

Begoña Giner

Universitat de València

Joaquina Laffarga

Universidad de Sevilla

Manuel Larrán

Universidad de Cádiz

ASOCIACIÓN ENTRE FLUJOS DE FONDOS CONTABLES Y BETA DE MERCADO: UN ESTUDIO EMPÍRICO (*)

Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Keywords.—1. Introducción.—2. Análisis teórico de la relación entre las betas contables y de mercado.—3. Revisión de la literatura.—4. Metodología de la investigación: 4.1. La muestra objeto de estudio. 4.2. Las variables.—5. Resultados: 5.1. Resultado del estudio de las asociaciones entre betas contables y betas bursátiles. 5.2. Análisis del contenido informativo incremental. 5.3. La descomposición del resultado y el riesgo sistemático.—6. Resumen y conclusiones.—Anexo.—Bibliografía.

RESUMEN

EL precio de las acciones depende de las expectativas sobre los flujos futuros de caja asociados a sus operaciones y el nivel de riesgo. Sin embargo, en la literatura contable poca atención se ha presta-

(*) Los autores agradecen los útiles comentarios a versiones previas de este trabajo presentadas en el 19.º Congreso de la European Accounting Association, mayo 1996 (Bergen), y en el VII Encuentro de la Asociación de Profesores Universitarios de Contabilidad, junio 1996 (Barcelona). Así mismo agradecen las sugerencias y comentarios del evaluador anónimo de la revista, al igual que a don Pedro Olano por el apoyo estadístico.

Este trabajo es un resultado del proyecto de investigación coordinado financiado por la DGES (PB95-1254-C02-02).

do al estudio del papel de los flujos de caja para la predicción del riesgo. En este trabajo se investiga la asociación entre las betas contables, medidas en términos de flujos económicos y financieros, y el riesgo sistemático, además se estudia el contenido informativo tanto individual como incremental de los ajustes a corto y largo plazo. Aunque debido al efecto amortiguador que produce el principio del devengo, se podría pensar que las variables calculadas según esta regla producen una peor aproximación al riesgo de mercado que las calculadas según el criterio de caja, los resultados, basados en un estudio empírico de una muestra de empresas cotizadas en la Bolsa de Madrid, no corroboran esta hipótesis.

PALABRAS CLAVE

Riesgo sistemático – Resultado – Capital circulante de las operaciones – Tesorería generada por las operaciones.

ABSTRACT

Share prices depend on firm's expected future cash flows and risk. However, the accounting research has paid nearly no attention to the role of cash flow information to predict systematic risk. In this paper we analyse the association between accounting betas, measured through economic and financial flows, with market risk. In addition we consider the individual and incremental information content of short and long term adjustments. Although due to the dampening effect of the accrual principle, it could be argued that variables based on earnings will produce a poorer proxy of market risk than the corresponding cash flow variables, our results based on a sample of companies quoted on the Madrid S.E. do not sustain this hypothesis.

KEYWORDS

Systematic risk – Earnings – Working capital from operations – Cash flow from operations.

1. INTRODUCCIÓN

Los precios de los títulos, y su valor, dependen de los futuros flujos de caja y del riesgo asociado a éstos, de ahí que para que la información contable sea útil debe facilitar la predicción de estas variables. En este contexto numerosos estudios de mercado han analizado el contenido informativo de los flujos de caja operativos. A tal efecto consideran la asociación entre flujos de caja no esperados y rentabilidades anormales, las cuales reflejan el riesgo no sistemático que puede ser eliminado mediante la diversificación. En esta línea, durante los últimos veinte años, algunos trabajos han analizado las posibles ventajas de los datos basados en el principio del devengo, frente a los basados en el criterio de caja [por ejemplo, Schaefer y Kenelly 1986; Rayburn 1986; Wilson 1986 y 1987; Bowen *et al.* 1987; Bernard y Stober 1989; Board y Day 1989; Livnat y Zarowin 1990; Charitou y Ketz 1990 y 1991; Charitou 1993; Anson y Pina 1994; Ali 1994; Dechow 1994; Charitou y Falas 1995].

Desde la perspectiva del contenido informativo de los datos contables, ha sido también analizada la utilidad de varias medidas de flujos de fondos para predecir los futuros flujos de caja [Greenberg *et al.* 1986; Bowen *et al.* 1986; Arnold *et al.* 1991; Percy y Stokes 1992; Apellániz 1994; Gabás y Apellániz 1994; Larrán 1994; Giner y Sancho 1996]. Sin embargo, resulta un tanto inexplicable el escaso número de investigaciones que se han orientado a la medición del grado de asociación entre los datos contables, determinados a través de flujos de caja y basados en el criterio del devengo, y el riesgo de mercado. Tan sólo nos constan en esta línea los de Ismail y Kim [1989], Andrew y Dowling [1994] y Andrew *et al.* [1995].

Esta injustificada despreocupación ha sido uno de los motivos que nos ha llevado a centrar este trabajo en esta línea de investigación. Con él pretendemos proporcionar evidencia española sobre las relaciones observadas en los escasos estudios llevados a cabo en otros países, EE.UU. y Australia, y de esta manera investigar la utilidad de distintas medidas de flujos de fondos para determinar el riesgo sistemático en un entorno diferente. Por otra parte, en la medida que los resultados de estos trabajos no son totalmente coherentes entre sí, pensamos que la realización de más investigaciones en esta línea puede contribuir a aclarar el estado de la cuestión.

Concretamente en este trabajo analizamos si las medidas de riesgo calculadas por referencia a flujos de fondos tienen poder explicativo incremental del riesgo de mercado sobre las medidas basadas en el beneficio. Aunque la metodología de partida ha sido la utilizada por Ismail y Kim, nuestro trabajo no es una mera réplica, ya que en él se ha investigado el contenido informativo incremental de los ajustes a corto y largo plazo derivados de la aplicación del principio del devengo. Si bien, debido al efecto de amortiguación que produce el principio del devengo, inicialmente podríamos pensar que las variables calculadas según este principio producirían una peor medida del riesgo de mercado que las calculadas según el criterio de caja, nuestros resultados no corroboran esta hipótesis.

El trabajo se divide en seis secciones. En la sección 2 exponemos un análisis teórico de la hipótesis a contrastar, en la sección 3 analizamos la investigación previa sobre la asociación entre información contable y riesgo sistemático. Contrastamos empíricamente la hipótesis establecida en la sección 4, e incluimos los resultados en la sección 5. La última parte se dedica a las conclusiones y limitaciones del estudio llevado a cabo.

2. ANÁLISIS TEÓRICO DE LA RELACIÓN ENTRE LAS BETAS CONTABLES Y DE MERCADO

Antes de exponer la investigación empírica realizada, consideramos conveniente hacer una justificación del soporte teórico sobre el que se cimenta, lo que pensamos es una considerable mejora con respecto a otros trabajos de esta índole, en los que no se justifica la relación existente entre las variables utilizadas para medir el riesgo. Como señalan Watts and Zimmerman [1986, p. 120] «hay motivos para pensar que los datos contables son útiles para estimar las β s de los títulos, no sólo de las empresas que no cotizan sino de las que sí cotizan, cuya beta puede calcularse a través del modelo de mercado». El argumento básico es el que sigue, en la medida que los beneficios se pueden considerar un subrogado para los flujos futuros de caja, una beta contable podría también ser un subrogado del riesgo sistemático.

La llamada beta contable suele medirse a través de la covarianza entre los beneficios de una empresa y los de un índice del mercado dividido

por la varianza de los beneficios del índice del mercado. Sería, pues, el coeficiente de regresión de los resultados de la empresa sobre los de un índice del mercado. Es decir:

$$b_i = \frac{COV(x_i, x_m)}{\sigma^2(x_m)} \quad [1]$$

donde:

b_i = beta contable del activo (1) i .

x_i = resultado contable del activo i .

x_m = resultado contable de la cartera del mercado.

Suponiendo que los beneficios siguen un modelo de recorrido aleatorio, y que el resultado contable es igual al resultado económico, es decir:

$x_{i,t} = V_{i,t+1} - V_{i,t} + C_{i,t}$, donde:

$V_{i,t}$ = valor de cotización del activo i en el período t .

$C_{i,t}$ = dividendos del activo i en el período t .

Bowman [1979, p. 623] estableció de una manera muy simple la relación entre ambas betas:

$$\beta_i = \frac{V_m}{V_i} \cdot b_i \quad [2]$$

donde:

β_i = beta del mercado del activo i .

V_i = valor de cotización del activo i .

V_m = valor de cotización de la cartera del mercado.

Sin embargo, normalmente la información sobre el beneficio y/o los flujos de caja obtenidos puede diferir de la esperada, y precisamente esa parte no esperada dará lugar a revisiones en las expectativas sobre el futuro, lo que no es tenido en cuenta en esta sencilla formulación. Como Berglund [1993] pone de relieve, la β depende mucho de esas revisiones en expectativas, por lo que interesaría conocer qué aspectos pueden influir, y en esto se centra el presente trabajo.

(1) La referencia a activo es genérica, por lo que puede entenderse que hacemos mención a una empresa o a un título (acción) de ésta.

El modelo CAPM, correspondiente a una situación multiperíodo, mide la rentabilidad anormal del siguiente modo (2):

$$r_{i,1} - E(r_i) = \frac{[C_{i,1} - E_0(C_{i,1})] + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_1(C_{i,t+1}) - E_0(C_{i,t+1})}{1 + E(r_i)}}{V_{i,0}} \quad [3]$$

donde:

- $r_{i,1}$ = rentabilidad obtenida del activo i en el período 1.
- $E(r_i)$ = rentabilidad esperada del activo i en el período 1.
- $C_{i,1}$ = flujo de caja obtenido por el activo i en el período 1.
- $E_0(C_{i,1})$ = flujo de caja esperado del activo i en el período 1, según las expectativas del momento 0.
- $E_0(C_{i,t+1})$ = flujo de caja esperado de l activo i en los períodos $t+1$, según las expectativas del momento 0.
- $E_1(C_{i,t+1})$ = flujo de caja esperado del activo i en los períodos $t+1$, según las expectativas del momento 1.
- $V_{i,0}$ = valor del activo i en el período 0.

A fin de simplificar la anterior expresión [3], denominamos:

$$[C_{i,1} - E_0(C_{i,1})] = dC_{i,1}$$

$$\sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_1(C_{i,t+1}) - E_0(C_{i,t+1})}{1 + E(r_i)} = dE_1(C_{i,F})$$

Por lo que la expresión [3] puede escribirse como:

$$r_{i,1} - E(r_i) = \frac{dC_{i,1} + dE_1(C_{i,F})}{V_{i,0}} \quad [4]$$

La expresión [3] (o la [4]) destaca la relación entre rentabilidad del mercado y los futuros flujos de caja. Además, pone de relieve que la diferencia entre los flujos de caja obtenidos y los esperados para el año 1 (los flujos de caja no esperados), y el valor actual de los cambios en las expectativas sobre el futuro, derivados de la nueva información recibida en el período 1, son los dos motivos de la rentabilidad anormal obtenida en ese período. Si la nueva información alterase de manera estrictamente

(2) Puede verse WATTS and ZIMMERMAN [1986, p. 30]

proporcional las futuras expectativas, habría una correlación perfecta entre rentabilidad del mercado y flujos de caja obtenidos. Pero hay motivos para suponer que no será así.

Así, por ejemplo, cuando una empresa tiene pérdidas, o déficit de tesorería, si los datos contables siguieran un modelo de recorrido aleatorio, se esperaría para el futuro la misma situación, lo que tendría como consecuencia inevitable su liquidación. Tampoco puede esperarse que se obtengan indefinidamente beneficios por encima de los normales, porque ello atraería a otras empresas y se reducirían esas cuasi-rentas. Además de lo dicho hay que tener en consideración que las expectativas sobre el futuro pueden también cambiar a raíz de otra información, por ejemplo, datos macroeconómicos, o de empresas del sector, sin que los datos del período sobre resultados o flujos de caja hayan variado con respecto a la previsión inicial.

Sin embargo, la expresión [2] no considera las revisiones en las expectativas, y como Berglund [1993, p. 8] demuestra la β del mercado depende mucho de ellas (3), ya que:

$$\beta_i = \frac{E_0 [dC_{i,1} dC_{m,1} + dC_{i,1} dE_1(C_{m,F}) + dC_{m,1} dE_1(C_{i,F}) + dE_1(C_{i,F}) dE_1(C_{m,F})]}{V_{i,0} V_{m,0} \sigma_m^2} \quad [5]$$

donde:

- $dC_{m,1}$ = flujos de caja no esperados de la cartera del mercado en el período 1.
- $dE_1(C_{m,F})$ = revisión en las expectativas de futuros flujos de caja de la cartera del mercado, formadas en el momento 1.
- $V_{m,0}$ = valor de la cartera del mercado en el momento 0.
- σ_m^2 = desviación típica de los flujos de caja de la cartera del mercado.

Este análisis proporciona ciertas explicaciones sobre el fallo de la beta contable para predecir el riesgo de mercado: «La razón es que la covarianza entre los resultados realizados por la empresa y por el mercado en el mismo período cubre sólo parte del coeficiente beta de mercado» [Berglund 1993, p. 9]. La beta contable, según se expone en la expresión [1], sólo considera el primer término del numerador de la expresión [5]. Así pues, este argumento permite comprender el éxito relativo de otros datos conta-

(3) En lugar de considerar flujos de caja, Berglund se refiere a resultados, haciendo la suposición de que todos los beneficios del período se pagan en forma de dividendos.

bles para explicar el riesgo sistemático, y sugiere la conveniencia de incorporar los datos de flujos de caja con la finalidad de predecir esa variable.

Desde nuestro punto de vista es muy probable que ciertas variables fundamentales referidas a la situación financiera de la empresa sean apropiadas para predecir los demás términos en el numerador de [5]. Esta información puede ser útil para indicar la sensibilidad de las expectativas sobre los futuros flujos de caja de las empresas derivadas de cambios en las condiciones generales de los negocios. En definitiva, es lógico pensar que unas empresas reaccionarán de manera distinta, y con mayor o menor velocidad que otras, a cambios en la economía no esperados, dadas las diferencias existentes en sus estructuras económica (grado de inmovilización de sus inversiones) y financiera (nivel de endeudamiento).

El análisis de la solvencia y la liquidez de una empresa se ha referido tradicionalmente a la información sobre flujos de caja [Bierman 1960; Sorter y Benston 1960; Lemke 1970]. Como Andrew *et al.* [1995, p. 2] señalan: «La información sobre flujos de caja puede ser una señal útil de los cambios en la liquidez de una empresa, una señal anticipada de peligro en la solvencia y cambios en las características del riesgo de la empresa.» La aplicación del principio del devengo elimina la volatilidad natural de los flujos de caja, pero esta información es también crucial para evaluar la situación financiera de una empresa, esto es su, habilidad para pagar a los acreedores, empleados, etc. Por tanto, esta clase de información puede ser un indicador del riesgo empresarial, dato fundamental para el proceso de toma de decisiones de inversión. En esta línea Ismail y Kim [1989, p. 127] sugieren que: «El efecto amortiguador, que el proceso contable derivado de la aplicación del devengo tiene, puede hacer que las series de resultados produzcan una medida de riesgo que sea peor subrogado del riesgo de mercado que el que se derivaría de las series de flujos de caja».

En nuestra opinión, el contenido informativo del resultado debería ser distinto al de los flujos de caja. En la medida que, partiendo del resultado, para obtener datos de flujos de caja hay que realizar ciertos ajustes, pensamos que es interesante analizar si los ajustes tanto a largo como a corto plazo contienen información adicional sobre el riesgo de mercado de una empresa. Nos centramos en el resultado ordinario, ya que al ser más regular posee, en principio, una mayor capacidad predictiva, de ahí que se considere el resultado de mayor calidad (4).

(4) Si bien una interpretación bastante extendida de calidad del resultado consiste en considerar que cuanto mayor es el grado de conservadurismo, mayor es la calidad, no es este el sentido que se da al término calidad en este caso, sino el de capacidad predictiva de futuros flujos de caja. Puede verse BERNSTEIN y SIEGEL [1979].

Además, para calcular la beta contable se suelen dividir los resultados, los de la empresa y el mercado, por el precio de cotización, y en tal caso la beta contable se considera una estimación del riesgo sistemático porque el ratio beneficios/precio es una aproximación del ratio de rentabilidad esperada del mercado. Sin embargo, esto sólo es adecuado si los beneficios son realmente un subrogado de los futuros flujos de caja [Watts y Zimmerman, 1986, p. 118]. Pero como argumentan Ismail y Kim [1989, p. 126]: «La idea de que los beneficios del período son mejor subrogado de los futuros flujos de caja no está libre de críticas.» Por ello si los flujos de caja obtenidos son subrogados de los futuros flujos de caja, podemos definir una beta contable basada en flujos de caja como subrogado de la β del mercado. Así pues, analizaremos si distintas medidas de riesgo basadas en medidas de flujos de fondos tienen capacidad incremental para explicar la beta del mercado, sobre la de la medida del riesgo basada en los beneficios.

3. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La relación entre variables contables y riesgo sistemático ha sido analizada en diversos trabajos. Aunque no es nuestro propósito hacer una revisión exhaustiva de toda esta literatura, sí creemos necesario constatar que en ellos se concluye que ciertas magnitudes contables, tales como el endeudamiento, el tamaño y el crecimiento del activo, entre otras, así como algunas betas contables guardan una relación estadística con esa medida de riesgo (5).

La búsqueda de una relación entre el riesgo de mercado y el riesgo contable no es una idea nueva. Ya en los años setenta se realizaron trabajos en los que, tomando como referencia la teoría de cartera, se investigó en qué medida los datos contables son útiles para determinar el riesgo sistemático de las acciones [Ball y Brown 1969; Beaver, Kettler y Scholes 1970; Rosenberg y McKibben 1973; Gonedes 1973 y 1975; Beaver y Manegold 1975; Bildersee 1975; Hill y Stone 1980]. En dichos trabajos se manejan diversas variables contables, además de la beta contable, pero conviene destacar que no hay una única definición para esta beta. Por el contrario, existe una amplia gama en función de cómo se mide la renta-

(5) Puede verse el reciente trabajo de AZOFRA *et al.* [1997] en donde se analizan los factores que inciden en el riesgo de las empresas industriales españolas, y se hace una revisión exhaustiva de la literatura al respecto.

bilidad que da lugar a la regresión de cuyo parámetro se deriva la mencionada beta. Pero, además, existe otra diferencia importante en los trabajos que hace difícil establecer una sencilla comparación entre ellos, si bien algunos tan sólo establecen correlaciones, otros consideran modelos multivariantes, que, sin embargo, difieren en el resto de variables explicativas. En lo que sigue nos circunscribiremos a aquellos que investigan la relación beta contable-riesgo sistemático.

Ball y Brown [1969] y también Beaver *et al.* [1970] detectaron que la beta beneficios/precio tiene una correlación significativa con la β del mercado. Gonedes [1973] criticó estos resultados, sugiriendo que la relación obtenida podría deberse al uso del precio en ambos lados de la relación, en la rentabilidad del mercado y en el ratio beneficios/precio. De hecho si el precio de cotización se incluye en el denominador del ratio, la llamada beta contable no sería una beta contable pura, dado que el precio no es un dato contable. Ball y Brown [1969] consideraron también otras betas contables, basadas en el beneficio sin deflactar, obteniendo unos resultados menos satisfactorios.

Gonedes [1973] sustituyó el precio de cotización por un dato contable: activo total, pero no detectó correlación significativa entre la beta contable derivada de ese valor y la β del mercado; sin embargo, cuando utilizó las primeras diferencias de los datos contables, sí halló una correlación significativa. Este estudio fue criticado por Beaver y Manegold [1975], por haber empleado el activo total como denominador de la medida de rentabilidad que tiene en el numerador el resultado. Ellos determinaron la correlación de la β de mercado con tres betas contables basadas en tres ratios de rentabilidad: 1. resultado dividido por activo; 2. rentabilidad del neto, y 3. beneficios/precio. Sus resultados confirman que la mayor correlación es la obtenida con el tercer ratio, aunque el margen de superioridad no es muy grande. Las betas contables puras también producen una correlación significativa con la β del mercado. Sin embargo, los resultados no mejoraron al utilizar las primeras diferencias.

Algunos años más tarde, y siguiendo la metodología de Beaver *et al.*, Arcas [1991] analizó la relación entre el riesgo sistemático y algunas variables contables para una muestra de bancos españoles. Sus resultados muestran una correlación positiva, aunque baja, entre riesgo sistemático y la beta beneficios/precio, siendo mayor la obtenida con otras variables contables.

Debe tenerse en cuenta que los datos contables pretenden medir el riesgo total, que incluye el riesgo sistemático y el no sistemático, pero la β de mercado sólo mide el primero. Si admitimos que ambos tipos de riesgo están positivamente correlacionados, podemos utilizar datos con-

tables como subrogados del riesgo sistemático, aunque es muy probable que las correlaciones no sean muy altas. Es probable que otros datos suministren información adicional que combinada con los datos contables ayude a medir el riesgo de mercado [Bildersee 1975, p. 82].

Siguiendo este razonamiento Rosenberg y McKibben [1973], Bildersee [1975], y Hill y Stone [1980] utilizaron la beta contable para explicar el riesgo de mercado en un contexto multivariante. Los resultados del primer estudio sugieren que la beta contable no tiene poder explicativo significativo. Bildersee utilizó la beta contable deflactada por el precio de cotización, junto con otras variables contables y no contables. Sus resultados confirman que las relaciones obtenidas al utilizar conjuntamente ambos tipos de información son más consistentes, si bien la beta contable es una de las variables independientes relevantes. Hill y Stone consideraron dos betas contables diferentes: rentabilidad del activo (resultado operativo dividido por el activo total) y rentabilidad del neto (resultado dividido por neto), así como varias medidas de la estructura financiera, sus resultados indican que los cambios en las variables son determinantes de los cambios de la beta del mercado entre un período y otro.

Finalmente nos referimos a los tres trabajos [Ismail y Kim 1989; Andrew y Dowling 1994; Andrew *et al.* 1995] que consideran la capacidad de las medidas basadas en el criterio de caja para predecir la beta del mercado, si bien no dan una explicación formal para el uso de estas nuevas variables. El trabajo de Ismail y Kim se refiere a un período de 19 años [1967-1985], y en él se manejan datos de 272 empresas cotizadas en el NYSE. Los otros dos trabajos están basados en la bolsa de Sidney, y son muy similares entre sí. El primero considera 68 empresas en el período 1987-1990, y en el segundo el período se alarga hasta 1992, aunque la muestra se reduce a 44 empresas. Todos consideran la influencia de algunas betas contables (basadas en beneficios, flujos de fondos y flujos de caja) sobre el riesgo de mercado, aunque sólo en el trabajo realizado en EE.UU. se deflactan las variables contables utilizando el precio de cotización.

Los resultados del primero y los otros dos estudios son en cierta medida contradictorios. Aunque todos sugieren que la información de flujos de caja proporciona información adicional sobre el riesgo de mercado a la contenida en los beneficios, difieren en el efecto de la información sobre flujos de fondos. Ismail y Kim concluyen que esta variable mejora el poder explicativo de los modelos de regresión que usan una medida de riesgo basada en los beneficios, pero los resultados de Andrew y Dowling, y Andrew *et al.* no apoyan esta conclusión. Dada la similitud de estos dos estudios, nos referiremos en lo que sigue únicamente al segundo.

4. METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN

Este trabajo se ha llevado a cabo con el ánimo de corroborar en el caso español los resultados de trabajos anteriores tendentes a evaluar la asociación entre diferentes betas contables, calculadas a partir de variables flujos, y las betas de mercado [Ismail y Kim (I&K) 1989, Andrew *et al.* (A *et al.*) 1995].

El estudio se centra en el análisis de la asociación, a través de modelos de regresión univariantes y multivariantes, entre betas contables y betas bursátiles. La variable dependiente siempre es la beta de mercado obtenida a partir de información bursátil, y las independientes son medidas del riesgo sistemático calculadas a partir de información contable, se trata de variables flujos tales como ganancias, capital circulante de las operaciones y tesorería generada por las operaciones, son las llamadas betas contables.

A diferencia de los trabajos pioneros sobre este particular, que han sido referenciados previamente, no sólo se analiza la capacidad explicativa incremental de las variables flujos financieros con respecto al beneficio, sino también el posible aporte informativo que supone la descomposición del resultado en tesorería generada por las operaciones, ajustes a largo plazo y ajustes a corto plazo.

4.1. LA MUESTRA OBJETO DE ESTUDIO

La población objeto de estudio está formada por las compañías no financieras con cotización en la Bolsa de Madrid y la investigación se refiere al período 1980-1990. En esos años el número medio de sociedades no financieras con cotización en dicha bolsa era de aproximadamente unas 200 empresas. Una vez eliminadas aquellas compañías para las que no disponíamos de información contable o bursátil, o que tenían valores límites, la muestra quedó definitivamente configurada con 35 empresas para el período 1980-1990 (Anexo I). Estas empresas representan un 33 por 100 del conjunto de compañías que forman el Índice de la Bolsa de Madrid (6) en 1980, porcentaje que asciende al 39 por 100 en 1990. La regla utilizada para determinar las observaciones extremas ha consistido

(6) Teniendo en cuenta la ponderación que cada empresa tiene en el citado índice, pero eliminado el sector financiero del mismo.

en identificar, y eliminar de la muestra, aquellas observaciones cuyo valor excediese a la media aritmética más/menos tres veces la desviación típica.

Dado el pequeño tamaño de la muestra, aunque en términos relativos significativo, tanto con respecto al número de empresas que cotizan, como respecto a las que integran el Índice de la Bolsa de Madrid, no hemos considerado tal como se hace en los trabajos de I&K y A. *et al.*, la posibilidad de ampliar el estudio de asociaciones con formación de carteras, limitándose por tanto nuestro análisis al riesgo sistemático de los valores a título individual.

4.2. LAS VARIABLES

Las betas bursátiles se estimaron a partir de las cotizaciones mensuales de los títulos durante el período 1980-1990, utilizando el tradicional modelo de mercado.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde $R_{i,t}$, $R_{m,t}$ and $\varepsilon_{i,t}$ son variables aleatorias. $R_{i,t}$ es la rentabilidad del título i para el período t , donde t abarca en este estudio desde febrero del 80 hasta diciembre de 1990. $R_{m,t}$ es la rentabilidad media del mercado (Índice de la Bolsa de Madrid desde febrero del 80 hasta diciembre de 1990) y $\varepsilon_{i,t}$ es el error aleatorio con media nula y varianza constante. $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$, $\sigma(R_{m,t}, \varepsilon_{i,t}) = 0$, $\sigma(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) = 0$. Finalmente β_i es la beta bursátil o riesgo sistemático del título i .

En cuanto a las betas contables, fueron calculadas a partir de observaciones anuales para el período 1980-1990, utilizando regresiones mínimo cuadráticas para su estimación:

$$r_{i,t} = a_i + b_i r_{m,t} + e_{i,t}$$

Donde $r_{i,t}$, $r_{m,t}$ y $e_{i,t}$ son variables aleatorias. $r_{i,t}$ es una aproximación a la rentabilidad del título i en el año t a partir de información contable. $r_{m,t}$ sería la media aritmética de las rentabilidades calculadas sobre la base contable, utilizando las correspondientes a las 35 empresas que forman la muestra para cada año y $e_{i,t}$ es el error aleatorio: $E(e_{i,t}) = 0$, $\sigma(r_{m,t}, e_{i,t}) = 0$, $\sigma(e_{i,t}, e_{j,t}) = 0$. Finalmente b_i es la beta contable o riesgo sistemático del título i calculado a partir de información contable.

Las variables flujos empleadas, las cuales sirven como base para el cálculo de las aproximaciones a la rentabilidad, fueron las siguientes: Resultado de Explotación, Resultado Ordinario, Capital Circulante de las Operaciones (CCO), Capital Circulante Monetario de las Operaciones (CCMO) y Tesorería Generada por las Operaciones (TGO). Todas ellas se encuentran relacionadas entre sí, ya que:

RE_{it} = Resultado de la Explotación $_{it}$.

RO_{it} = Resultado Ordinario $_{it}$ = RE_{it} + Resultado Financiero $_{it}$.

CCO_{it} = Resultado Ordinario $_{it}$ + Dotación Amortizaciones $_{it}$ + Dotación Provisiones elementos fijos $_{it}$.

$CCMO_{it}$ = CCO_{it} + Existencias $_{it-1}$ - Existencias $_{it}$.

TGO_{it} = $CCMO_{it}$ + (Clientes $_{it-1}$ + Cobros diferidos $_{it-1}$) - (Clientes $_{it}$ + Cobros diferidos $_{it}$) - (Proveedores $_{it-1}$ + Pagos diferidos $_{it-1}$) + (Proveedores $_{it}$ + Pagos diferidos $_{it}$).

Las correlaciones entre estas variables se muestran en la Tabla I, siendo todas significativas a un nivel del 1 por 1.000, tanto en el caso de utilizar coeficientes de Pearson como Spearman.

TABLA 1

CORRELACIONES ENTRE VARIABLES CONTABLES
EN TÉRMINOS DE FLUJOS

<i>Pearson Spearman</i>	<i>RO</i>	<i>RE</i>	<i>CCO</i>	<i>CCMO</i>	<i>TGO</i>
<i>RO</i>	1.00				
Resultado Ordinario	1				
<i>RE</i>	0.946	1.00			
Resultado de la Explotación	0.761	1			
<i>CCO</i>	0.804	0.868	1.00		
Capital Circulante de las Operaciones.....	0.891	0.785	1		
<i>CCMO</i>	0.790	0.858	0.997	1.00	
Capital Circul. Monet. de las Operac.	0.790	0.704	0.896	1	
<i>TGO</i>	0.464	0.530	0.690	0.690	1.00
Tesorería generada por las operaciones .	0.492	0.429	0.550	0.545	1

Estos resultados son similares a los que se obtuvieron al ser deflactadas las variables indicadas por otras variables, tales como recursos propios, ventas, activo total y exigible. Al igual que en otros trabajos [Gombola y Ketz 1983a, b; Bowen *et al.* 1986; Thode *et al.* 1986; Arnold *et al.* 1991; Percy y Stockes 1992; Loreck *et al.* 1993; Larrán 1996] se observa que las variables tradicionalmente utilizadas por los analistas como subrogados del *cash-flow* en su interpretación económica (CCO, o CCMO) están muy asociadas de una forma significativa con los resultados, tanto con el de la explotación como con el ordinario, y, por tanto, difícilmente aporten algún tipo de información adicional a la proporcionada por los resultados; mientras que la baja asociación con la variable tesorería generada por las operaciones, es decir, la acepción monetaria o financiera del *cash-flow*, sugiere que ésta tal vez sí aporte información diferenciada a la del resultado.

Para el cálculo de las betas contables, a diferencia del trabajo de A *et al.* en donde emplean las variables flujos financieros en términos absolutos, y el de I&K que utilizan el valor de los flujos financieros relativizado a través del valor de cotización, hemos optado por deflactar utilizando distintas variables contables. Una ventaja importante que se logra al deflactar, sea cual sea el denominador empleado, es que se elimina, o al menos se reduce, el problema de la heteroscedasticidad en las regresiones. En cuanto al empleo de un deflactor u otro, el hecho de optar por variables contables, en lugar de usar el precio de mercado, se debe al deseo de evitar correlaciones espúreas y circularidad en los razonamientos, que derivan de manejar información bursátil en la variable dependiente y una mezcla de esta información y de la de naturaleza contable en las independientes. De los distintos deflatores utilizados en el estudio —ventas, activo, exigible y recursos propios—, nos limitaremos a exponer los obtenidos con los recursos propios, si bien debe tenerse en cuenta que los resultados y conclusiones obtenidas no son significativamente distintas de las alcanzadas con el uso de otros deflatores contables. Aunque sí se obtienen mayores coeficientes de correlación entre las betas obtenidas utilizando los recursos propios que con el resto de variables manejadas.

No obstante, la razón que nos ha llevado a adoptar esta decisión radica en la mayor solidez teórica del ratio resultado/recursos propios como indicador de la rentabilidad financiera, dadas las relaciones existentes entre numerador y denominador (7). Además, como señalan Beaver y Mane-

(7) El numerador de este ratio es el resultado ordinario, el cual incluye tanto el resultado de explotación como el financiero. Aunque podríamos haber incluido resultados extraordinarios e impuesto sobre sociedades, hemos excluido los primeros porque consideramos más apropiado utilizar una medida de excedente más permanente, mientras que la

gold [1975, p. 241]: «Ya que la beta de mercado es una medida del riesgo de los títulos comunes u ordinarios, no de toda la empresa, una definición de neto ordinario parece más adecuada para los datos contables.»

En definitiva, las rentabilidades contables calculadas para cada empresa, es decir, las distintas rit que se utilizan para el cálculo de las betas contables (*bi*) son las siguientes:

1. Resultado de explotación del ejercicio dividido entre recursos propios (*rRE*).
2. Resultado ordinario del ejercicio dividido entre recursos propios (*rRO*).
3. Capital circulante de las operaciones dividido entre recursos propios (*rCCO*).
4. Capital circulante monetario de las operaciones dividido por recursos propios (*rCCMO*).
5. Tesorería generada por las operaciones dividido por recursos propios (*rTGO*).

El uso del mismo deflactor, recursos propios al final del período, para el cálculo de las distintas rentabilidades nos permite centrar el análisis de las diferencias obtenidas para las distintas betas en los numeradores de los mencionados ratios, lo que puede justificarse por la mayor o menor aplicación del principio del devengo para el cálculo del excedente (8). Estas diferencias entre las variables flujos utilizadas, que no son otra cosa que los ajustes efectuados para eliminar la aplicación del devengo, han sido divididas en ajustes a largo plazo y corto plazo, que igualmente han sido utilizados para estimar dos nuevas betas contables:

6. Ajustes a largo plazo dividido entre recursos propios (*rALP*). Esta variable medirá la diferencia entre el resultado ordinario y el capital circulante de las operaciones. En concreto, recoge todas aquellas anotaciones efectuadas a la cuenta de resultados que no suponen orígenes ni aplicaciones del fondo de maniobra.
7. Ajustes a corto plazo dividido entre recursos propios (*rACP*). Los ajustes a corto plazo reflejan la diferencia entre el capital circulan-

no consideración del impuesto se debe¹ al hecho de que pensamos que dada la relación con el resultado, no va a influir significativamente en el análisis [puede verse Giner y Reverte 1998]. Respecto al denominador consideramos las fuentes de financiación que se remuneran a través de ese excedente.

(8) Se podría argumentar que el denominador del ratio que incluye en el numerador el resultado de la explotación debería de ser o bien el activo total, para así tener una medida de la rentabilidad económica, o bien las ventas, para conocer el margen empresarial, pero ello dificultaría las comparaciones al incluir más elementos que la disyuntiva devengo-caja en la que se centra este trabajo.

te de las operaciones y la tesorería generada por las operaciones, por tanto reflejan aquella parte del resultado que aún no se ha materializado en tesorería, pero que sí lo hará a corto plazo.

5. RESULTADOS

En la Tabla 2 se presentan los estadísticos descriptivos, medias y desviaciones típicas relativas tanto a las betas de mercado como a las calculadas a partir de los diferentes ratios contables. Los resultados muestran una cierta consistencia con los trabajos realizados en otros países y ya señalados anteriormente, en el sentido de que las betas contables tienen una mayor desviación típica de tipo *cross-sectional* que las betas de mercado, lo cual puede deberse, entre otras, a las siguientes razones:

1. Para el cálculo de la beta de mercado se suelen utilizar cotizaciones mensuales y para las betas contables normalmente se usan las observaciones anuales.
2. La R_m , o rentabilidad media del mercado, se calcula de acuerdo con el Índice Medio del Mercado, utilizando todas las empresas que cotizan; mientras que para el cálculo de la r_m , o aproximación contable a la rentabilidad media del mercado, sólo se utilizan las empresas que componen la muestra objeto de estudio.

TABLA 2

BETAS (1980-1990)

<i>Betas</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación típica</i>
Beta Mercado	0.660	0.261
Beta Resultato Ordinario	0.985	1.602
Beta Resultado de Explotación	0.947	2.925
Beta CCO	0.995	1.624
Beta CCMO	0.024	2.502
Beta TGO	0.972	4.194
Beta Ajustes a Largo Plazo	1.007	2.368
Beta Ajustes a Corto Plazo	0.973	4.114

Las medias de las betas contables (derivadas del resultado ordinario, capital circulante de las operaciones y tesorería generada por las operaciones) están en nuestro caso más cerca de las obtenidas por I&K para el mercado bursátil neoyorquino, que de las obtenidas por A. *et al.* en el mercado australiano. Al igual que en el primer estudio la variable con mayor desviación típica es la que se deriva de la aplicación del principio de caja. Por tanto, la hipótesis sobre la tendencia de las empresas a alisar sus flujos de caja cambiando el comportamiento a corto plazo de los cobros y pagos, que sugerían Andrew *et al.*, no es consistente con nuestros resultados. Aunque en la literatura contable las prácticas de alisamiento son consideradas normalmente como mecanismos para eliminar las fluctuaciones de las ganancias, y así obtener un nivel estable de resultados, en este contexto el concepto de alisamiento se entiende como una adaptación de los indicadores económicos de la empresa a los de otras empresas del mercado. Al igual que en el trabajo de I&K, la beta calculada a partir del resultado ordinario nos muestra la menor desviación típica, siendo por tanto este resultado consistente con la hipótesis de tendencia de aproximación del beneficio hacia el mercado.

5.1. RESULTADO DEL ESTUDIO DE LAS ASOCIACIONES ENTRE BETAS CONTABLES Y BETAS BURSÁTILES

En la Tabla 3 se presenta la matriz de correlaciones a través de coeficientes de Spearman, entre las betas contables y bursátiles (9).

(9) Al utilizar otros deflatores para el cálculo de las betas se obtienen unas correlaciones menores. Así, al emplear los recursos propios se observa en la Tabla 3 una correlación entre las betas resultado ordinario y las betas del mercado de 0.372, mientras que cuando se deflacta con la cifra de ventas la correlación es de 0.1811, si se deflacta con deudas es de 0.3250, y de 0.2411 al hacerlo con la magnitud activo. Lo mismo ocurriría prácticamente con cualquiera de las betas contables utilizadas. Los resultados y conclusiones del trabajo no variarían con el uso de otros deflatores, aunque en general las correlaciones son menores para todas las variables y modelos.

TABLA 3
MATRIZ DE CORRELACIONES ENTRE BETAS CONTABLES Y BURSÁTILES

<i>Betas</i>	<i>Beta Mercado</i>	<i>R</i>	<i>RE</i>	<i>CC</i>	<i>CCM</i>	<i>TGO</i>	<i>A L/P</i>	<i>A C/P</i>
Beta Mercado	1							
Beta Resultado Ejercicio..... (<i>R</i>)	0,3717*	1						
Beta Resultado Explotación..... (<i>RE</i>)	0,1617	0,2110	1					
Beta Capital Circulante	0.2226	0.6318***	0.2504	1				
Beta Capital Circulante Monetario	0.1565	0.6193***	0.1181	0.6776***	1			
Beta Tesorería Generada por las Operaciones . (<i>TGO</i>)	-0.1067	0.1899	-0.0595	0.1676	0.2691	1		
Beta Ajustes a L/P	04670**	0.5593***	0.2051	0.1946	0.4630**	0.0434	1	
Beta Ajustes a C/P	-0.1389	0.1799	0.1852	0.2110	0.2752	0.9903***	0.0270	1

* Significativo al 5 por 100.

** Significativo al 1 por 100.

*** Significativo al 0.1 por 100.

A continuación, y con objeto de no hacer excesivamente complejo el análisis de los resultados, eliminamos de las regresiones las betas calculadas a partir del resultado de explotación y el capital circulante monetario, puesto que junto con las calculadas a partir de la tesorería generada por las operaciones y los ajustes a corto plazo son las que muestran una asociación más baja con la beta de mercado. No obstante, mantenemos estas dos últimas variables ya que ello nos permite analizar la clásica descomposición del resultado en tesorería y ajustes a los que nos referiremos más adelante. Además, las variables *RO* (resultado ordinario), *CCO* (capital circulante de las operaciones) y *TGO* (tesorería generada por las operaciones) son las tres variables más representativas, y las más empleadas en la investigación empírica de referencia, de las distintas interpretaciones de excedente empresarial.

A diferencia de los trabajos pioneros, y sin considerar de momento las betas derivadas de los ajustes a corto y largo plazo que no son contemplados en dichos estudios, la beta calculada a partir del resultado contable es la que ofrece una mayor asociación con la beta de mercado, siendo precisamente la derivada de la tesorería generada por las operaciones la que presenta la menor asociación con la beta bursátil, situándose la beta del capital circulante de las operaciones entre ambas. Dada la asociación que hay entre las betas contables derivadas del resultado y del *CCO*, es de esperar que la capacidad explicativa incremental de la beta *CCO* sea inferior a la de la beta *TGO* cuando se añaden ambas a la beta *RO*. No obstante lo dicho, las correlaciones observadas no son muy elevadas, por lo que el uso de estas variables en un modelo multivariante no debe conllevar problemas de multicolinealidad.

De todas las variables manejadas en el trabajo, la que mayor nivel de asociación presenta con la beta de mercado es la derivada de los ajustes a largo plazo (fundamentalmente derivados de las dotaciones a amortizaciones y provisiones). Lo anterior sugiere que la política de amortizaciones de las empresas, y su mayor o menor relación con la practicada por el resto de empresas del mercado bursátil, condicionan el riesgo sistemático de los títulos. En otras palabras, cuanto más asociación haya entre las expectativas negativas de generación de tesorería (reposiciones de activos, gastos y pérdidas futuras) de la empresa con respecto a las del resto de empresas que cotizan, más dependencia tendrá la rentabilidad del título de la rentabilidad del mercado.

Cabe destacar que la elevada correlación entre la beta tesorería de las operaciones y la de ajustes a corto plazo puede producir problemas de multicolinealidad en caso de que ambas se combinen en un modelo multivariante.

5.2. ANÁLISIS DEL CONTENIDO INFORMATIVO INCREMENTAL

Al igual que en trabajos anteriores, hemos analizado si, dada una variable, otra u otras variables poseen contenido explicativo incremental para explicar el riesgo de mercado. Para ello hemos realizado regresiones lineales en tres niveles. Primero, hemos utilizado un modelo de regresión simple, donde cada beta contable es la variable independiente y la beta de mercado la dependiente, ello da lugar a los modelos 1 al 3. Segundo, hemos añadido otra variable con objeto de analizar si de este modo mejora el modelo, así se obtienen los modelos 4 al 6. En tercer lugar, hemos analizado también la posible mejora del modelo cuando se añade una tercera variable, lo que da lugar al modelo 7. Para apreciar la mejoría en el modelo derivada de la inclusión de variables, comparamos el coeficiente de determinación ajustado, y vemos la significatividad de las variables.

La Tabla 4 recoge los coeficientes de las variables independientes, los estadísticos t , los coeficientes de determinación y la suma de los errores al cuadrado de las regresiones:

En el estudio de cada una de las variables considerada aisladamente, la beta contable que presenta la mayor asociación con la beta de mercado es la basada en el resultado (modelo 1), además de tratarse de la única variable que presenta coeficientes significativamente distintos de cero en los diversos modelos estimados; por tanto la beta calculada a partir del resultado parece tener mejor capacidad explicativa del riesgo sistemático que las otras dos betas contables. Como puede verse en la Tabla 4 el R^2 del modelo que incluye la beta resultado es 11,4 por 100, mientras que al emplear las otras dos variables se obtienen unos coeficientes de determinación muy bajos, del orden del 2,8 por 100. Este resultado contradice los obtenidos en estudios previos [I&K, y A *et al.*], en los que la variable de mayor capacidad explicativa es la beta calculada a partir de la tesorería generada por las operaciones.

Igualmente habría que añadir que cuando a la beta *RO* se le añade la beta *CCO* o la beta *TGO* (modelos 4 y 5), el único coeficiente significativo en los modelos es el relativo al resultado. El R^2 ajustado del modelo 5 revela una mejoría con respecto al modelo 1, aunque muy leve; sin embargo, el R^2 ajustado del modelo 4 es incluso menor que el del modelo 1. De ello deducimos la falta de capacidad explicativa incremental de la beta

TABLA 4
REGRESIONES DE BETAS CONTABLES Y DE MERCADO

Modelo	Variables independientes			Coeficientes (estadístico t)			R ² (R ² Ajustado)	Suma de Errores cuadrado
	x ₁	x ₂	x ₃	x ₁	x ₂	x ₃		
1	Beta RO			0.057* (2.124)			0.114 (0.08887)	2.256
2	Beta CCO			0.028 (1.016)			0.029 (0.00090)	2.473
3	Beta TGO			0.0106 (1.005)			0.028 (0.00026)	2.475
4	Beta RO	Beta CCO		0.086* (2.039)	-0.037 (-0.893)		0.134 (0.08356)	2.204
5	Beta RO	Beta TGO		0.058* (2.168)	0.011 (1.126)		0.146 (0.09581)	2.175
6	Beta CCO	Beta TGO		0.032 (1.146)	0.012 (1.316)		0.064 (0.00913)	2.383
7	Beta RO	Beta CCO	Beta TGO	0.082** (1.940)	-0.031 (-0.740)	0.010 (1.001)	0.160 (0.08361)	2.139

* Significativo al 5 por 100.

** Significativo al 10 por 100.

calculada a partir del *CCO* y la muy escasa capacidad incremental de la beta *TGO* para explicar el riesgo de mercado.

Por otra parte, cuando a la beta resultado se le añaden las dos variables flujos (modelo 7), aunque la suma de errores al cuadrado disminuye, no mejora el R^2 ajustado, siendo nuevamente el coeficiente de la beta resultado el único significativamente distinto de cero de los tres obtenidos en el modelo.

La falta de significatividad de la beta *CCO* y la beta *TGO* para explicar el riesgo sistemático se confirma en el modelo 6, donde ninguno de los coeficientes de las variables son significativamente distintos de cero.

5.3. LA DESCOMPOSICIÓN DEL RESULTADO Y EL RIESGO SISTEMÁTICO

Otra forma de analizar la utilidad de la magnitud flujos de caja es considerando que la tesorería es el concepto primitivo de información empresarial y cuestionar si los ajustes provocados por la aplicación del devengo, y que se llevan a cabo a través del proceso contable para determinar la magnitud resultado del período, mejoran el contenido informativo del primer concepto [Larrán 1997]. Si bien el Financial Accounting Standards Board (FASB), al igual que otros organismos, opina que la capacidad explicativa del beneficio es superior a la de los flujos de tesorería históricos para predecir los flujos de tesorería futuros, admite que la descomposición del primero en sus componentes es superior al del beneficio considerado globalmente a los mencionados efectos. Ello nos lleva a fraccionar el beneficio en tres componentes: Flujo de Tesorería de las Operaciones, Ajustes a largo plazo y Ajustes a corto plazo, a fin de analizar la contribución de cada uno de ellos a la explicación del riesgo sistemático. Así pues, tenemos las siguientes relaciones:

$$\begin{array}{l} \text{Beneficio} \\ +/\text{-} \quad \text{Ajuste a Largo Plazo (ALP)} \\ \hline \text{Capital Circulante de las Operaciones (CCO)} \\ +/\text{-} \quad \text{Ajustes a Corto Plazo (ACP)} \\ \hline = \quad \text{Tesorería generadora por las operaciones (TGO)} \end{array}$$

El componente tesorería generada por las operaciones (*TGO*) lo forma la parte del resultado que se ha materializado en tesorería, aunque parte de la misma pueda deberse a beneficios de ejercicios anteriores, como

los cobros por ventas no realizadas en el presente ejercicio, o a resultados de ejercicios posteriores, como pagos anticipados o anticipos a proveedores o de clientes.

Los ajustes a largo plazo (*ALP*), como las amortizaciones y provisiones, no son salidas de tesorería, pero están indicando pérdidas o disminuciones de activos, o, en su caso, exigibles inciertos futuros. Es por ello que, al hacer referencia a expectativas de disminuciones de flujos de tesorería, este componente del resultado podría tener contenido informativo para predecir los flujos futuros de tesorería.

En cuanto a los ajustes a corto plazo (*ACP*), se refieren a las variaciones de activos y pasivos circulantes ligados a la explotación, y recogen, entre otras partidas, la parte de ingresos y gastos aún no cobrados o pagados, lo cual afectará negativa o positivamente a la tesorería del ejercicio próximo. Por tanto, en principio, este componente del resultado debería tener contenido informativo para predecir los futuros flujos de tesorería, al menos a corto plazo.

Este enfoque de descomposición del resultado ha sido utilizado en distintos trabajos que evalúan el riesgo no sistemático de las acciones [Rayburn 1986; Wilson 1986 y 1987; Bernard y Stober 1989; Charitou 1993], o para predecir futuros flujos de caja [Gabás y Apellániz 1994; Larrán 1994]. Aunque esta descomposición no ha sido contemplada en el caso de la evaluación del riesgo sistemático, hemos creído oportuna su inclusión en el presente estudio.

A pesar de que los resultados de trabajos previos, e incluso de los expuestos en el presente estudio, sugieren que el principio de devengo parece proveer un contenido informativo superior al de caja, la descomposición del resultado en las tres partes mencionadas anteriormente podría hacer aconsejable la divulgación de información de flujos de caja, y en concreto de Estados de Flujos de Tesorería. La Tabla 5 indica los coeficientes, los estadísticos *t*, los coeficientes de determinación y la suma de los errores al cuadrado de las regresiones que consideran la beta de mercado como la variable dependiente y diversas betas contables, incluidas las referidas a ajustes, como independientes. En ella se incluyen los modelos 1, 2 y 3, que son los mismos que los de la Tabla 4, que ofrecen los resultados univariantes con las tres betas contables ya utilizadas previamente, a ellos se han añadido las nuevas variables resultantes de estimar betas contables con los ajustes a largo y corto plazo, de este modo se obtienen los modelos multivariantes 8, 9 y 10. Además, los ajustes han sido utilizados como única variable independiente en los modelos 11 y 12.

Como se aprecia en la Tabla 5, la beta contable con mayor correlación con la beta de mercado es la obtenida a partir de los ajustes a largo plazo

TABLA 5
LA DESCOMPOSICIÓN DEL RESULTADO Y LA ASOCIACIÓN CON BETA DE MERCADO

Modelo	Variables independientes			Coeficientes (estadístico t)			R ² (R ² Ajustado)	Suma de Errores cuadrado
	x ₁	x ₂	x ₃	x ₁	x ₂	x ₃		
1	Beta RO			0.057* (2.124)			0.114 (0.08887)	2.256
2	Beta CCO			0.028 (1.016)			0.029 (0.00090)	2.473
3	Beta TGO			0.011 (1.005)			0.028 (0.00026)	2.475
8	Beta CCO	Beta ALP		0.006 (0.205)	0.041* (2.141)		0.144 (0.09369)	2.180
9	Beta TGO	Beta ALP	Beta ACP	0.066 (0.379)	0.042* (2.334)	0.009 (0.890)	0.163 (0.11323)	2.133
10	Beta RO	Beta ALP	Beta ACP	0.0318 (0.952)	0.028 (1.260)	0.010 (0.974)	0.185 (0.11079)	2.076
11	Beta ALP			0.043* (2.416)			0.143 (0.11850)	2.183
12	Beta ACP			0.011 (1.010)			0.028 (0.00057)	2.474

* Significativa al 5 por 100.

(el coeficiente de determinación es el 11,8 por 100, frente al 8,9 por 100 obtenido con la beta resultado). En nuestra opinión, esto confirma la importancia del principio del devengo para explicar expectativas sobre futuros flujos de caja negativos.

La descomposición del resultado en capital circulante de las operaciones y ajustes a largo plazo tiene un 0,5 por 100 más de capacidad explicativa que el beneficio, no siendo dicha mejora significativa, ni tampoco significativamente distinto de cero el coeficiente de la variable beta CCO. Además, si comparamos este modelo 8 con el 11, vemos que el aporte de la beta CCO a la beta ALP es negativo, ya que se reduce el R^2 ajustado.

La descomposición del resultado en tesorería generada por las operaciones, ajustes a largo plazo y ajustes a corto plazo, modelo 9, tiene un poder explicativo de un 2,4 por 100 mayor que el modelo 1 que considera la beta resultado. Sin embargo, al igual que en el modelo 8, el único coeficiente significativo al 5 por 100 es el relativo a la beta que se deriva de los ajustes a largo plazo.

El modelo 10, en el que están presentes el resultado y los dos tipos de ajustes, incrementa la capacidad explicativa sobre el resultado en un 2,2 por 100. No obstante, debe tenerse en cuenta que si bien el R^2 aumenta y la suma de errores disminuye, ninguna de las variables es estadísticamente significativa a los niveles habituales de significación.

6. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El principal propósito de este trabajo ha sido contribuir al entendimiento del papel del sistema informativo contable en la economía española, para ello hemos analizado la utilidad de diferentes medidas contables del riesgo para explicar el riesgo sistemático de mercado. Para lograr este objetivo, y siguiendo en la línea de otros trabajos anteriores, hemos investigado si las medidas de riesgo basadas en flujos de tesorería tienen contenido explicativo incremental sobre las basadas en el beneficio para explicar el riesgo de mercado. Además, y a diferencia de trabajos previos, hemos investigado la capacidad explicativa de los ajustes a corto y largo plazo, a través de unas medidas de riesgo calculadas por referencia a estas magnitudes. De los resultados obtenidos se pueden inferir las siguientes conclusiones:

1. En consistencia con los resultados de Ismail y Kim [1989], la beta contable con una mayor desviación típica es la procedente de la te-

sorería generada por las operaciones, lo cual sugiere que es la variable menos expuesta a la manipulación contable por parte de las empresas con el propósito de aproximar el comportamiento de su tesorería al comportamiento medio del mercado.

2. Se observa que la variable beta basada en la tesorería se comporta de modo diferente del resto de las consideradas, a excepción de la beta calculada a través de los ajustes a corto plazo, con la que mantiene una muy elevada correlación. Si bien la correlación de la beta tesorería con la beta beneficio es baja y no significativa, la beta capital circulante de las operaciones muestra una asociación con el beneficio del 63,2 por 100 significativa al 1 por mil.
3. A diferencia de trabajos anteriores, la beta calculada a través de la variable beneficio tiene mayor asociación con la beta de mercado que las basadas en otras medidas de flujos.
4. Los análisis de regresión univariante y multivariante corroboran los comentarios antes realizados, en la medida que la incorporación de la variable beta tesorería a la beta resultado no aumenta realmente su capacidad explicativa. Así pues, en oposición a los estudios previos, concluimos que los flujos financieros no tienen contenido informativo incremental significativo sobre el resultado para explicar la beta de mercado, aunque los resultados sí la tienen sobre la beta capital circulante de las operaciones y la beta tesorería generada por las operaciones.
5. La descomposición de las ganancias en tesorería y ajustes tiene mayor capacidad explicativa que el resultado. No obstante, la beta calculada a partir de los ajustes a largo plazo es la que presenta una mayor asociación, incluso más que el propio resultado. En definitiva, el grado de asociación entre expectativas de flujos de tesorería negativos a largo plazo de la empresa y del mercado es el que más condiciona la medición del riesgo sistemático de cuantos factores hemos contemplado en el mercado español.

Estos resultados no cuestionan el tradicional sistema contable, pero refuerzan la necesidad de la divulgación de información adicional relativa a la aportada por estados de flujos financieros, tal es el caso del Cuadro de Financiación. No obstante, hay una serie de aspectos que tendrían que ser considerados en orden a valorar los resultados obtenidos. Primero, conviene insistir en que la presente investigación sólo trata con ciertas medidas del riesgo sistemático, las llamadas betas contables, por tanto no deja de ser una aproximación parcial a la evaluación del riesgo de mercado. En segundo lugar, la muestra no es muy grande, sólo se han

considerado 35 empresas, habiéndose llevado a cabo el trabajo con títulos individuales y no con carteras. En tercer lugar, al igual que en otros trabajos, la información contable anual se ha utilizado para determinar las medidas contables del riesgo, mientras que las cotizaciones mensuales se usaron para evaluar la beta bursátil. Finalmente, es necesario tener en cuenta el tamaño de la Bolsa de Madrid, lo cual puede condicionar el comportamiento eficiente del mismo.

ANEXO 1

RELACIÓN DE EMPRESAS DE LA MUESTRA

AGUAS DE BARCELONA	KOIKE
ASLAND	PAPELERA ESPAÑOLA
CAF	PORTLAND
CITROËN	PORTLAND LEMOSA
CRISTALERÍA ESPAÑOLA	RENAULT
CROSS	SARRIÓ
CUBIERTAS Y MZOV	SEDA BARCELONA
DRAGADOS Y CONSTRUCCIONES	SEVILLANA DE ELECTRICIDAD
DURO FELGUERA	SNIACE
ENHER	TABACALERA
ELÉCTRICAS REUNIDAS DE ZARAGOZA	TELFÓNICA
FECSA	TUBACEX
FENOSA	TUDOR
FINANZAUTO	URALITA
FOCSA	VALENCIANA DE CEMENTOS
HIDROELÉCTRICA DEL CANTÁBRICO	ZARDOYA
INMOBILIARIA URBIS	ZINC
INMOBILIARIA ZABÁLBURU	

BIBLIOGRAFÍA

- ALI, A. [1994]: «The Incremental Information Content of Earnings, Working Capital from operations and Cash Flows», *Journal of Accounting Research*, vol. 32, núm. 1, Primavera, 61-74.
- ANDREW, B., y DOWLING, L. [1994]: «Accounting Flow Variables and Market Risk», XVII Congress of the European Accounting Association, Venice, Italy.
- ANDREW, B.; DOWLING, L., y O'BRIEN, M. [1995]: «The usefulness of Operating Cash Flow information in predicting security risk», III International Cash Flow Conference. Birmingham, UK
- ANSÓN LAPEÑA, A., y PINA MARTÍNEZ, V. [1994]: «Contenido Informativo de la: Información Económico-Financiera para evaluar la Rentabilidad Empresarial», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXIII, núm. 78, enero-marzo, 143-157.
- APELLÁNIZ, P. [1994]: «Predictive ability of Accrual versus cash flow: Empirical evidence from Spain with Panel Data», 17th Congress of the European Accounting Association, Venice, Italy.
- ARCAS PELLICER, M.^a J. [1991]: «Estudio de la Asociación entre el Riesgo Sistemático del Mercado y determinadas Variables Contables», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XX, núm. 66, enero-marzo, 127-150.
- ARNOLD, A. J.; CLUBB, C. D. B.; MANSON, S., y WEARING, R. T. [1991]: «The relationship between earnings, funds flows and Cash Flows: Evidence for the U.K.», *Accounting and Business Research*, vol. 22, núm. 85, 13-19.
- AZOFRA, V.; RODRÍGUEZ, J. A., y VALLELADO, E. [1997]: «Determinantes del riesgo de la empresas industriales españolas», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXVI, núm. 92, julio-septiembre, 749-775.
- BALL, R., y BROWN, P. [1969]: «Portfolio Theory and Accounting», *Journal of Accounting Research*, Autumn, 300-323
- BEAVER, W. H.; KETTLER, P., y SCHOLES, M. [1970]: «The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures», *The Accounting Review*, October, 654-682.
- BEAVER, W. H., y MANEGOLD, J. [1975]: «The Association between Market-Determined and Accounting-Determined Measures of Systematic Risk: Some Further Evidence», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June, 231-284.
- BERGLUND, T. [1994]: «Measuring the Sistematic risk of a firm accounting data versus stock market returns», 17th Congress of the European Accounting Association, Venecia, Italia.
- BERNARD, V. L., y STOBER, T. L. [1989]: «The Nature and Amount of Information en Cash Flows and Accruals», *The Accounting Review*, vol. LXIV, núm. 4, October, 624-652.
- BERNSTEIN, L. A., y SIEGEL, J. G. [1979]: «The concept of earning quality», *Financial Analysts Journal*, núm. 35, July-August, 72-75.

- BIERMAN, H. [1960]: «Measuring Financial Liquidity», *The Accounting Review*, October, 628-631.
- BILDERSEE, J. S. [1975]: «The association between market-determined measure of risk and alternative measures of risk», *The Accounting Review*, January, 81-98.
- BOARD, J. L. G., y DAY, J. F. S. [1989]: «The information content of Cash Flow figures», *Accounting and Business Research*, vol. 20, núm. 7, 3-11.
- BOWEN, R. M.; BURGSTAHLER, D., y DALEY, L. A. [1986]: «Evidence on the Relationships between earnings and Various Measures of Cash Flow», *The Accounting Review*, vol. LXI, núm. 4, October, 713-725.
- BOWEN, R. M.; BURGSTAHLER, D., y DALEY, L. A. [1987]: «The Incremental information content of Accrual Versus Cash Flows», *The Accounting Review*, vol. LXII, núm. 4, October, 723-747.
- BOWMAN, R. G. [1979]: «The Theoretical Relationship Between Systematic Risk and Financial (Accounting) Variables», *Journal of Finance*, June, 617-630.
- CHARITOU, A. G. [1993]: «The association of earnings, cash flows and accruals with security prices: A cross sectional valuation study», 16th Congress of the European Accounting Association, Turku, Finlandia.
- CHARITOU, A., y FALAS, T. [1993]: «The Role of Earnings and Cash Flows en Explaining Security Returns en the presence of Conflicting Signals», III International Cash Flow Conference. Birmingham, Gran BretañaUK.
- CHARITOU, A. G., y KETZ, E. [1990]: «Valuation of Earnings, Cash Flows and their components: An empirical investigation», *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, vol. 5, núm. 4, Fall, 475-500.
- CHARITOU, A. G., y KETZ, E. [1991]: «An empirical examination of Cash Flow measures», *Abacus*, vol. 27, núm. 1, 51-64.
- DECHOW, P. M. [1994]: «Accounting Earnings and Cash Flows as measures of firm performance. The role of Accounting Accruals», *Journal of Accounting and Economics*, July, 3-42.
- GABÁS, F., y APELLÁNIZ, P. [1994]: «Capacidad predictiva de los componentes del beneficio: Flujos de Tesorería y Ajustes a corto y largo plazo», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, enero-marzo, 107-142.
- GINER, B., y SANCHO, A. [1997]: «Análisis dinámico de la capacidad de los flujos de fondos para determinar los flujos futuros de caja», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXV, núm. 86, enero-marzo, 9-35.
- GINER, B., y REVERTE, C. [1998]: «The value relevance of the earnings decomposition for the Spanish stock market», XXI Congress of the European Accounting Association, Amberes (Bélgica).
- GOMBOLA, M. J., y KETZ, J. E. [1983a]: «A note on cash flow and Classification Pattern of Financial Ratios», *The Accounting Review*, vol. LVII, núm. 1, January, 105-114.
- GOMBOLA, M. J., y KETZ, J. E. [1983b]: «A caveat on measuring Cash Flow and Solvency», *Financial Analysts Journal*, September-October, 66-72.

- GONEDES, N. J. [1973]: «Properties of Accounting Numbers: Models and Tests», *Journal of Accounting Research*, vol.11, núm. 2, 212-237.
- GONEDES, N. [1975]: «Risk, Information, and the effects of special Accounting items on Capital Market Equilibrium», *Journal of Accounting Research*, Autumn, 229-256.
- GREENBERG, R. R.; JOHNSON, G. L., y RAMESH, K. [1986]: «Earnings versus Cash Flow as a predictor of Future Cash Flow measures», *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Fall, 266-277.
- HILL, N. C., y STONE, B. K. [1980]: «Accounting Betas, systematic operating risk, and financial leverage: a risk composition approach to the determinants of systematic risk», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 15, núm. 3, September; 595-637.
- ISMAIL, B. E., y KIM, M. K. [1989]: «On the Association of Cash Flow Variables with Market Risk: Further Evidence», *The Accounting Review*, vol. LXIV, núm. 1, January, 125-136.
- LARRÁN, M. [1994]: «Los Estados de Flujos de Tesorería: Origen, Utilidad y Normalización», Tesis Doctoral, Universidad de Cádiz.
- [1996]: «La asociación entre distintas acepciones del cash flow utilizadas en la literatura contable y financiera: Evidencia empírica», *Análisis Financiero*, núm. 69, pp. 62-77.
- LARRAN, M. [1997]: «Un análisis crítico de la literatura empírica relativa a la contribución de la tesorería generada por las operaciones a la calidad del resultado. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXVI, núm. 91, 387-425.
- LEMKE, K. W. [1970]: «The Evaluation of Liquidity: An Analytical Study», *Journal of Accounting Research*, Primavera, 47-77.
- LIVNAT, J., y ZAROWIN, P. [1990]: «The incremental information content of Cash Flow components», *Journal of Accounting and Economics*, vol. 13, 25-46.
- LORECK, K. S.; SCHAEFER, T. F., y WILLINGER, G. L. [1993]: «Time Series Properties and Predictive Ability of Funds Flows Variables», *The Accounting Review*, vol. 68, núm. 1, January, 151-163.
- PERCY, M., y STOKES, D. J. [1992]: «Further Evidence on Empirical Relationship between Earnings and Cash Flow», *Accounting and Finance*, May, 27-49.
- RAYBURN, J. [1986]: «The association of operating cash flow and Accruals with Security returns», *Journal of the Accounting Research*, Supplement, 112-133.
- ROSENBERG, B., y MCKIBBEN, W. [1973]: «The Prediction of Systematic and specific risk en common stocks», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March, 317-333.
- SCHAEFER, T., y KENNELLY, M. [1986]: «Alternative Cash Flow measures and risk-adjusted returns», *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Fall, 278-287.
- SORTER, G. H., y BENSTON, G. [1960]: «Appraising the defensive position of a firm: The Interval Measure», *The Accounting Review*, núm. 35, 633-640.

- THODE, S. E.; DRTINA, R. E., y LARGAY, J. A. III [1986]: «Operating Cash Flows: A growing Need for Separate Reporting», *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Winter, 46-61.
- WATTS, R. L., y ZIMMERMAN, J. L. [1986]: *Positive Accounting Theory*, Prentice Hall International, Englewood Cliffs, N.J.
- WILSON, G. P. [1986]: «The relative content of Accruals and Cash Flow: Combined evidence of the Earnings Announcement and Annual Report Release Date», *Journal of Accounting Research*, vol. 24, Supplement, 165-220.
- [1987]: «The Incremental Information Content of the Accrual and Funds Components of Earnings after controlling for earnings», *The Accounting Review*, núm. 62, April, 293-322.