

**ALISAMIENTO DE BENEFICIOS
vs. RENTABILIDAD BURSÁTIL:
EVIDENCIA EMPÍRICA***

Francisco Poveda y Raúl Iñiguez**

WP-EC 2001-20

Correspondencia a: Francisco Poveda, Universidad de Alicante. Depto. de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing. Campus de San Vicente del Raspeig. 03071 Alicante. Tlf.: 96 590 36 11 / Email: FPoveda@ua.es.

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

Primera Edición Septiembre 2001

Depósito Legal: V-3774-2001

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

* El presente trabajo fue presentado en el VIII Foro de Finanzas que tuvo lugar los días 25, 26 y 27 de octubre de 2000 en Madrid. Quisiéramos agradecer sus valiosos comentarios a los profesores Carlos Forner Rodríguez, Joaquín Marhuenda Fructuoso, Juan Carlos Gómez Sala así como a un evaluador anónimo. Los errores que puedan subsistir en el trabajo son exclusivamente responsabilidad nuestra.

** F. Poveda y R. Iñiguez: Dpto. Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Universidad de Alicante.

ALISAMIENTO DE BENEFICIOS vs. RENTABILIDAD BURSÁTIL: EVIDENCIA EMPÍRICA

Francisco Poveda y Raúl Iñiguez

RESUMEN

El presente trabajo analiza la valoración que hace el mercado del alisamiento de beneficios mediante un estudio a largo plazo de la relación entre alisamiento versus rentabilidad y riesgo en el mercado de capitales español. Empleando diversos métodos de estimación y contraste de rentabilidades anormales, los resultados sugieren cierto patrón de comportamiento en las rentabilidades y en el riesgo en relación con el grado de alisamiento. La evidencia empírica apunta que las empresas que alisan sus beneficios obtienen mayor rentabilidad en el mercado de capitales con relación a las firmas que no alisan. En cuanto al riesgo sistemático de los títulos, la evidencia obtenida indica que las empresas que alisan beneficios presentan menor riesgo. En definitiva, el estudio concluye que el mercado de capitales español no procesa la información sobre alisamiento de forma eficiente al permitir que se reduzca el riesgo sistemático de los títulos y se mejore su rentabilidad a través de la manipulación del resultado contable.

Palabras clave: alisamiento de beneficios, rentabilidad anormal.

Código JEL: M41

ABSTRACT

This study investigates the market valuation of income smoothing by a long run analysis of the relation income smoothing vs. return and risk in the Spanish stock market. Using several methodological approaches to estimate and test abnormal returns, the results suggest some pattern of behaviour in the returns in function of the smoothing degree. The empirical evidence obtained supports that firms which smooth earnings yield higher stock returns than firms which do not. In relation to systematic risk the empirical results suggests that firms which smooth earnings have lower risk than firms which do not. By this way, the study concludes that Spanish market is not efficient in this question because values in excess firms that artificially smooth earnings and it's possible to reduce the stock's systematic risk manipulating accounting profits.

Keywords: income smoothing, abnormal returns.

JEL: M41

1. INTRODUCCIÓN

Dentro de la literatura contable, el tema de *earnings management* o manipulación de beneficios está recibiendo una gran atención por parte de los investigadores en el contexto internacional. Dentro de este extenso tema, se inscribe el denominado *income smoothing* o alisamiento de beneficios que, por sí mismo, ha sido uno de los temas más estudiados en las últimas tres décadas.

La mayoría de los trabajos publicados sobre el tema, se centran en analizar los factores que conducen al alisamiento o en contrastar la existencia o no de este fenómeno en diferentes sectores. En nuestro país, destacan los trabajos de Pina (1988), Gabás y Pina (1991), Apellániz (1992) y Saurina (1999), que han analizado, desde un punto de vista empírico, la existencia del efecto alisamiento en el mercado español. En todos estos trabajos se llega a la conclusión de que, en los sectores analizados, claramente se practica el alisamiento de beneficios. No obstante, se ha prestado escasa atención a cómo interpreta el mercado la práctica del alisamiento.

A nivel internacional, los únicos trabajos que han estudiado la relación entre rentabilidades de mercado y grado de alisamiento de beneficios en las empresas son los de Michelson, Jordan-Wagner y Wooton (1995, 1999) y Booth, Kallunki y Martikainen (1996), que analizan el mercado norteamericano y el finlandés respectivamente. Si se restringe al análisis a largo plazo, la literatura contable internacional cuenta tan sólo con los trabajos de Michelson, Jordan-Wagner y Wooton (1995, 1999) que llegan a conclusiones muy dispares trabajando con distinta metodología aunque con la misma muestra de empresas. En definitiva, se puede considerar que la evidencia empírica existente en torno a la relación a largo plazo entre alisamiento de beneficios y rentabilidad bursátil es escasa y contradictoria.

En este contexto, el objetivo central del presente estudio es aportar evidencia sobre la relación a largo plazo entre el grado de alisamiento de beneficios de las empresas y su rentabilidad bursátil en el mercado español. Además se trata de poner de manifiesto la importancia de plantear procedimientos de análisis y contraste de rentabilidades anormales adecuados de forma que se elimine la incertidumbre generada por los resultados contradictorios de otros trabajos en el contexto internacional.

Con la motivación y objetivos expuestos, el trabajo se estructura en seis apartados. En el segundo apartado, se presenta una breve descripción del alisamiento de beneficios así como una revisión de los trabajos que han tratado el tema ofreciendo una panorámica completa de los diferentes resultados obtenidos. A continuación, se presenta el diseño de la investigación

describiendo el criterio de formación de carteras así como la metodología de análisis y contraste de rentabilidades anormales que se aplica. En el apartado cuarto, se realiza una breve descripción de la muestra por tamaños y sectores. En el quinto apartado, se presentan los resultados del análisis empírico realizado. Por último, se sintetizan las principales conclusiones que pueden extraerse de la relación existente entre alisamiento de beneficio y rentabilidad-riesgo en el mercado bursátil español.

2. ALISAMIENTO: HIPÓTESIS DE TRABAJO Y LITERATURA PREVIA.

Pina (1988) define el alisamiento de beneficios como: “la selección por parte del gerente de aquellas prácticas contables que reduzcan las fluctuaciones que se producen en los beneficios a lo largo de los ejercicios contables dentro del marco de los principios de contabilidad generalmente aceptados”.

En la definición anterior se está haciendo referencia a un alisamiento intencionado que implica la existencia de un comportamiento adoptado deliberadamente por la dirección de la empresa. Dentro del alisamiento intencionado, tradicionalmente se ha diferenciado entre alisamiento real y alisamiento artificial, aunque tal vez los términos más apropiados sean alisamiento económico y alisamiento contable respectivamente. El alisamiento económico es el resultado de las acciones llevadas a cabo por la empresa para controlar los sucesos económicos. Supone la realización de transacciones reales basadas en el efecto alisador del beneficio como por ejemplo la selección de proyectos basada en la variabilidad de los beneficios esperados. Por tanto, se trata de orientar la toma de decisiones hacia el efecto que las mismas puedan tener en el beneficio de la empresa, alcanzando así el comportamiento deseado de la corriente de beneficios de la empresa. Por contra, el alisamiento contable viene dado por las manipulaciones contables llevadas a cabo en la empresa para reducir la variabilidad del beneficio.

La diferencia más relevante entre los dos tipos de alisamiento intencionado radica en que el alisamiento económico afecta directamente a los flujos de tesorería de la empresa, mientras que el alisamiento contable no provoca un impacto directo sobre dicha variable. No obstante, se ha de tener en cuenta que, pese a la no incidencia del alisamiento contable sobre los flujos de tesorería actuales, sí que existe un impacto sobre los flujos futuros pues niveles diferentes de beneficios implican un nivel diferente de impuestos y de dividendos. Este hecho se puede plantear como un diferimiento o un anticipo en su caso, del reconocimiento de los flujos de tesorería que altera la secuencia temporal de los mismos de forma que al aplicar el factor de descuento a dichos flujos se vea alterada la valoración final.

En esta línea, tanto el alisamiento económico como el contable podrían provocar, a priori, efectos en los precios. No obstante, el efecto indirecto que provoca el alisamiento contable sobre los flujos de tesorería futuros vía impuestos y dividendos, no se sustenta en operaciones reales sino que son fruto de manipulaciones contables propiamente dichas. De este modo, a través de dichas actuaciones se está enmascarando la verdadera secuencia de flujos de tesorería de la empresa asumiendo como tal la que generaría el negocio en base a su propia actividad y en ausencia total de manipulación contable. En este contexto, el valor real de dicha empresa no proviene del descuento de flujos deliberadamente manipulados sino del descuento de los flujos reales. Por tanto, consideramos que si el mercado es capaz de procesar de forma eficiente la información relativa al alisamiento contable del beneficio deshaciendo las manipulaciones introducidas artificialmente por la dirección, el efecto que el alisamiento pueda provocar en los precios provendría del alisamiento económico y no del contable. En cualquier caso, el alisamiento de beneficios no es observable por el mercado siendo los instrumentos empleados por las empresas realmente complejos y prácticamente imposibles de detectar por los inversores a nivel de empresa individual¹.

En definitiva, el efecto que esperamos ex ante del alisamiento de beneficio sobre el mercado sería una menor percepción de riesgo por parte de los inversores que se traduciría en un menor riesgo sistemático conforme aumenta el grado de alisamiento (menores valores del índice). En cuanto a la rentabilidad de los títulos, tras ajustar por riesgo no se debería observar diferencia alguna en función del grado de alisamiento de beneficios si el mercado procesa de forma adecuada la información sobre alisamiento. En base a estas hipótesis de trabajo se plantea el estudio empírico que presentamos en el apartado siguiente.

Haciendo un breve recorrido sobre la literatura empírica previa existente en nuestro país, destacan en el sector bancario los trabajos de Pina (1988) y de Apellániz (1991) que demuestran en ambos casos la existencia de alisamiento sistemático del beneficio en la banca española. Posteriormente, Gabás y Pina (1991) también detectan signos evidentes de alisamiento de beneficios en el sector eléctrico español. Por último, destaca el trabajo de Saurina (1999) que detecta la existencia de una relación positiva y significativa entre la dotación para insolvencias y el margen de explotación de las cajas de ahorros españolas, que amortiguan las fluctuaciones de dicho margen evidenciando claramente la utilización discrecional de este tipo de provisiones para alisar el beneficio.

Tal y como se apuntaba en la introducción, la totalidad de los trabajos publicados en España sobre alisamiento de beneficios llegan a la conclusión de que, en los sectores analizados, claramente se practica el alisamiento. No obstante, se ha prestado escasa atención

¹ Haciendo excepción de determinados sectores como el bancario donde la propia regulación del Banco de España induce al alisamiento con medidas tales como la provisión anticíclica aprobada a mediados de 2000.

a cómo interpreta el mercado la práctica del alisamiento. El presente trabajo se inscribe dentro de una línea de investigación claramente enfocada al mercado centrándose en analizar la relación a largo plazo del alisamiento de beneficios con la rentabilidad y riesgo de las acciones cotizadas en el mercado español. A continuación se presenta una breve revisión de la literatura empírica previa existente en el contexto internacional dentro de esta línea de investigación del alisamiento de beneficios orientado al mercado.

Michelson, Jordan-Wagner y Wooton (1995) analizan empíricamente la asociación a largo plazo entre alisamiento y rentabilidad bursátil mediante una muestra de empresas estadounidenses. Estos autores clasifican entre alisadoras y no alisadoras en base al coeficiente de variación del cambio en las ventas con respecto al coeficiente de variación de los cambios en el beneficio. En base a una metodología de acumulación geométrica de rentabilidades mensuales, sus resultados indican que el grupo de empresas que no alisa presenta una rentabilidad media anual significativamente superior a las que alisan. Es importante señalar que las rentabilidades mensuales empleadas en dicho estudio no están ajustadas por riesgo ni por mercado, es decir, se trata de rentabilidades normales. También contrastan la diferencia de tamaño y de riesgo entre los dos grupos, obteniendo un mayor tamaño y una menor beta de mercado media en las empresas que alisan el beneficio, si bien no obtienen significatividad estadística que apoye estas afirmaciones.

Booth, Kallunki y Martikainen (1996) investigan, en el mercado finlandés, si la rentabilidad no esperada derivada de un anuncio de beneficios difiere entre las empresas que presentan alisamiento en base al método de los coeficientes de variación y las que no lo presentan. Entre sus resultados destaca el hecho de que el tamaño de las empresas alisadoras es significativamente mayor, y a su vez presentan menores betas de mercado que las empresas que no alisan. En cuanto a la rentabilidad no esperada, la respuesta del mercado a las sorpresas de beneficios es mayor en las empresas que no alisan el beneficio.

Recientemente, Michelson, Jordan-Wagner y Wooton (1999) han replicado su estudio para contrastar si la respuesta del mercado a medidas de resultados contables esta asociada con el alisamiento de beneficios, pero utilizando esta vez rentabilidades anormales. La metodología de análisis empleada en este segundo estudio consiste básicamente en acumular rentabilidades mensuales anormales de forma aritmética. En este caso, los resultados de sus contrastes indican que la rentabilidad anormal de los alisadores es significativamente superior al grupo de empresas que no alisa. En cuanto al tamaño, medido a través del valor de mercado de los fondos propios, encuentran evidencia significativa de que las empresas alisadoras son mayores que las que no alisan.

En definitiva, la relación alisamiento de beneficios *versus* rentabilidad bursátil es un tema realmente interesante y sobre el que únicamente se conoce evidencia empírica para el mercado estadounidense y para el finlandés. Además, los escasos trabajos que versan sobre el tema no permiten dilucidar claramente como valora el mercado la práctica del alisamiento. Con el presente trabajo, tratamos de analizar este tema en el mercado español, aportando evidencia empírica de la relación alisamiento de beneficios *versus* rentabilidad y riesgo de las acciones.

3. DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN Y METODOLOGÍA

3.1. Medida de alisamiento: formación de carteras

La metodología empleada en los trabajos sobre alisamiento orientados al mercado que se citaban en el apartado previo se basa en el modelo de los coeficientes de variación propuesto por Eckel (1981). En dicho trabajo se demuestra que si el beneficio es función lineal de las ventas, el coste variable unitario se mantiene constante en el tiempo, los costes fijos no se reducen y las ventas brutas no pueden ser alisadas artificialmente, entonces el coeficiente de variación de los cambios en las ventas es inferior al coeficiente de variación del cambio en los beneficios². Si esto no se cumple, es decir, si la variabilidad de los cambios en el beneficio es menor, entonces Eckel (1981) plantea que esa empresa está alisando artificialmente el beneficio.

$$CV_{\Delta B^{\circ}} \leq CV_{\Delta S} \quad \Rightarrow \quad \text{Alisamiento} \quad , \text{ donde:}$$

ΔS = cambio anual en la serie temporal de ingresos por ventas

ΔB° = cambio anual en la serie temporal de beneficios

$$CV_x = \frac{\text{Desviación típica (X)}}{\text{Valor esperado (X)}}$$

A partir de este planteamiento, relevantes trabajos sobre alisamiento que han ido apareciendo en la década de los noventa como los de Albrecht y Richardson (1990), Ashari, Chye, Leng y Har (1994), Booth, Kallunki y Martikainen (1996), Michelson, Jordan-Wagner y Wooton (1995, 1999) han calculado una medida de alisamiento como un índice adimensional mediante el cociente de los coeficientes de variación. Esto es,

² Eckel (1981) demuestra en un apéndice de su trabajo que al trabajar con las series en primeras diferencias se asegura que el método sea robusto ante diferentes estructuras de costes en las empresas.

$$I = \frac{CV_{\Delta B^{\circ}}}{CV_{\Delta S}}$$

En base a esta medida, se ha asumido en todos estos trabajos que un índice inferior a uno en valor absoluto estaría indicando la presencia de alisamiento de beneficios, ya que el coeficiente de variación de los beneficios sería inferior al de las ventas, y Eckel (1981) demostró que esa situación era provocada por un alisamiento intencionado del beneficio.

En el presente trabajo, no asumimos de entrada los supuestos en los que se basa dicha metodología y que lleva la distinción estricta entre alisadoras y no alisadoras según el índice de alisamiento esté por encima o por debajo de la unidad. La medida de alisamiento que proponemos tendrá en el numerador la variable objetivo del alisamiento mientras que en el denominador aparecerá una medida de control formada por la parte del resultado libre de discrecionalidad contable.

A estos efectos, se considera objetivo de alisamiento el resultado antes de impuestos tomado directamente del modelo de Pérdidas y Ganancias que las empresas emisoras de valores han de depositar en la CNMV³. En cuanto al cálculo de la parte del resultado libre de discrecionalidad contable se ha de tener en cuenta que estamos ante una variable no observable que tendremos que aproximar en base al desglose de partidas disponibles en los estados financieros depositados en la CNMV. Partiendo del resultado antes de impuestos se ajustan todos los gastos e ingresos susceptibles de discrecionalidad contable así como todos los resultados atípicos o extraordinarios. Concretamente los ajustes propuestos son los siguientes:

RESULTADO ANTES DE IMPUESTOS RAI

- + Resultados atípicos o extraordinarios
- + Dotación Amortización Inmovilizado DAI
- + Dotación Fondo de Reversión DFR
- Intereses y diferencias de cambio capitalizadas IDCC
- Resultados de Conversión RESC
- Participación resultados de sociedades puestas en equivalencia PRPE
- + Amortización Fondo de Consolidación AFCC
- Reversión de diferencias negativas de consolidación RDNC
- + Variación de las Provisiones ΔPRV
- Variación de los Gastos de establecimiento ΔGE

³ El estudio empírico se ha realizado también con el resultado después de impuestos obteniendo resultados prácticamente idénticos a los presentados.

- Variación de los Gastos a distribuir en varios ejercicios $\Delta GDVE$
- + Variación de los Ingresos a distribuir en varios ejercicios $\Delta IDVE$

≈ RESULTADO AJUSTADO POR DISCRECIONALIDAD RAD

En la anterior relación se puede comprobar que se ajustan los resultados que no proceden directamente de las actividades ordinarias de la empresa para evitar la discrecionalidad de realizar resultados atípicos según los intereses de cada momento. También se ajustan las dotaciones a las amortizaciones y provisiones pues dichos cargos a resultados proceden de estimaciones contables que pueden ser objeto de alteración intencionada. En relación a los cargos y abonos a resultados que implica el propio proceso de consolidación se deben ajustar todos ellos al no implicar generación ni aplicación de recursos alguna y ser producto únicamente del proceso contable de consolidación a través del cual se pueden alterar sensiblemente los resultados por ejemplo al acogerse con sutileza a determinadas exenciones a la obligación de consolidar. En relación a estos ajustes debemos puntualizar que en la partida “resultados de conversión” se toma exclusivamente la partida de la cuenta de resultados y no la de balance pues las diferencias de conversión sólo pasarán por la cuenta de resultados si se emplean los métodos circulante - no circulante o monetario no - monetario, ya que el método del tipo de cambio de cierre no hace pasar por resultados las diferencias de conversión. Por último se ajustan todos los saneamientos de gastos capitalizados así como las imputaciones de los ingresos a distribuir en varios ejercicios.

En definitiva, el índice de alisamiento que se aplicará en el presente trabajo queda definido como:

$$IA_i = \frac{CV_{\Delta RAI_i}}{CV_{\Delta RAD_i}}$$

En base a esta propuesta, si las partidas potencialmente discrecionales actúan amortiguando las fluctuaciones del beneficio empresarial, observaremos un índice de alisamiento muy bajo. En caso contrario, si observamos un índice alto no existe evidencia de que las partidas discrecionales se estén empleando para alisar el beneficio. De este modo, dejando al margen una hipotética clasificación que discrimine estrictamente a las empresas entre alisadoras o no alisadoras, se pretende obtener una medida del grado de alisamiento del beneficio que nos permita formar carteras en función de su mayor o menor probabilidad de que esté alisando contablemente el beneficio. Con este criterio de formación de carteras, en la primera cartera se encontrarán las empresas con un menor índice y por tanto aquellas empresas en las que las partidas discrecionales han reducido la variabilidad del beneficio publicado, es decir, empresas con elevada propensión al alisamiento, mientras que en la

última cartera se dará el caso contrario: empresas que no presentan síntoma alguno de alisamiento.

La elección de este procedimiento de agrupación en base a un índice de alisamiento viene motivada fundamentalmente por las siguientes razones:

En primer lugar, el índice tiene en cuenta los efectos agregados de todas las variables contables que tratan de alisar el beneficio, describiendo la pauta de comportamiento de una empresa en relación al alisamiento. Las empresas no escogen los procedimientos contables independientemente, sino que, consideran el efecto conjunto sobre el resultado que comunican al mercado. Por este motivo, la elección de una única variable como instrumento de alisamiento puede llevar a conclusiones erróneas, ya que su efecto puede verse mitigado por el efecto agregado de otras variables.

En segundo lugar, tal y como apuntan Albrecht y Richardson (1990), otra de las ventajas de esta metodología es que proporciona una medida adimensional de la variabilidad de la muestra y permite comparaciones de variabilidades entre distintos grupos. Además destaca su utilidad a la hora de comparar datos que tienen distinta media y desviación estándar. Estas cualidades convierten al índice definido en un instrumento óptimo para la construcción de carteras en función del grado de alisamiento.

En tercer lugar, según Eckel (1981), su principal debilidad es no reconocer como alisadoras aquellas empresas que han reducido la variabilidad de su beneficio, pero no hasta el punto de hacerlo menos variables que las ventas. Por tanto, si en lugar de clasificar las empresas en dos grupos excluyentes (alisadoras o no alisadoras), formamos carteras basadas en el índice propuesto, se reducen las limitaciones de dicho planteamiento. De este modo, las empresas que hayan empleado las partidas identificadas a priori como discrecionales para reducir la variabilidad del resultado publicado en los estados financieros, aparecerán en las primeras carteras. En definitiva, se trata de abandonar una clasificación excluyente que está supeditada a una serie de supuestos en los que se apoya originariamente Eckel (1981) para discriminar por encima o por debajo de la unidad del índice pasando a un campo en el que no se plantea una frontera discriminante que divida a las empresas en dos grupos sino que se trata de medir el grado de alisamiento que irá aumentando en cada cartera.

3.2. Metodología de análisis de rentabilidades

En el presente trabajo se asume que la información derivada del alisamiento de beneficios llega al mercado con regularidad y los precios se van ajustando progresivamente a la información, por lo que, para obtener una visión correcta de cómo valora el mercado la

práctica del alisamiento, se realiza un análisis de asociación a largo plazo similar a los desarrollados para el mercado estadounidense por Michelson, Jordan-Wagner y Wooton (1995, 1999). En este tipo de estudios *long-run* la metodología de cálculo y contraste de las rentabilidades anormales es de suma importancia ya que los resultados en horizontes de tiempo largos son muy sensibles a la metodología⁴. Por este motivo, se ha optado por realizar un análisis de las rentabilidades anormales empleando diversas metodologías y contrastes, tanto en serie temporal como en sección cruzada.

3.2.1. Cálculo de rentabilidades anormales: Datos y metodología

Para el análisis de rentabilidades se toman las rentabilidades mensuales para cada activo, ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y desdoblamientos. Como rentabilidad del mercado se toma un índice equiponderado de todos los títulos cotizados en el mercado español en el periodo de 1985-1997. Por último, como rentabilidad del activo libre de riesgo se dispone hasta 1988 del tipo de interés mensualizado de las Letras del Tesoro en el mercado secundario. Desde el año 1989 se ha cogido el tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos del Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España.

Las rentabilidades anormales ($AR_{i,t}$) se definen como la diferencia entre las rentabilidades realizadas y las que hubiesen sido apropiadas según un modelo de generación de rentabilidades normales o esperadas. Si se asume que el mercado es eficiente estas rentabilidades anormales no pueden ser sistemáticamente distintas de cero.

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) \quad \text{donde,}$$

$AR_{i,t}$: Rentabilidad anormal del activo i en el mes t

$R_{i,t}$: Rentabilidad realizada del activo i en el mes t

$E(R_{i,t})$: Rentabilidad normal o esperada para el activo i en el mes t

Para calcular rentabilidades anormales se requiere asumir alguna hipótesis sobre qué se consideran rentabilidades normales o esperadas. En la literatura financiera existen multitud de planteamientos al respecto. En este trabajo, ante la posible incidencia del alisamiento sobre el nivel de riesgo de los títulos, se ha optado por la utilización de la rentabilidad requerida por los accionistas de acuerdo con el nivel de riesgo de cada empresa como rentabilidad normal.

⁴ Como ejemplo de la sensibilidad de los resultados a la metodología empleada se pueden citar los dos trabajos de Michelson, Jordan-Wagner y Wooton (1995, 1999) que llegan a conclusiones dispares trabajando incluso con la misma muestra de empresas.

A estos efectos se estima el beta de cada activo en los T meses previos al mes t y en dicho mes se calcula la rentabilidad anormal de cada activo como sigue:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - \left[R_{f,t} + \hat{\beta}_i (R_{m,t} - R_{f,t}) \right] \quad \text{donde,}$$

$AR_{i,t}$: Rentabilidad anormal del activo i en el mes t

$R_{i,t}$: Rentabilidad realizada del activo i en el mes t

$R_{m,t}$: Rentabilidad del mercado en el mes t

$R_{f,t}$: Rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes t

$\hat{\beta}_i$: Nivel de riesgo sistemático del activo i estimado en el periodo [t-T, t-1]

En base a estas rentabilidades, el objetivo será contrastar si el mercado recoge eficientemente la información sobre alisamiento, o si por el contrario, el mercado no es eficiente a la hora de incorporar dicha información a los precios y, por tanto, es posible obtener rentabilidades anormales significativamente distintas de cero.

Antes de entrar en los procedimientos de cálculo y contraste que se exponen en los siguientes subapartados es importante tratar el tema de los valores perdidos. Dada la amplitud del periodo de análisis, en los estudios de *long-run* es frecuente encontrarse con que en algunos meses no coticen todos los títulos objeto de estudio. Siguiendo la práctica habitual de la literatura financiera, para solventar este inconveniente sin necesidad de truncar la muestra, los valores perdidos se han sustituido por la rentabilidad media de su cartera en el mes en cuestión⁵.

3.2.2. Contrastes de sección cruzada: Rentabilidades acumuladas

Generalmente, en los trabajos que analizan el comportamiento de las rentabilidades en horizontes largos de tiempo, se trabaja con rentabilidades anormales en una unidad de tiempo igual a la del periodo de análisis. Por tanto, se requiere calcular la rentabilidad anormal acumulada por un título en un horizonte temporal superior a la unidad de tiempo a la que están referidas las rentabilidades con las que trabajamos (mensuales). Esta operación se

⁵ Para analizar la sensibilidad en relación a este extremo, el estudio empírico se ha hecho también sustituyendo los valores perdidos por la rentabilidad del mercado y los resultados son prácticamente idénticos a los presentados.

llevará a cabo componiendo durante el periodo de análisis las rentabilidades del título y la de referencia para posteriormente calcular la rentabilidad anormal como⁶:

$$ACoR_{i,t} = \prod_{t=1}^t (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=1}^t (1 + E(R_{i,t})) \quad [1]$$

Donde,

$ACoR_{i,t}$: Rentabilidad anormal compuesta del activo i a lo largo de τ meses

$R_{i,t}$: Rentabilidad realizada del activo i en el mes t

$E(R_{i,t})$: Rentabilidad normal o esperada para el activo i en el mes t

Haciendo coincidir τ con el número de meses del periodo de análisis, la gran ventaja de este procedimiento es que mide la rentabilidad que obtendría un inversor si compra el activo i al inicio del periodo de análisis y lo mantiene hasta la finalización del mismo, financiando dicha inversión a través de la venta en descubierto de la cartera de referencia.

Una vez calculados los ACoRs para todos los títulos que integran la muestra, se procederá a contrastar en sección cruzada si, en base a la estrategia de inversión descrita anteriormente, invirtiendo en las empresas que presentan un mayor grado de alisamiento de beneficios, se pueden obtener rentabilidades significativamente distintas de cero. El procedimiento para realizar dicho contraste se describe a continuación:

En primer lugar se calcula la rentabilidad anormal acumulada media para cada una de las carteras formadas en base al índice de alisamiento como media simple de las rentabilidades anormales acumuladas de cada uno de los títulos integrantes.

$$AACoR_{p,t} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} ACoR_{j,t}}{N_p} \quad [2]$$

Donde, $ACoR_{j,t}$ es la rentabilidad anormal acumulada por el activo j a lo largo de t meses, N_p es el número de títulos que integran la cartera p, y $AACoR_{p,t}$ es la rentabilidad anormal acumulada media de la cartera p durante los t meses que integran el periodo de estudio.

⁶ Para analizar la sensibilidad de los resultados se ha llevado a cabo también un proceso de acumulación aritmético y los resultados son prácticamente idénticos a los presentados.

Para contrastar si los $AACoR_{p,t}$ son significativamente distintos de cero se podría plantear en principio un test t tradicional en sección cruzada. No obstante, dicho contraste asume que la distribución de los $AACoR_{p,t}$ ha de ser simétrica cuando Barber y Lyon (1997) detectan que la función de distribución de los ACoRs presenta asimetría positiva⁷. Esta asimetría positiva provoca asimetría negativa en la distribución del estadístico de contraste de forma que los contrastes tradicionales están mal especificados. Para corregir este problema de asimetría positiva, Barber y Lyon (1997) proponen emplear como estadístico de contraste el propuesto por Johnson (1978) que se define como sigue:

$$t_{sa} = \sqrt{n} \left(S + \frac{1}{3} \hat{g} S^2 + \frac{1}{6n} \hat{g} \right) \xrightarrow{d} t_{student, (n-1)} \quad [3]$$

Donde,

$$S = \frac{AX_t}{\mathbf{s}(X_{i,t})} \quad \text{con } X = ACoR$$

$$\hat{g} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{i,t} - AX_t)^3}{n \cdot \mathbf{s}(X_{i,t})^3}$$

El contraste anterior mitiga los problemas de asimetría señalados más arriba. No obstante, Sutton (1993) demuestra que sólo la aplicación *bootstrapped* del anterior estadístico ajustado por asimetría proporciona tests bien especificados. Barber, Lyon y Tsay (1999) plantean la misma solución, por lo que, para asegurar la fiabilidad de los resultados se plantea un estadístico t ajustado por asimetría calculando los valores críticos a partir de su distribución empírica obtenida a través de la técnica *bootstrapp*.

La técnica de *bootstrapp* empleada consiste en extraer un gran número de submuestras con reemplazamiento a partir de los ACoRs de los activos integrantes de cada cartera y obtener, para cada submuestra el siguiente estadístico:

$$t_{sa,b} = \sqrt{N_b} \left(S_b + \frac{1}{3} \hat{g}_b S_b^2 + \frac{1}{6N_b} \hat{g}_b \right) \quad b = 1, 2, \dots, M \quad [4]$$

⁷ En el presente estudio se ha contrastado empíricamente la efectiva presencia de asimetría positiva en la distribución de las rentabilidades anormales compuestas por lo que se estima oportuno el ajuste.

Donde,

$$S_b = \frac{AX_{t,b} - AX_t}{\mathbf{S}(X_{i,t,b})} \text{ con } X = ACoR$$

$$\hat{\mathbf{g}}_b = \frac{\sum_{i=1}^{N_b} (X_{i,t,b} - AX_t)^3}{N_b \cdot \mathbf{S}(X_{i,t,b})^3} \text{ con } N_b = \text{tamaño de las submuestras extraídas.}$$

Con este procedimiento se obtienen M estadísticos t ajustados por asimetría y a partir de estos se infiere la distribución empírica del estadístico de contraste. Los contrastes de sección cruzada se basarán en esta función de distribución relajando así el supuesto de que el estadístico de contraste sigue una distribución simétrica t-Student, que no se cumple en la inmensa mayoría de los casos.

3.2.3. Contrastes de serie temporal: Carteras de calendario

El análisis basado en rentabilidades acumuladas que se planteaba en el apartado anterior ha de ser interpretado con precaución debido a los diversos sesgos que genera intrínsecamente el proceso de acumulación⁸. Como alternativa, se plantea el análisis con rentabilidades anormales en la misma unidad de tiempo a la que están referidas las rentabilidades con las que trabajamos (mensuales). En este caso se plantea el procedimiento de construir carteras de calendario mensuales. Es decir, cada mes se construyen carteras y se calcula la rentabilidad anormal mensual de cada cartera como la media de las rentabilidades anormales de cada uno de los títulos integrantes. Este procedimiento se repetirá para cada uno de los meses del periodo de análisis de forma que para cada cartera tendremos una serie temporal de rentabilidades anormales con τ observaciones, siendo τ el número de meses del periodo de estudio.

$$AR_{p,t} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} AR_{j,t}}{N_p} ; t = 1, 2, \dots, \tau \quad [5]$$

⁸ Para un análisis de las ventajas e inconvenientes de los distintos métodos de acumulación de rentabilidades pueden consultarse los trabajos de Dissanaike (1994), Kothari y Warner (1997), Barber y Lyon (1997), Barber, Lyon y Tsai (1998) y Fama (1998). En Forner (2000), así como en Pastor (2000), se puede disponer de una rigurosa revisión de todos estos trabajos así como un exhaustivo análisis de las implicaciones de la metodología *long-run*.

Donde $AR_{j,t}$ es la rentabilidad anormal del activo j en el mes t , t es el mes de calendario correspondiente, t es el número de meses de calendario de la muestra, p indica el número de cartera y N_p es el número de títulos que componen la cartera p .

Para contrastar la existencia o no de rentabilidades anormales se analizará la significatividad de la rentabilidad mensual media anormal de cada cartera. A continuación se presenta dicha media así como el estadístico que se plantea para analizar si la media es significativamente distinta de cero:

$$AAR_p = \frac{\sum_{t=1}^t AR_{p,t}}{t} \quad [6]$$

$$t^* = \frac{AAR_p}{s(AR_{p,t})/\sqrt{t}} \xrightarrow{d} t_{Student.(t-1)} \quad [7]$$

Donde $AR_{p,t}$ es la rentabilidad anormal de la cartera p en el mes t , AAR_p es la rentabilidad anormal media mensual de la cartera p , t es el número de meses que abarca el periodo de estudio. Con el procedimiento anterior se obtiene una serie temporal de rentabilidades ajustadas por la rentabilidad requerida por los accionistas para cada nivel de riesgo.

Adicionalmente se plantea otro contraste en serie temporal en base a estimaciones del CAPM que nos permitirá contrastar si existen alfas de Jensen significativamente distintos de cero así como contrastar posibles diferencias de riesgo entre carteras. Para llevar a cabo este análisis, se calcula mensualmente la rentabilidad realizada por cada cartera como media de las rentabilidades de los títulos integrantes. De este modo, se obtiene una serie temporal de rentabilidades realizadas con τ observaciones, siendo τ el número de meses del periodo de estudio.

$$R_{p,t} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} R_{j,t}}{N_p}; t = 1, 2, \dots, t \quad [8]$$

Donde $R_{j,t}$ es la rentabilidad del activo j en el mes t , t es el mes de calendario correspondiente, t es el número de meses de calendario de la muestra, p indica el número de cartera y N_p es el número de títulos que componen la cartera p .

Una vez obtenida la serie temporal de rentabilidades de cada cartera, obtenemos la rentabilidad anormal ajustada por riesgo estimando el alfa de Jensen. De este modo, además de contrastar la existencia o no de rentabilidades anormales, se pueden analizar las diferencias de riesgo existentes entre las carteras. Concretamente, el modelo estimado para cada cartera es el siguiente:

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_i + (R_{mt} - r_{ft}) \times \beta_i + u_{it} \quad [9]$$

Donde:

R_{it} : Rentabilidad mensual para la cartera i en el mes t.

r_{ft} : Rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t.

α_i : Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o alfa de Jensen para la cartera i.

R_{mt} : Rentabilidad mensual de mercado en el mes t.

β_i : Beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera i.

u_{it} : Residuo aleatorio para la cartera i en el mes t.

Para contrastar la existencia de rentabilidades anormales se aplica un contraste de significatividad individual del coeficiente alfa estimado en el modelo [9]. Adicionalmente, se construye una cartera de arbitraje que consiste en comprar la cartera 1, formada por las empresas con mayor grado de alisamiento, y vender en descubierto la cartera 4, formada por las empresas en las que no existe indicio alguno de alisamiento. Para analizar esta cartera de arbitraje se estima el siguiente modelo:

$$R_{1t} - R_{4t} = \alpha_A + (R_{mt} - r_{ft}) \cdot \beta_A + u_{At} \quad [10]$$

Donde:

R_{1t} : Rentabilidad mensual para la cartera 1 en el mes t.

R_{4t} : Rentabilidad mensual para la cartera 4 en el mes t.

r_{ft} : Rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t.

α_A : Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o alfa de Jensen para la cartera de arbitraje.

R_{mt} : Rentabilidad mensual de mercado en el mes t.

β_A : Beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera de arbitraje.

u_{At} : Residuo aleatorio para la cartera de arbitraje en el mes t.

En definitiva esta regresión no es más que la diferencia entre la ecuación [9] aplicada a la primera cartera (alisadores) y el mismo modelo aplicado a la última cartera (no alisadores). De esta forma se puede ver si las rentabilidades de la primera cartera son significativamente superiores una vez tenidas en cuenta las diferencias de riesgo que puedan existir. En el modelo [10], el coeficiente α_A mide el exceso de rentabilidad ajustada por riesgo de la cartera de alisadores frente a la de no alisadores; $\mathbf{a}_A = \mathbf{a}_1 - \mathbf{a}_4$. Un coeficiente positivo y significativo indicaría un exceso de rentabilidad de los alisadores frente a los no alisadores. El coeficiente β_A mide las diferencias de riesgo entre ambas carteras; $\mathbf{b}_A = \mathbf{b}_1 - \mathbf{b}_4$. Contrastando la significatividad de este coeficiente, se puede ver si existen diferencias significativas en el riesgo sistemático de las carteras de alisadores y no alisadores.

4. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

El estudio empírico se va a referir al periodo 1990-1997 abarcando, en principio, todas las empresas que cotizan en el mercado español y cuya actividad principal no sea financiera, aseguradora o asimiladas. El único requisito que se va a exigir, para asegurar una mínima fiabilidad de los coeficientes de variación, es disponer de datos contables para un mínimo de siete años dentro del periodo de estudio. La muestra, con estos filtros, queda compuesta por 99 empresas⁹. A continuación se presenta una breve descripción de la muestra por tamaño y sector así como una aproximación previa a la relación alisamiento versus rentabilidad y riesgo a título individual.

4.1. Alisamiento y tamaño

En este apartado se trata de analizar la posible relación entre el alisamiento de beneficios y el tamaño de las empresas. Como proxy del tamaño se toma, para cada empresa, el activo total medio del periodo 1990-1997. Con este dato, se calculan la media y la mediana del activo total de las empresas presentes en cada una de las carteras formadas en base al índice de alisamiento. En el cuadro I se muestran los resultados obtenidos:

Se ha practicado un contraste bilateral de la hipótesis nula de que la media del activo total de la primera cartera, en la que se presume alisamiento de beneficios, sea la misma que en la última cartera en la que no hay síntoma de alisamiento alguno obteniendo un p-valor del 3,58%. Por tanto, hay suficiente evidencia en la muestra para defender que el tamaño sea significativamente distinto para empresas que alisan y para empresas que no alisan, siendo

⁹ Los requisitos señalados los cumplían 101 empresas. No obstante, dos de ellas han sido eliminadas de la muestra por estar en liquidación y en consecuencia son valoradas por distintos criterios que el resto de empresas de la muestra reduciendo su inclusión la fiabilidad del estudio.

mayor la propensión al alisamiento en las empresas de mayor tamaño. Para asegurar la robustez de los resultados ante la posible ausencia de normalidad en la variable activo total, así como, ante la presencia de observaciones atípicas en la mencionada variable, se ha utilizado la mediana como medida de posición central de cada grupo y se ha contrastado de nuevo la hipótesis nula de igualdad de tamaño entre grupos. En este caso con el test no paramétrico de Wilcoxon se obtiene un p-valor del 2,53 % que corrobora la existencia de diferencias de tamaño significativas entre empresas que alisan y empresas que no alisan.

Cuadro I: Relación alisamiento – tamaño

IA: índice de alisamiento medio de cada cartera, N: número de empresas que pertenece a cada cartera, AT media: media del activo total de cada grupo, AT mediana: mediana del activo total de cada grupo, P-valor test diferencia: p-valor del contraste bilateral de igualdad de medias/medianas entre cartera 1 y cartera 4.

	IA	N	AT media	AT mediana
Cartera 1	0.1653	24	593.807,5	110.976,9
Cartera 2	0.4921	25	173.668,5	55.089,2
Cartera 3	1.2618	26	87.246,9	41.926,6
Cartera 4	17.0934	24	90.706,4	49.148,1
P-valor test diferencia 1;4			0,0358	0,0253

En definitiva se obtiene una relación positiva y significativa entre el tamaño de las empresas y el alisamiento de beneficios en la línea de lo obtenido en otros trabajos como los descritos en el subapartado segundo e incluso consistentes con los resultados obtenidos en trabajos que emplean metodología distinta a la hora de medir el alisamiento como es el trabajo de Moses (1987), que mediante la metodología de cambios en los métodos contables discrecionales comprobó que el alisamiento está relacionado con el tamaño, siendo más común en las grandes empresas que en las pequeñas.

4.2. Alisamiento y sector de actividad

En este apartado se analiza el alisamiento de beneficios en los diversos sectores de actividad a los que pertenecen las empresas de la muestra. La clasificación sectorial empleada se corresponde con los sectores propuestos por la CNMV a un nivel de profundidad de dos dígitos. En el cuadro II se pueden observar los resultados de esta descripción sectorial.

En la primera columna se puede consultar la composición de la muestra por sectores y en las dos restantes aparece una medida de posición central del índice alisamiento de cada uno de los 10 sectores representados en la muestra. En primer lugar se presenta la media y a continuación la mediana que consideramos como estadígrafo a tener en cuenta en este punto pues la presencia de observaciones atípicas dentro de un sector desvirtúa la misma. El cuadro

II está ordenado según la mediana del índice de alisamiento y en la primera fila aparece el sector de "energía y agua", en el que las empresas eléctricas se sitúan a la cabeza del alisamiento de beneficios siendo este resultado consistente con lo obtenido por Gabás y Pina (1991) que demuestran la presencia sistemática de alisamiento de beneficios en el sector eléctrico español.

Cuadro II: Alisamiento de beneficios por sectores de actividad

#: porcentaje de empresas de la muestra que pertenecen a cada sector, IA media: media del índice del alisamiento en cada sector, IA mediana: mediana del índice del alisamiento en cada sector.

SECTOR CNMV	%	IA media	IA mediana
ENERGIA Y AGUA	0.1735	0.9174	0.3823
COMERCIO Y SERVICIOS	0.0408	0.5572	0.3876
INMOBILIARIAS	0.1020	0.8890	0.5840
CONSTRUCCIÓN	0.0816	4.0918	0.5902
TRANSFORMACIÓN DE METALES	0.1122	1.0435	0.6022
INDUSTRIA QUÍMICA	0.0714	36.6826	0.8500
TRANSPORTES Y COMUNICACIONES	0.0612	1.1034	0.9005
CEMENTO VIDRIO Y MATERIAL DE CONSTRUCCIÓN	0.1020	1.8387	0.9396
OTRAS INDUSTRIAS DE TRANSFORMACIÓN	0.2041	2.4343	1.2892
METÁLICAS BÁSICAS	0.0510	10.2912	2.6995

4.3. Alisamiento vs. rentabilidad y riesgo: títulos individuales

Como primera aproximación a la relación entre el alisamiento de beneficios y la rentabilidad y riesgo de los títulos considerados a nivel individual, estimamos el siguiente modelo a lo largo de los meses disponibles para cada uno de ellos desde enero de 1990 hasta diciembre de 1997:

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_i + (R_{mt} - r_{ft}) \times \beta_i + u_{it}$$

Donde:

R_{it} : Rentabilidad mensual para el activo individual i en el mes t .

r_{ft} : Rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t .

α_i : Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o alfa de Jensen para el activo i .

R_{mt} : Rentabilidad mensual de mercado en el mes t .

β_i : Beta de mercado o riesgo sistemático del activo individual i .

u_{it} : Residuo aleatorio para el activo i en el mes t .

Una vez calculada la rentabilidad ajustada por riesgo y el riesgo sistemático para cada título a lo largo del periodo muestral 1990-1997 se presenta una tabla que mide la correlación entre ambas variables y el índice de alisamiento en base al que posteriormente, se formarán las carteras en el próximo apartado. Dichos resultados se presentan en el cuadro III.

Cuadro III: Alisamiento de beneficios vs rentabilidad y riesgo

IA: índice de alisamiento, Alfa de Jensen: alfa de Jensen estimado con las rentabilidades mensuales disponibles en el periodo 1990-1997 para cada título, Beta: Beta estimado en el CAPM con las rentabilidades mensuales disponibles en el periodo 1990-1997 para cada título.

	IA	
	Correlación de Pearson	Rho de Spearman
Alfa de Jensen	-0,1768 (0,0799)	-0,4279 (0,0000)
Beta	0,1933 (0,0552)	0,2963 (0,0029)

En relación con el riesgo sistemático de los títulos podemos observar, en línea con la hipótesis planteada en el apartado segundo, que existe una correlación positiva en torno al 19% y significativa con un p-valor del 5,5%, entre nivel de riesgo de los títulos a nivel individual y el índice de alisamiento. Esto es, en las empresas con mayor grado de alisamiento (menor valor del índice) se espera encontrar un menor riesgo sistemático y viceversa. Si dicha correlación se mide de forma no paramétrica empleando correlaciones por rangos, que es en definitiva lo que nos lleva de una cartera a otra, como la Rho de Spearman, dicho resultado se confirma con una correlación superior al 29% y un p-valor que no llega al tres por mil.

Por el contrario, si atendemos a la rentabilidad ajustada por riesgo o índice de Jensen los resultados insinúan, en contra de lo esperado, que existe una relación negativa y significativa al 10% en las correlaciones de Pearson entre alfa de Jensen e índice de alisamiento. Esto es, las empresas con mayor grado de alisamiento (valores bajos del índice) presentan mayores rentabilidades ajustadas por riesgo. Si medimos la correlación por rangos en base al coeficiente no paramétrico de Spearman los resultados se acentúan con una correlación del -42,79% y un p-valor ínfimo.

En definitiva en esta primera aproximación los resultados apuntan a que el alisamiento de beneficios medido en base al índice propuesto en el apartado tercero del presente trabajo provoca disminuciones en el riesgo sistemático de los títulos y además dicho factor no explica totalmente las diferencias de rentabilidad pues existe correlación significativa entre índice de alisamiento y rentabilidades ajustadas por riesgo.

5. RESULTADOS DEL ANÁLISIS EMPÍRICO

La muestra definitiva sobre la que se lleva a cabo el estudio empírico está formada por 99 empresas¹⁰, cuya actividad principal no es financiera ni aseguradora, que han cotizado en el mercado español en el periodo 1990-1997. Por tanto, el número de meses τ que integran el periodo de análisis es de 96 meses. La formación de las carteras se lleva a cabo en función del índice de alisamiento propuesto en el subapartado 3.1., dividiendo la muestra en cuartiles para formar carteras equiponderadas¹¹. Para la estimación de la rentabilidad requerida por los accionistas para cada título y en cada mes se ha ido estimando con una ventana móvil de 60 meses previos a cada mes el beta de cada título¹².

5.1. Contrastes de sección cruzada: $ACoRs$

Para la realización de los contrastes en sección cruzada se ha calculado para cada activo la rentabilidad anormal acumulada compuesta ($ACoR_{i,t}$) en base a la expresión [1] anterior a lo largo de los 96 meses que integran el periodo de análisis. Posteriormente se forman 4 carteras en función del índice de alisamiento y se calcula la rentabilidad anormal acumulada media de la cartera ($AACoR_{p,t}$) según la expresión [2]. En el cuadro IV se presentan los resultados del cálculo de las rentabilidades anormales acumuladas así como los resultados de los contrastes que tratan de analizar si la formación de carteras en base al índice de alisamiento genera o no rentabilidades anormales significativamente distintas de cero a lo largo del periodo de estudio.

Si se observa la rentabilidad media acumulada anormal de cada cartera se puede comprobar que es positiva en las dos primeras carteras en las que el índice de alisamiento se sitúa claramente por debajo de la unidad siendo el resultado antes de impuestos mucho menos variable en sus cambios que el resultado ajustado por partidas discrecionales con índices de 0,1653 y 0,4921 respectivamente. Por el contrario, en las dos últimas carteras en las que el índice de alisamiento aumenta considerablemente, las rentabilidades ajustadas por riesgo acumuladas para ambas carteras son negativas. Un inversor que hubiese invertido en enero de 1990 en la primera cartera (elevado grado de alisamiento) habría obtenido en diciembre de 1997 una rentabilidad acumulada compuesta en los ocho años del 118,76% una vez descontada la rentabilidad requerida para dicho nivel de riesgo, mientras que la misma

¹⁰ Se han replicado los resultados eliminando outliers extremos superiores que aparecían en el índice de alisamiento para analizar la sensibilidad de los resultados ante tal extremo sin que éstos se vean alterados lo más mínimo.

¹¹ Se ha analizado la sensibilidad de los resultados al número de carteras replicando los resultados desde cuartiles hasta deciles siendo los resultados, en todos los casos, prácticamente idénticos a los presentados.

¹² Se han replicado los resultados con diversas ventanas móviles de estimación desde 12 hasta 60 meses siendo los resultados prácticamente idénticos en todos los casos.

estrategia de inversión aplicada a la última cartera (grado de alisamiento nulo) hubiese generado en el mismo periodo de análisis una rentabilidad negativa del $-128,52\%$ al descontar la rentabilidad exigida por los inversores para dicho nivel de riesgo.

Cuadro IV: Contrastes sección cruzada ACoRs

AACoRs: Rentabilidad anormal acumulada compuesta media de cada cartera, t^* : estadístico t convencional para contrastar si la media es distinta de cero, p-valor t; p-valor bilateral del estadístico t^* extraído de una distribución t de Student con N_p-1 grados de libertad, t_{sa}^* : estadístico t ajustado por asimetría para contrastar si la media es distinta de cero, p-valor t_{sa} ; p-valor bilateral del estadístico t_{sa}^* extraído de una distribución t de Student con N_p-1 grados de libertad, IA: índice de alisamiento medio de cada cartera, N_p : número de activos que integran cada cartera.

	AACoRs	t^*	p-valor t	t_{sa}^*	p-valor t_{sa}	IA	N_p
Cartera 1	1,1876	2,2065	0,0376	2,4883	0,0205	0,1653	24
Cartera 2	0,3536	1,3561	0,1877	1,4064	0,1724	0,4921	25
Cartera 3	-0,6197	-2,5124	0,0188	-1,8974	0,0694	1,2618	26
Cartera 4	-1,2852	-7,2073	0,0000	-2,3355	0,0286	17,0934	24

Si se realiza un contraste t-Student tradicional en el que la hipótesis nula es que los AACoRs sean iguales a cero frente la alternativa de que sean distintos de cero podemos observar que en la primera cartera se rechaza dicha hipótesis al ser la rentabilidad anormal acumulada positiva y significativamente distinta de cero con un p-valor del 3,76%. Por el contrario si se realiza el mencionado contraste para la última cartera en la que el elevado índice nos indica ausencia de alisamiento de beneficios, en este caso se rechaza la hipótesis nula de AACoRs nulos al obtener que dicha media es negativa y significativa con un p-valor prácticamente nulo.

El contraste anterior podría inducir a error tal y como se advertía en el apartado 4.2.2. ya que Barber y Lyon (1997) demuestran que el estadístico de contraste tradicional está sesgado a la baja debido a la asimetría positiva existente en las rentabilidades anormales de cada cartera. Efectivamente, en la muestra analizada en el presente estudio las rentabilidades anormales de las carteras presentan una distribución claramente asimétrica a la derecha de forma que los estadísticos t tradicionales están negativamente sesgados y por tanto los p-valores no han sido estimados correctamente. Si se corrige este efecto ajustando por asimetría, tal y como se indica en la expresión [3], se puede comprobar que los estadísticos de contraste aumentan de forma que se corrigen los p-valores del contraste. En base a estos p-valores, que están mejor especificados, se corroboran los resultados que anticipábamos más arriba con rentabilidades anormales acumuladas positivas y significativas para la primera cartera y negativas y significativas para la última cartera con unos p-valores que en ambos casos están en torno al 2%.

El contraste ajustado anterior mitiga los problemas de asimetría señalados más arriba, no obstante, tanto Barber, Lyon y Tsay (1999) como Sutton (1993), demuestran que sólo la aplicación *bootstrapped* del anterior estadístico ajustado por asimetría proporciona tests bien especificados. Por este motivo, siguiendo la metodología expuesta en el apartado 4.2.2. se extraen de cada cartera 1.000 muestras aleatorias de los AACoRs y se calculan, para cada una de las muestras, los estadísticos convencionales y los ajustados por asimetría. Con los 1000 estadísticos de cada tipo se infieren la distribuciones empíricas que presentan los estadístico en cuestión y se llevan a cabo los contrastes en función de los percentiles de estas distribuciones empíricas, relajando así la hipótesis de que dichos estadísticos presentaban una distribución t de Student con N-1 grados de libertad. En el cuadro V se presentan los resultados de esta aplicación *bootstrapped*.

Cuadro V. Distribuciones *bootstrapp* de los estadísticos

AACoRs: Rentabilidad anormal acumulada compuesta media de cada cartera, t*: estadístico t convencional para contrastar si la media es distinta de cero, t-0.05: percentil 0.05 extraído de una distribución t de Student con Np-1 grados de libertad, t-0.95: percentil 0.95 extraído de una distribución t de Student con Np-1 grados de libertad, tb-0.05: percentil 0.05 extraído de la distribución *bootstrapped* del estadístico t, tb-0.95: percentil 0.95 extraído de la distribución *bootstrapped* del estadístico t, tsa*: estadístico t ajustado por asimetría para contrastar si la media es distinta de cero, tbsa-0.05: percentil 0.05 extraído de la distribución *bootstrapped* del estadístico tsa, tbsa-0.95: percentil 0.95 extraído de la distribución *bootstrapped* del estadístico tsa.

	AACoRs	t*	t-0.05	t-0.95	t*	tb-0.05	tb-0.95	tsa*	tbsa-0.05	tbsa-0.95
Cartera_1	1,1876	2,2065	-1,7139	+1,7139	2,2065	-1,8999	+1,5436	2,4883	-1,5640	+1,5996
Cartera_2	0,3536	1,3561	-1,7109	+1,7109	1,3561	-1,6680	+1,5965	1,4064	-1,6692	+1,6447
Cartera_3	-0,6197	-2,5124	-1,7081	+1,7081	-2,5124	-2,2691	+1,4028	-1,8974	-1,6795	+1,5398
Cartera_4	-1,2852	-7,2073	-1,7139	+1,7139	-7,2073	-2,2116	+1,4484	-2,3355	1,-8163	+1,5842

Como se puede observar en el cuadro V al emplear las distribuciones empíricas inferidas a través del *bootstrapping*, no se presentan los p-valores de los estadísticos de contraste ya que no se podrían calcular con exactitud. En su lugar se plantean las regiones de aceptación a través de los percentiles 0.05 y 0.95 de cada distribución. Es importante señalar también que las dos distribuciones *bootstrapp* inferidas (tb y tbsa) provienen exactamente de las mismas muestras aleatorias ya que han sido calculadas simultáneamente en una misma simulación y por tanto, los resultados son perfectamente comparables.

El contraste a realizar en todo momento consiste en una hipótesis nula de que los AACoRs son cero frente a la alternativa de que son distintos de cero. Es decir, se trata de contrastar si el mercado es eficiente a la hora de valorar en mayor o menor medida a las empresas en función del grado de alisamiento de resultados que presenten. A estos efectos si se realiza un contraste t tradicional y se obtiene la región de aceptación en base a una t de

Student con N_p-1 grados de libertad, tal y como se veía en el cuadro IV las carteras 1, 3 y 4 caen en la región de rechazo.

Si no se asume ninguna distribución a priori y se infiere la distribución *bootstrapp* del estadístico se puede ver que en realidad el contraste anterior estaba mal especificado porque la distribución empírica del estadístico en cuestión no es una t de Student simétrica; se trata de una distribución con claros síntomas de asimetría negativa. Con estas nuevas regiones de aceptación asimétricas, el estadístico de contraste de la cartera de empresas con mayor evidencia de alisamiento (2,2065) se sitúa muy por encima del límite superior de la región de aceptación (1,5436), así como la última cartera, con un estadístico de contraste de $-7,2073$ se sitúa muy lejos del límite inferior de la región de aceptación que está en $-2,2116$.

Por último, siguiendo Barber, Lyon y Tsay (1999), se considera que el mejor de los contrastes que se presenta es el contraste del estadístico t ajustado por asimetría a través de los percentiles que se obtienen de la distribución *bootstrapp* de dicho estadístico. Si se observan en el cuadro V las regiones de aceptación construidas con esta metodología se puede comprobar que se corrige en gran medida la fuerte asimetría negativa que presentaba la metodología anterior. Con este último contraste se puede comprobar que el estadístico ajustado por asimetría de la cartera con mayor evidencia de alisamiento (2,4883) supera claramente el límite superior de la región de aceptación (1,5996) y no se acepta la hipótesis nula de que no existan rentabilidades anormales distintas de cero. Por otro lado, en la última cartera donde se encuentran las empresas sin síntoma alguno de alisamiento, el estadístico de contraste ajustado por asimetría ($-2,3355$) se sitúa claramente por debajo del límite inferior de la región de aceptación ($-1,8163$) existiendo por tanto clara evidencia rentabilidades anormales acumuladas negativas para esta cartera.

5.2. Contrastes de Serie Temporal: Alfa de Jensen y AARs

En este apartado se trabaja con las rentabilidades medias mensuales de las carteras formadas en base al índice de alisamiento. Por tanto se dispone de series temporales de rentabilidades anormales mensuales para la realización de los contrastes. En el apartado 4.2.3. se describe detalladamente la forma de cálculo de las rentabilidades anormales así como de los estadísticos de contraste. En dicho apartado se planteaba un análisis de las rentabilidades ajustadas por la rentabilidad requerida por los accionistas para su nivel de riesgo estimadas en base a ventanas móviles de estimación de 60 meses, así como del alfa de Jensen estimado para cada cartera a lo largo del periodo muestral. En el cuadro VI se sintetizan los resultados de este análisis en serie temporal. Las rentabilidades anormales medias mensuales ajustadas por la rentabilidad exigida para su riesgo y su contraste vienen dadas por las expresiones [6] y [7]. Mientras que los alfa de Jensen provienen de la estimación del modelo [9] para cada una

de las carteras formadas en base al índice de alisamiento, así como de la estimación del modelo [10] para la cartera de arbitraje consistente en comprar la cartera 1, formada por empresas con claros síntomas de alisamiento, y vender en descubierto la cartera 4, formada por empresas en las que no existe evidencia alguna de alisamiento.

Cuadro VI. Contrastes rentabilidades en serie temporal: AARs y α s

AAR: rentabilidad anormal media mensual de cada cartera, p-valor: p-valor bilateral del contraste de que los AARs sean distintos de cero, α : coeficiente alfa estimado o alfa de Jensen, p-valor α : p-valor ajustado por heteroscedasticidad y autocorrelación en su caso, del contraste de significatividad individual del coeficiente alfa, beta: coeficiente beta estimado, p-valor β : p-valor ajustado por heteroscedasticidad y autocorrelación en su caso, del contraste de significatividad individual del coeficiente beta, R2: coeficiente de determinación de cada regresión, N: número de observaciones mensuales, IA: índice de alisamiento medio de cada cartera.

	AAR	p-valor	alfa	p-valor α	beta	p-valor β	R2	N	IA
Cartera 1	0,0040	0,0486	0.0039	0,0502	0,9408	0,0000	0,9018	96	0,1653
Cartera 2	0,0031	0,1239	0.0035	0,0806	1,0254	0,0000	0,9159	96	0,4921
Cartera 3	-0,0040	0,1118	-0.0041	0,1642	1,1577	0,0000	0,8967	96	1,2618
Cartera 4	-0,0061	0,0217	-0.0037	0,1319	1,3850	0,0000	0,9287	96	17,0934
Cartera Arbitraje	0.0073	0.1118	0.0077	0,0354	-0,4442	0,0000	0,3826	96	

Si se atiende en primer lugar a las dos primeras columnas del cuadro VI podemos observar que la rentabilidad anormal media mensual de las dos primeras carteras es positiva mientras que para las dos últimas es negativa. De nuevo, se detecta que la cartera 1, con un índice de alisamiento del 0,1653 que implica clara evidencia de alisamiento, presenta la rentabilidad anormal media más alta de todas las carteras. Si un inversor hubiera seguido una estrategia de inversión mensual consistente en comprar la cartera 1 al inicio de cada mes, habría obtenido por término medio una rentabilidad del 0,40% mensual una vez descontada la rentabilidad requerida para dicho nivel de riesgo. Por el contrario, aplicando esta estrategia de inversión a la última cartera se hubiese obtenido por término medio una rentabilidad negativa del 0,61% al descontar la rentabilidad requerida para su riesgo. Si observamos los p-valores del contraste de significatividad, vemos que en ambas carteras están por debajo del 5% por lo que se rechaza la hipótesis nula de que dichas rentabilidades sean nulas. Por último, si se construye una estrategia de arbitraje consistente en comprar la primera cartera y vender en descubierto la última, se obtendría por término medio un exceso de rentabilidad del 0,73% mensual, con un p-valor superior al 10% que no permite rechazar con dicho nivel de significatividad la hipótesis nula de que dicha rentabilidad sea cero.

Si se analizan los alfas de Jensen que aparecen en el resto de columnas del cuadro VI, una vez más se detecta la misma pauta de comportamiento que muestra rentabilidades anormales más altas para la cartera formada por empresas con evidencia clara de alisamiento

frente a la última cartera en la que no existe síntoma alguno de alisamiento. Las dos primeras carteras obtienen por término medio rentabilidades mensuales positivas a diferencia de las dos últimas en las que ocurre lo contrario. Si atendemos al contraste de significatividad individual del coeficiente alfa estimado, en las dos primeras carteras se puede rechazar la hipótesis nula al 10% mientras que no ocurre lo mismo en las dos últimas con p-valores del 16,42% y 13,19% respectivamente.

En relación al riesgo sistemático de las carteras, las betas estimadas son obviamente significativas en todos los casos y se observa la pauta de comportamiento esperada según las hipótesis planteadas ex ante en el apartado segundo del presente trabajo. Esto es, en la primera cartera se obtiene una beta del 0,9408 que va aumentando progresivamente conforme aumenta el índice de alisamiento medio de las carteras hasta situarse en un nivel del 1,3850 en la última cartera. Los resultados a nivel de cartera son consistentes con los resultados a nivel individual que se anticipaban como exploración previa en el apartado 4.3. donde se obtenía una correlación por rangos entre índice de alisamiento y nivel de riesgo sistemático en torno al 30% siendo dicho coeficiente significativo con un p-valor ínfimo. En definitiva, la evidencia existente en la muestra analizada apunta que las empresas con mayor evidencia de alisamiento de beneficios que conforman la primera cartera tienen niveles de riesgo inferiores a las empresas integrantes de la última cartera para las cuales no existe síntoma alguno de alisamiento. Para contrastar si dichas diferencias de riesgo son significativas podemos observar la estimación del modelo [10] para la cartera de arbitraje donde el coeficiente beta estimado se interpretaba como las diferencias de riesgo entre la primera y la última cartera. En la estimación de este modelo se obtiene un beta del $-0,4442$ que indica que la primera cartera tiene un riesgo inferior a la última siendo además dicha diferencia significativa con un p-valor prácticamente nulo.

6. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha analizado, desde un punto de vista empírico, la relación a largo plazo entre rentabilidad bursátil y alisamiento de beneficios con el objetivo de aportar evidencia sobre la existencia o no de dicha relación en el mercado español, así como para contrastar las posibles diferencias de riesgo que pudiera generar el alisamiento.

En el análisis a largo plazo de la citada relación se considera fundamental la metodología de análisis y contraste de las rentabilidades anormales ya que, tal y como se ha puesto de manifiesto en el apartado dedicado al diseño de la investigación, los test convencionales que suelen aplicarse no están correctamente especificados. En las investigaciones que han analizado la relación alisamiento versus rentabilidad bursátil estas

cuestiones han sido obviadas de forma que la evidencia empírica existente al respecto, además de escasa, presenta serias limitaciones metodológicas. Por este motivo, en el presente estudio se ha tratado de aplicar diversos procedimientos de análisis y contraste, tanto en serie temporal como en sección cruzada, propuestos en la literatura financiera reciente.

Teniendo en cuenta las anteriores consideraciones, las diversas rentabilidades anormales estimadas presentan determinadas pautas de comportamiento de forma que la cartera formada por empresas con mayor evidencia de alisamiento obtiene en todos los casos rentabilidades superiores a la cartera formada por empresas con ausencia de alisamiento detectándose una disminución progresiva en las rentabilidades ajustadas para cada nivel de riesgo desde los términos positivos de la primera cartera hasta los negativos de la última. En todas las rentabilidades calculadas con su correspondiente ajuste por riesgo así como en ajustes alternativos como es el caso de la cartera de mercado, los resultados se han mostrado claramente en la pauta descrita existiendo en la muestra evidencia suficiente para considerar dichos resultados significativos y robustos ante los múltiples refinamientos propuestos en los contrastes de rentabilidades anormales. En definitiva, existe evidencia suficiente en la muestra analizada para rechazar la hipótesis planteada al inicio del estudio según la cual una vez ajustadas las rentabilidades de las carteras por los diferentes niveles de riesgo que puede implicar el alisamiento de beneficios, deberían desaparecer las diferencias de rentabilidad no ajustada observadas a priori.

En relación al riesgo sistemático de los títulos, tanto a nivel individual como a nivel de cartera se ha detectado que el nivel de riesgo disminuye con el grado de alisamiento de las empresas siendo mayor el nivel de riesgo en aquellas empresas en las que no existe síntoma alguno de alisamiento, y viéndose reducido significativamente dicho riesgo en las empresas en las que hay clara evidencia de alisamiento del beneficio. En definitiva, la evidencia presente en la muestra analizada indica que las empresas que alisan el beneficio, logran reducir sensiblemente la percepción de riesgo de los inversores de forma que se reduce el riesgo sistemático de sus acciones frente a las empresas en las que no se practica el alisamiento.

La conclusión final que puede extraerse en base al estudio empírico realizado es que el alisamiento de beneficios provoca incidencia en la rentabilidad-riesgo de las acciones de forma que las empresas con beneficio alisado consiguen reducir la percepción de riesgo por parte de los inversores y eso se traduce en un menor riesgo sistemático de los títulos. No obstante, dichas diferencias de riesgo no explican las diferencias de rentabilidad que se pueden observar a priori entre los títulos ya que, trabajando en todo momento con rentabilidades anormales que tienen en cuenta los diferentes niveles de riesgo, e incluso observando los alfa de Jensen de los títulos y carteras, siguen detectándose mayores

rentabilidades para mayores grados de alisamiento de beneficios. En definitiva, al margen del riesgo captado por el coeficiente beta, los títulos con alisamiento de beneficios presentan una rentabilidad específica superior al resto de títulos.

En cualquier caso, la relación rentabilidad-alisamiento y, en general, los trabajos sobre alisamiento de beneficios orientados al mercado, constituyen una línea de investigación abierta que requiere la atención de futuros trabajos que puedan aportar más luz sobre el tema, ya que hasta la fecha, no existe un consenso generalizado entre los trabajos que han tratado el tema que permita pronunciarse con rotundidad sobre cómo valora el mercado el alisamiento de beneficios.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBRECHT, W.D. y RICHARDSON, F.M. [1990]: "Income Smoothing by Economy Sector". *Journal of Business, Finance & Accounting*, Vol. 17, Nº 5 (Invierno).
- APELLÁNIZ, P. [1991]: "Una aproximación empírica al alisamiento de beneficios en la banca española". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Nº 66.
- ASHARI, N.; CHYE, H.; LENG, S. y HAR, W. [1994]: "Factors Affecting Income Smoothing Among Listed Companies in Singapore". *Accounting and Business Research*, Otoño.
- BARBER, B.M. y LYON, J.D. [1997]: 'Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Tests Statistics'. *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, 341-372.
- BARBER, B.M.; LYON, J.D. y TSAI, C-L. [1999]: 'Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns'. *Journal of Finance*, February, Vol. 54, Nº 1.
- BOOTH, G.; KALLUNKI, J. y MARTIKAINEN, T. [1996]: 'Post-Announcement Drift and Income Smoothing: Finnish Evidence'. *Journal of Business Finance and Accounting*. Vol 23 Nº 8, October. pp. 1197-1211
- DISSANAIKE, G. [1994]: "On the Computation of Returns in Tests of the Stock Market Overreaction Hypothesis". *Journal fo Banking and Finance*, Vol. 18.
- ECKEL, N. [1981]: "The Income Smoothing Hypothesis Revisited". *Abacus* (Junio).
- FAMA, E.F. [1998]: "Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance". *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, 283-306.
- FORNER, C. [2000]: "Metodologías en la medición y contraste de rentabilidades anormales". *Working Paper*. Universidad de Alicante.
- GABÁS, F. y PINA, V. [1991]: "El alisamiento de beneficios en el sector eléctrico: un estudio empírico". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Nº 66.
- HOOGENDOORN, M. [1985]: "Income Smoothing". *EAA*.

- JOHNSON, N.J. [1978]: "Modified t tests and confidence intervals for asymmetrical populations". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 73, 536-544
- KOTHARI, S.P. y WARNER, J.B. [1997]: "Measuring Long-Horizon Price Performance". *Journal of Financial Economics*. Vol. 43, 301-339
- LEV, B. y KUNITZKY [1974]: "On the Association Between Smoothing Measures and the Risk of Common Stock". *The Accounting Review*, Vol 44, N° 2 (Junio).
- MICHELSON, S.E.; JORDAN-WAGNER, J. y WOOTON, C.W. [1999]: "Income Smoothing and Risk-Adjusted performance". Working Paper. University of Central Florida. Eastern Illinois University.
- MICHELSON, S.E.; JORDAN-WAGNER, J. y WOOTON, C.W. [1995]: "A Market Based Analysis of Income Smoothing". *Journal of Business & Accounting*, Vol 22, N° 8 (Diciembre).
- MOSES, O.D. [1987]: "Income Smoothing and Incentives: Empirical Tests Using Accounting Changes". *The Accounting Review*, Vol. 62, N° 2 (Abril)
- PASTOR, M^a [2000]: "Metodología Long-Run". *Working Paper*, Universidad de Alicante.
- PINA, V. J. [1988]: *Efectos económicos de las normas contables*. Monografía 11. Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas, Madrid.
- RONEN, J. y SADAN, S. [1981]: *Smoothing Income Numbers: Objectives, Means and Implications*. Ed. Addison-Wesley Publishing Company, New York.
- SAURINA, J. [1999]: "¿Existe alisamiento del beneficio en las cajas de ahorros españolas?". *Moneda y Crédito*, N° 209, 161-193
- SUTTON, C.D. [1993]: "Computer-intensive methods for tests about the mean of an asymmetrical distribution". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 88, 802-808.