock effects associated with changes in the S and P 500 index", *Journal of Business* 70, pp. 351-383.
- Polonchek, J., y Krehbiel, T. (1994): "Price and volume effects associated with changes in the Dow Jones averages", *Quarterly Review of Economics and Finance* 34, pp. 305-316.
- Shleifer, A. (1986): "Do demand curves for stock slope down?", *Journal of Finance* 41, pp. 579-590.
- Tkac, P. (1999): "A trading volume benchmark: theory and evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, pp. 89-114.
- Vijh, A. (1994): "S and P trading strategies and stock betas", *Review of Financial Studies* 7, pp. 215-251.
- Woolridge, J.R., y Ghosh, C. (1986): "Institutional trading and security prices: the case of changes in the composition of the S and P 500 index", *Journal Financial Research* 9, pp. 13-24.

Abstract

This paper examines the effect of the Ibox35 index revisions on the price and trading activity of a sample of 26 additions and 22 deletions during the period January 1991-December 1998. The results show that Ibox35 revisions' raise (reduce) the price of the additions (deletions) especially in the day after de announcement and in the date before the effective change. The positive (negative) generating abnormal returns are neither related with information about future perspectives of the affected firms not with changes in liquidity variables. After the effective date the prices experiment a partial (complete) reversion to its initial level in the additions (deletions). Overall the evidence obtained supports the price pressure hypothesis as an explanation of the effect in the Ibox35 revisions.

Keywords: Stock index revisions, price and volume effect, price pressure.

*Recepción del original, noviembre de 2000
Versión final, noviembre de 2002*