

INDICADORES CONTABLES PARA MEDIR EL RIESGO. UTILIDAD DE LA INFORMACIÓN CONTABLE EN EL MERCADO ESPAÑOL

CARLOTA MENÉNDEZ PLANS

*Profesora Titular de Economía Financiera y Contabilidad.
Departamento de Economía de la Empresa.
Universidad Autónoma de Barcelona*

NEUS ORGAZ GUERRERO

*Profesora Ayudante de Economía Financiera y Contabilidad.
Departamento de Economía de la Empresa.
Universidad Autónoma de Barcelona*

CONXITA PINYOL PÉREZ

*Profesora de Econometría y Estadística.
Departamento de Economía e Historia Económica
Universidad Autónoma de Barcelona*

Extracto:

EL objetivo de este trabajo es analizar qué información contable permite medir el riesgo de las empresas que forman parte del Mercado de Capitales Español. Analizamos la información contable publicada por 73 empresas españolas, que cotizaban en el Mercado de Capitales Español durante el período 1992-2002, a través de siete indicadores. Estudiamos la conexión entre la información contable y la beta de las acciones, que es la medida de riesgo que proporciona el mercado de capitales. Analizamos la influencia que puede tener en el nivel de utilidad de la información contable, como medida del riesgo, el hecho de que la beta se determine utilizando el IBEX-35 o el IGBM (Índice General de la Bolsa de Madrid). Los resultados obtenidos muestran que solo utilizando el IBEX-35 existe cierta conexión entre la información contable y el riesgo de mercado, y que solo el endeudamiento y el ratio *payout* explican de forma significativa dicho riesgo.

Palabras clave: riesgo de mercado, medidas contables del riesgo y beta del mercado.

Sumario

1. Introducción.
2. Estudio empírico.
 - 2.1. Metodología.
 - 2.2. Muestra y datos.
3. Resultados.
4. Conclusiones.

Anexo I.

Bibliografía.

1. INTRODUCCIÓN

Una de las variables que adquiere mayor relevancia en el ámbito de la gestión empresarial es la tasa de actualización o rentabilidad mínima exigida. Es una variable fundamental tanto en la toma de decisiones de inversión, en activos financieros o reales, como en los procesos de valoración que a lo largo de la vida se ve sometida la empresa.

El *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) nos permite determinar la rentabilidad mínima exigida o coste de capital a una inversión. Es un modelo basado en un único factor: el riesgo sistemático o de mercado, que se cuantifica a partir de la beta. Aceptando que la beta es la medida correcta del riesgo de las acciones¹, a pesar del trabajo de FAMA y FRENCHS (1992), el propósito de este trabajo es analizar la conexión, en el Mercado de Capitales Español, entre el riesgo medido a través de la beta y la información contable que la empresa proporciona al mercado financiero.

El estudio de la conexión anterior puede ser de gran utilidad si tenemos en cuenta que la estructura empresarial española está formada mayoritariamente por pequeñas y medianas empresas, que no disponen de una medida objetiva del riesgo, pero que sí deben tomar decisiones empresariales que requieren disponer de una tasa de actualización ajustada al riesgo.

Ante la falta de una medida objetiva del riesgo, los directivos profesionales suelen utilizar la beta de una empresa similar, a la que se está analizando, que forma parte del mercado de valores. Sin embargo, este proceder no es correcto por diversos motivos. En primer lugar, para poder utilizar la beta como medida de riesgo es necesario suponer que las acciones de la empresa forman parte de las carteras que construyen los inversores del mercado financiero. En el caso de una pequeña y mediana empresa no es posible cumplir el requisito anterior, que es el que garantiza la diversificación necesaria para considerar que el único riesgo a valorar es el riesgo sistemático, ya que las

¹ A pesar de que en más de una ocasión se ha declarado su muerte, BREALEY, R.; MYERS, S. y MARCUS, A.J. (2004, pág. 235) indican que el modelo del CAPM sigue siendo el modelo dominante del cálculo de las rentabilidades exigidas e ISMAIL, B.E.; KIM, M.K. y KIRK, F.R. (1994) declaran en su trabajo la popularidad de la beta como medida del riesgo de mercado. También GINER, B. y REVERTE C. (2003) encuentran en su análisis que la beta de mercado tiene un papel significativo en la determinación del coste de capital.

acciones no se negocian en el Mercado de Capitales, más bien todo lo contrario, se concentran en el núcleo familiar. En segundo lugar, no es siempre fácil encontrar en el mercado de valores una empresa similar a la que estamos analizando. Ante esta dificultad, se suele recurrir a Mercados de Capitales de mayor tamaño que el nuestro, es decir, con un mayor número de empresas cotizadas, donde, en principio, es más asequible encontrar una empresa de características parecidas. Dado que el riesgo de mercado es diferente para cada mercado de capitales no es correcto trasladar las betas de otro mercado al Mercado de Capitales Español.

En consecuencia, será de gran utilidad encontrar una forma contable de medir nuestro propio riesgo de mercado. Será de gran utilidad para la gestión profesional disponer de una metodología objetiva que permita medir el riesgo. Por ello, en este trabajo pretendemos encontrar una conexión entre las características propias de la empresa, reflejadas en la información contable, y el riesgo del Mercado de Capitales Español. Queremos establecer una metodología que permita cuantificar el riesgo de cualquier activo financiero, con independencia de si cotiza o no en el Mercado de Capitales. Disponiendo de una conexión entre la beta y las medidas contables del riesgo (ARMs) (*Accounting Risk Measures*) podemos llegar a cuantificar de una forma más objetiva el riesgo de una empresa que no forma parte del Mercado de Valores.

El análisis de este trabajo tiene como punto de partida el estudio empírico de BEAVER, KETTLER y SCHOLLES (BKS, 1970). El estudio está basado en datos contables y precios de mercado, de 307 acciones de sectores diferentes, proporcionados por la Bolsa de Nueva York. El análisis empírico manifiesta una relación significativa, a partir de los coeficientes de correlación, entre el riesgo de mercado y los siguientes ratios contables: pago de dividendos, crecimiento de la empresa, endeudamiento, variabilidad de los beneficios y la beta contable.

El interés por analizar la conexión entre el Mercado de Capitales y la información contable ha sido tradicionalmente muy elevado. Diversos trabajos empíricos, anteriores a este, B.E. ISMAIL (1994) y M.K. BERKOWITZ (1998) indican que un modelo que utilice información contable puede ser capaz de proporcionar buenas estimaciones del riesgo de mercado.

En el Mercado de Capitales Español podemos encontrar diversos trabajos previos de referencia, el de M.^a J. ARCAS PELLICER (1991), V. AZOFRA y otros (1997), B. GINER, J. LAFFARGA y M. LARRAN (1999) y B. GINER y C. REVERTE (2003). No obstante, este trabajo presenta ciertas diferencias respecto a los anteriores: la muestra incorpora empresas de todos los sectores de la economía española², el análisis se desarrolla sobre una muestra mucho más amplia, en cuanto a período de tiempo ya que nuestros datos comprenden desde 1992 hasta el 2002 y, además, utilizamos indicadores contables que no se han estudiado en sus trabajos y que la literatura sobre el tema confirma como las medidas contables del riesgo.

Nuestro trabajo puede considerarse innovador ya que analiza, tal y como indican P. ELGERS y D. MURRAY (1982), la importancia que puede tener en los resultados obtenidos la elección de un determinado índice de mercado. Nuestra investigación analiza los efectos sobre los resultados de utilizar

² En el anexo I se detallan las empresas que forman parte de la muestra.

como cartera de mercado el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) o el IBEX-35. P.T. ELGERS y D. MURRAY (1982) pusieron de manifiesto que la elección del índice bursátil incidía en la capacidad de predicción de las medidas contables de riesgo. En la misma línea V. GORDON KARELS y W.H. SACKLEY (1993) analizan los efectos derivados de utilizar dos índices de mercado diferentes.

En este trabajo estimamos la beta de mercado, para una muestra de 73 empresas españolas, utilizando dos índices de mercado diferentes, el IGBM y el IBEX-35. Relacionamos las betas del mercado con la información contable que semestralmente han publicado las empresas desde el 1992 hasta el 2002. Las medidas del riesgo contable que hemos utilizado son siete indicadores, el *payout*, el crecimiento, el endeudamiento, la liquidez, el tamaño, la variabilidad de los beneficios y la beta contable, y algunos de ellos se han calculado utilizando más de una definición. En concreto, hemos estudiado el impacto en los resultados de tres formas posibles de definir la relación de endeudamiento, de dos formas diferentes de calcular la variabilidad de los beneficios y de cinco formas diferentes de estimar la beta contable.

2. ESTUDIO EMPÍRICO

Nuestro estudio empírico se encuentra en la línea de investigación iniciada por BKS en 1970. La finalidad del trabajo consiste en examinar, utilizando datos del Mercado de Capitales Español, el poder explicativo de las medidas contables de riesgo (ARMs). Consiste en analizar en qué medida las ARMs explican el riesgo de mercado cuantificado, según el CAPM, a través de la beta, y qué importancia tiene en el poder explicativo de la información contable la cartera de mercado escogida y las diferentes formas de calcular algunos de los indicadores contables.

Para llevar a cabo nuestro objetivo hemos seguido las siguientes etapas: en primer lugar, presentamos la metodología utilizada para analizar la conexión entre la contabilidad y el mercado financiero; a continuación, realizamos una descripción de la muestra y de los datos utilizados en el estudio empírico; posteriormente, presentamos los resultados obtenidos y, por último, las conclusiones.

2.1. Metodología.

El primer paso en nuestro estudio es estimar la beta de mercado de cada una de las acciones que forman la muestra. Es decir, calculamos el riesgo de mercado para cada una de las empresas.

La beta de mercado para cada empresa i se ha estimado siguiendo el modelo propuesto por W.F. SHARPE (1964):

$$\tilde{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{Mt} + \mu_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1 \dots\dots\dots 73 \text{ empresas} \\ t = 1 \dots\dots\dots 132 \text{ meses} \end{array} \quad [1]$$

donde:

R_{it} = rentabilidad de la acción i en el momento t .

α_i = intersección de la recta de regresión con el eje de coordenadas.

β_i = coeficiente beta de la acción i .

R_{Mt} = rentabilidad de la cartera de mercado en el momento t .

μ_{it} = residuo aleatorio de la regresión, con $E(\mu_{it}) = 0$ y $\sigma(\mu_{it}, R_{Mt}) = 0$

La rentabilidad mensual de cada acción se ha calculado teniendo en cuenta el pago de dividendos y el valor de los derechos preferentes de suscripción. Se ha calculado a partir de la siguiente expresión:

$$\tilde{R}_{it} = \ln \left[\frac{P_{it} + DIV_{it} + DPS_{it}}{P'_{it-1}} \right] \quad [2]$$

donde:

P_{it} = precio final de la acción i en el momento t .

DIV_{it} = dividendo pagado por la acción i en el momento t .

DPS_{it} = valor teórico del derecho de suscripción de la acción i en el momento t .

P'_{it-1} = precio final de la acción i en el período $t-1$ ajustado por los splits que haya realizado la empresa en el período t .

Para el cálculo de la rentabilidad de la cartera de mercado se han utilizado dos índices bursátiles diferentes. Así, primero calculamos la beta de cada una de las acciones utilizando como cartera de mercado el IBEX-35 y, posteriormente, calculamos la beta de cada una de las acciones utilizando como cartera de mercado el IGBM.

El cálculo de la rentabilidad de la cartera de mercado se realiza a partir de la siguiente expresión:

$$R_{Mt} = \ln \frac{I_t}{I_{t-1}} \quad [3]$$

donde

I_t = Índice bursátil elegido (IBEX-35 o IGBM) al final del período t .

I_{t-1} = Índice bursátil elegido (IBEX-35 o IGBM) al final del período $t-1$.

Una vez calculada la beta de mercado de cada una de las acciones de la muestra hemos procedido a aplicar el siguiente modelo de regresión:

$$\beta_i = \gamma_0 + \sum_{j=1}^k \gamma_j (ARM_{ij}) + \varepsilon_i \quad [4]$$

donde

β_i = identifica a la beta de la empresa i obtenida aplicando la ecuación [1].

k = es el número de medidas contables del riesgo utilizadas.

ARM_{ij} = representa a cada una de las medidas contables del riesgo utilizadas para la empresa i .

En concreto aplicamos dos modelos de regresión: un primer modelo donde la variable dependiente es la beta de mercado de cada empresa i , estimada a partir del índice de mercado IBEX-35 y un segundo modelo donde la variable dependiente es la beta de mercado de cada empresa i , estimada a partir del IGBM, es decir, aplicamos:

$$\beta_{IBEXi} = \gamma_0 + \gamma_1 PDIV_i + \gamma_2 CRE_i + \gamma_3 END_i + \gamma_4 LIQ_i + \gamma_5 TAM_i + \gamma_6 VBCIO_i + \gamma_7 BCON_i + \varepsilon_i \quad [5]$$

$$\beta_{IGBMi} = \gamma_0 + \gamma_1 PDIV_i + \gamma_2 CRE_i + \gamma_3 END_i + \gamma_4 LIQ_i + \gamma_5 TAM_i + \gamma_6 VBCIO_i + \gamma_7 BCON_i + \varepsilon_i \quad [6]$$

donde:

β_{IBEXi} = beta de mercado de la acción i utilizando el IBEX-35.

β_{IGBMi} = beta de mercado de la acción i utilizando el IGBM.

γ_0 = coeficiente constante.

γ_j = coeficientes que miden la sensibilidad de cada ARM respecto a la beta de mercado.

$PDIV_i$ = pago de dividendos o ratio *payout*.

CRE_i = crecimiento.

END_i = endeudamiento.

LIQ_i = liquidez.

TAM_i = tamaño del activo.

$VBCIO_i$ = variabilidad del beneficio.

$BCON_i$ = beta contable.

ε_i = valor residual.

Por tanto, las variables independientes que utilizamos como explicativas del riesgo de mercado son siete indicadores contables, los mismos indicadores que tradicionalmente se han analizado. Tres de los siete indicadores, el endeudamiento, la variabilidad de los beneficios y la beta contable, se han calculado utilizando definiciones diferentes. En consecuencia, el número de variables independientes analizadas es de 14. A continuación, definimos y explicamos el cálculo de cada una de las medidas contables del riesgo. Para el cálculo de cada uno de los indicadores contables se ha utilizado la información semestral disponible de cada una de las 73 empresas de la muestra.

Variable nº 1. Pago de dividendos o ratio payout (PDIV).

El ratio *payout* es la relación existente entre el dividendo pagado y el beneficio del accionista. Teniendo en cuenta que las empresas tienden a seguir políticas de dividendos estables podemos considerar, tal y como establecen BKS (1970), que una mayor variabilidad en el beneficio de la empresa implicará en el futuro un ratio de pago de dividendos menor. Así pues, el ratio pago de dividendos puede utilizarse como medida del riesgo asociado a la corriente futura de beneficios.

En este estudio el ratio de pago de dividendos se ha calculado a través de la siguiente expresión:

$$\text{Pago dividendos} = \frac{\sum_{t=1}^T \text{Dividendos pagados}_t}{\sum_{t=1}^T \text{Beneficio después de impuestos}_t} \quad T = 22 \text{ semestres} \quad [7]$$

Variable nº 2. Crecimiento (CRE).

El crecimiento lo hemos cuantificado a través de la relación entre activo final y activo inicial. Parece lógico afirmar que a mayor crecimiento mayor riesgo de la acción si tenemos en cuenta que un mayor crecimiento significa mayores inversiones y, por lo tanto, una mayor incertidumbre en la futura corriente de beneficios.

De acuerdo con BKS (1970), el cálculo del crecimiento corresponde a la siguiente expresión:

$$\text{Crecimiento} = \frac{1}{T} \ln \left(\frac{\text{Activo total}_T}{\text{Activo total}_1} \right) \quad T = 22 \text{ semestres} \quad [8]$$

Variable nº 3. Endeudamiento (END).

La relación de endeudamiento la hemos calculado de tres formas diferentes. La primera definición, END_1 , coincide con la definición utilizada por BKS (1970). Es decir, aplicamos la siguiente expresión:

$$END_1 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\text{Deuda total}_t}{\text{Activo total}_t} \quad T = 22 \text{ semestres} \quad [9]$$

donde la deuda total es la suma de la deuda a largo plazo más la deuda a corto plazo. Es decir, toda la deuda que genera un derecho de cobro previo al pago de beneficios al accionista. BKS (1970) utilizan esta definición basándose en un trabajo anterior, W. BEAVER (1966), en el que se pone de manifiesto que esta relación de endeudamiento muestra una asociación más elevada con el riesgo de quiebra. FARRELLY (1985) utiliza, en su trabajo, la misma definición de la relación de endeudamiento.

La segunda definición de la relación de endeudamiento, END_2 corresponde al siguiente cálculo:

$$END_2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{Deuda}{Pasivo} \quad T=22 \text{ semestres} \quad [10]$$

donde la deuda es únicamente la deuda a medio y largo plazo y el pasivo recoge toda la financiación a medio y largo plazo que ha utilizado la empresa. De esta forma separamos la gestión de la política financiera, decisiones de financiación a medio y largo plazo, de la gestión del circulante que es donde se ubicaría la deuda a corto plazo. En V. AZOFRA (1997) se utiliza esta misma definición y en A. DAMODARAN (1999) también al estudiar la estructura financiera de las empresas.

La tercera definición de la relación de endeudamiento, END_3 , que hemos utilizado en el estudio corresponde al siguiente cálculo:

$$END_3 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{Deuda}{Fondos propios} \quad T=22 \text{ semestres} \quad [11]$$

donde la deuda es la financiación ajena a largo plazo y los fondos propios es el valor contable de la inversión financiada por el accionista. V. AZOFRA (1997) utiliza también esta definición de la relación de endeudamiento y BERKOWITZ (1998) utiliza en su estudio una definición similar de la relación de endeudamiento, al relacionar la deuda con los fondos propios. B. GINER y C. REVERTE (2003) definen en su estudio la relación de endeudamiento como el ratio deuda total dividido por el valor contable de los fondos propios.

Variable n.º 4. Liquidez (LIQ).

Esta medida contable del riesgo la hemos calculado, al igual que BKS (1970), relacionando el activo circulante con el pasivo circulante. El ratio de liquidez queda reflejado de la siguiente forma:

$$LIQ = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{Activo\ circulante_t}{Pasivo\ circulante_t} \quad T=22 \text{ semestres} \quad [12]$$

Aunque BKS (1970) dejan claro que en trabajos anteriores al suyo no se ha encontrado una elevada asociación entre liquidez y riesgo, hemos considerado de interés examinar el nivel explicativo de esta relación en el mercado de capitales español. Existen diversos trabajos como FARRELLY y otros (1985), ISMAIL, KIM y KIRK (1994) y B. GINER y C. REVERTE (2003) que muestran que el ratio liquidez es un ratio explicativo del riesgo de mercado.

Variable n.º 5. Tamaño del activo (TAM).

El tamaño del activo al igual que BKS (1970) y P.T. ELGERS y D. MURRAY (1982) lo hemos calculado mediante el promedio del logaritmo natural del activo total:

$$TAM = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \ln(Total\ activo_t) \quad T = 22 \text{ semestres} \quad [13]$$

Como establecen BKS (1970), se considera que las grandes empresas son más arriesgadas que las pequeñas y la evidencia empírica demuestra que esto es así desde el punto de vista del riesgo de quiebra. ESKEW (1979) encuentra en su estudio que el tamaño es una variable explicativa del riesgo de mercado.

Variable n.º 6. Variabilidad del beneficio (VBCIO).

Parece lógico suponer que a mayor variabilidad de la corriente de beneficios mayor riesgo representa la acción. Existen estudios empíricos que corroboran esta relación, BEAVER (1970), ESKEW (1979) y BERKOWITZ (1998).

La variabilidad de los beneficios la hemos calculado utilizando dos expresiones diferentes. La primera forma de cálculo, $VBCIO_1$, coincide con la utilizada por BKS (1970) en su estudio empírico. Consiste en calcular la desviación típica del ratio beneficio de la acción partido por el precio de mercado (inversa del PER). Su cálculo corresponde a:

$$VBCIO_1 = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T \left(\frac{B_t}{P_{t-1}} - \frac{\bar{B}}{\bar{P}} \right)^2}{T}} \quad T = 22 \text{ semestres} \quad [14]$$

donde:

B_t = beneficio del período t .

P_{t-1} = valor del activo al final del período $t-1$.

$$\frac{\bar{B}}{\bar{P}} = \left(\sum_{t=1}^T \frac{B_t}{P_{t-1}} \right) / T$$

La segunda forma de calcular la variabilidad de los beneficios, $VBCIO_2$, consiste en aplicar la siguiente expresión, que es la misma que utilizaron ELGERS y MURRAY (1989):

$$VBCIO_2 = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T \left(\frac{B_t}{C_{t-1}} - \frac{\bar{B}}{\bar{C}} \right)^2}{T}} \quad T = 22 \text{ semestres} \quad [15]$$

donde:

C_{t-1} = Valor contable de los fondos propios en el período $t-1$.

B_t = Beneficio en el período t .

$$\frac{\bar{B}}{\bar{C}} = \left(\sum_{t=1}^T B_t / C_{t-1} \right) / T$$

Variable n.º 7. Beta contable (βCON).

Tal y como hemos puesto de manifiesto en el segundo apartado existen diversos trabajos empíricos que confirman una conexión entre la beta de mercado y la beta contable. Utilizamos en este trabajo cinco formas diferentes de estimar la beta contable. El primer cálculo que utilizamos, βCON_1 , se determina, de acuerdo con el trabajo de BKS (1970), a partir de la siguiente expresión:

$$\beta CON_1 = \frac{\sum_{t=1}^T (B_t / P_{t-1} - [\bar{B} / \bar{P}]) (M_t - \bar{M})}{\sum_{t=1}^T (M_t - \bar{M})^2} \quad T = 22 \text{ semestres} \quad [16]$$

donde :

$$M_t = \left(\sum_{i=1}^N B_{it} / P_{it-1} \right) / N$$

$$\bar{M} = \left(\sum_{t=1}^T M_t \right) / T$$

$N = 73$ empresas.

La segunda forma de estimar la beta contable, βCON_2 , consiste en aplicar el siguiente modelo de regresión, que es el mismo que utilizaron ISMAIL y KIM (1989) en su trabajo:

$$R_{it} = a_i + b R_{mt} + e \quad [17]$$

donde:

R_{it} = Rentabilidad contable de los fondos propios de la empresa i en el instante t .

R_{mt} = Índice de mercado contable. Calculado como una media ponderada de las rentabilidades contables de la muestra.

La beta contable número 3, βCON_3 , consiste en aplicar el mismo modelo anterior pero calculando R_{mt} como una media ponderada de las rentabilidades contables donde la ponderación es el valor

relativo de cada acción dentro de la muestra. GORDON (1993) utiliza en su trabajo el mismo cálculo para determinar el índice de mercado contable.

La cuarta y quinta beta contable, βCON_4 y βCON_5 , consisten en estimar la beta contable aplicando de nuevo la regresión anterior pero utilizando, al igual que BERKOWITZ (1998), un índice de mercado en lugar de un índice contable. En este trabajo utilizamos como índice de mercado (R_{mt}) el IBEX-35 y el IGBM.

2.2. Muestra y datos.

El estudio está basado en el análisis de una muestra formada por 73 empresas (véase anexo I) elegidas de acuerdo con los siguientes criterios:

- a) Empresas que han estado de forma continuada cotizando en el Mercado de Capitales Español entre 1992 y 2002.
- b) Empresas de las que hemos podido conseguir la totalidad de la información contable de los años 1992 hasta el 2002.

Los datos utilizados en el análisis empírico son datos procedentes del Mercado de Capitales y datos procedentes de la información contable publicada por las empresas. Con los datos de mercado, proporcionados por la Sociedad de Bolsas y por la Biblioteca de la Bolsa de Madrid, hemos confeccionado una base de datos con los precios diarios de las acciones, los dividendos y los derechos preferentes de suscripción derivados de las ampliaciones de capital realizadas en el período de estudio. Con esta base de datos hemos calculado la rentabilidad mensual de cada una de las acciones que forman la muestra, realizando los ajustes necesarios para neutralizar los efectos de los *splits*.

Disponemos también de la evolución diaria de los índices bursátiles IBEX-35 y el IGBM, datos utilizados para el cálculo de la rentabilidad de la cartera de mercado del Mercado de Capitales Español.

La información contable utilizada en el análisis empírico la hemos obtenido a través de las siguientes fuentes:

- Del Anexo al Boletín de Cotización. Información semestral de las entidades con valores negociados en Bolsa, editado por la Bolsa de Barcelona.
- De la web de la Bolsa de Madrid.
- De la web de la Comisión Nacional del Mercado de Valores.
- De la Comisión Nacional del Mercado de Valores mediante la adquisición de una base de datos contables para los años 1992-1995.

Con estos datos contables hemos construido una base de datos en la que se recoge toda la información semestral necesaria para el cálculo de cada uno de los indicadores contables utilizados para medir el riesgo.

3. RESULTADOS

La **tabla I** muestra la estadística descriptiva de cada una de las variables utilizadas en el análisis. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la diferencia entre los valores de las betas estimadas según el índice de mercado utilizado. Las betas estimadas utilizando el IBEX-35 son inferiores a las betas estimadas utilizando el IGBM.

TABLA I. Estadística descriptiva de las variables del estudio.

	PDIV	CRE	END ₁	END ₂	END ₃	LIQ	TAM	VBCIO ₁	VBCO ₂
Media	0,2006	0,0356	0,5762	0,3880	1,5195	2,5113	11,7547	9,7754	0,9245
Mediana	0,1976	0,0362	0,5543	0,2854	0,4613	1,5686	11,5171	1,7292	0,0410
Des. típica	0,3828	0,0651	0,2280	0,3655	2,3991	4,1936	1,9348	27,8388	6,4854
Mínimo	-0,9695	-0,1537	0,0781	0,0028	-2,081	0,3491	8,1015	0,0220	0,0027
Máximo	2,3254	0,3745	1,1403	2,2858	8,6439	30,8054	16,9002	211,4765	55,3990

FUENTE: Bolsa de Madrid, Sociedad de Bolsas, CNMV y elaboración propia.

TABLA I. Estadística descriptiva de las variables del estudio (continuación).

	β_{CON_1}	β_{CON_2}	β_{CON_3}	β_{CON_4}	β_{CON_5}	$\beta_{IBEX-35}$	β_{IGBM}
Media	1	1	0,0136	0,1604	0,5753	0,0469	0,7015
Mediana	0,1097	-0,0005	0,0009	-0,0028	-0,0173	0,0446	0,6846
Des. típica	4,8344	8,5104	0,0563	0,9145	3,8713	0,0331	0,3240
Mínimo	-2,8146	-0,5930	-0,0041	-0,5708	-0,9823	-0,0381	0,1089
Máximo	40,3020	72,7062	0,3963	5,6316	31,7087	0,1690	1,7396

FUENTE: Bolsa de Madrid, Sociedad de Bolsas, CNMV y elaboración propia.

La **tabla II** muestra los coeficientes de correlación entre las medidas de riesgo, contables y de mercado, utilizadas en el estudio. Si analizamos las correlaciones entre la beta del mercado, utilizando el IBEX-35 como cartera de mercado, y las medidas contables del riesgo en ningún caso el coefi-

ciente de correlación es superior a 0,28³. Así, por ejemplo, encontramos un coeficiente de correlación positivo entre la beta de mercado y la relación de endeudamiento 1 y un coeficiente de correlación negativo entre la beta de mercado y la liquidez. BKS (1970) obtienen, en su primer período de análisis, los mismos signos que los obtenidos en este estudio, en los coeficientes de correlación entre el riesgo de mercado y el endeudamiento y la relación de liquidez.

Los coeficientes de correlación entre la beta de mercado, utilizando el IGBM como cartera de mercado, y las medidas contables del riesgo adquieren también valores muy bajos. En ningún caso el coeficiente de correlación toma un valor superior a 0,126 y en general son siempre más pequeños que los encontrados cuando utilizamos como cartera de mercado el IBEX-35. Los resultados muestran una clara incidencia del índice escogido en los valores de los coeficientes de correlación.

Como dato significativo del estudio podemos destacar el coeficiente de correlación encontrado entre las dos medidas del riesgo sistemático utilizadas, $\beta_{IBEX-35}$ y β_{IGBM} . De acuerdo con nuestra base de datos este coeficiente de correlación adquiere un valor igual a 0,72, valor que consideramos bajo si tenemos en cuenta que el IBEX-35 es un índice sustitutivo del IGBM.

TABLA II. *Coefficientes de correlación entre las variables utilizadas en el estudio.*

	βCON_1	βCON_2	βCON_3	βCON_4	βCON_5	$\beta_{IBEX-35}$	β_{IGBM}	CRE
βCON_1	1							
βCON_2	-0,0208	1						
βCON_3	0,8574	-0,0303	1					
βCON_4	-0,0871	0,7210	-0,0664	1				
βCON_5	-0,0507	0,9580	-0,0402	0,8756	1			
$\beta_{IBEX-35}$	-0,0614	0,1233	-0,0927	0,0280	0,0662	1		
β_{IGBM}	0,0024	-0,0678	-0,0093	-0,0691	-0,0998	0,7186	1	
CRE	0,0070	-0,0650	0,0606	-0,0681	-0,0714	0,0078	-0,0515	1
END ₁	0,0238	0,1473	0,0914	0,2038	0,1943	0,2805	-0,0051	-0,0835
END ₂	-0,0306	0,2216	0,0575	0,5462	0,3849	-0,0252	-0,2111	-0,0178
END ₃	0,0533	0,0652	0,1010	-0,1064	0,0192	0,1978	-0,1133	-0,0835
LIQ	-0,0435	-0,0559	-0,0688	-0,0824	-0,0650	-0,0978	-0,1263	-0,1152
PDIV	-0,0406	-0,0624	-0,1201	-0,0626	-0,0790	0,1600	0,1100	-0,0716
TAM	0,2998	-0,1423	0,4228	-0,2249	-0,1793	0,0762	-0,0260	0,0263
VBCIO ₁	0,9122	-0,0274	0,8970	-0,0030	-0,0141	-0,0303	0,0706	0,0253
VBCIO ₂	-0,0236	0,9969	-0,0267	0,7419	0,9705	0,1073	-0,0824	-0,0665

FUENTE: *Bolsa de Madrid, Sociedad de Bolsas, CNMV y elaboración propia.*

³ En el estudio desarrollado por B. GINER y C. REVERTE (2003) se obtienen también unos coeficientes de correlación entre la beta del mercado y los ratios contables muy bajos. Véase **tabla 2** del citado trabajo.

TABLA II. *Coefficientes de correlación entre las variables utilizadas en el estudio (continuación).*

	END ₁	END ₂	END ₃	LIQ	PDIV	TAM	VBCIO ₁	VBCIO ₂
END ₁	1							
END ₂	0,6707	1						
END ₃	0,6522	0,4995	1					
LIQ	-0,2145	-0,0937	-0,0346	1				
PDIV	-0,1575	-0,2188	-0,0481	0,0987	1			
TAM	0,2648	0,2080	0,5062	-0,1768	-0,0410	1		
VBCIO ₁	0,1002	0,1033	0,0725	-0,0774	-0,0623	0,3828	1	
VBCIO ₂	0,1652	0,2557	0,0681	-0,0552	-0,0704	-0,1542	-0,0213	1

FUENTE: *Bolsa de Madrid, Sociedad de Bolsas, CNMV y elaboración propia*

En la **tabla III** que se presenta a continuación encontramos los resultados de cuatro especificaciones diferentes del modelo de regresión (5) especificado en el apartado 2.1. Presentamos los resultados de cuatro modelos de regresión en los cuales la variable dependiente es siempre $\beta_{IBEX-35}$ y las variables independientes, las medidas contables del riesgo, son escogidas en función del coeficiente de correlación que dicha variable tiene respecto a la medida del riesgo sistemático. Así, en el modelo 1 consideramos únicamente dos indicadores contables, el endeudamiento 1 y el *payout*, que son los que tienen un coeficiente de correlación con la beta de mercado más alto. En el modelo 2, analizamos el poder explicativo del endeudamiento 3, ya que tiene un coeficiente de correlación con la beta de mercado de 0,19, que es bastante elevado si tenemos en cuenta que el valor máximo de los coeficientes de correlación es 0,28. Los resultados del modelo 2 muestran que dicho indicador no es significativo empeorando la capacidad explicativa del modelo 1. Por tanto, en los modelos siguientes, 3 y 4, utilizaremos siempre como variables explicativas el endeudamiento 1 y el *payout*. En el modelo 3 introducimos la beta contable 2, que muestra un coeficiente de correlación con la beta de mercado del 0,123, y en el modelo 4 sustituimos la beta contable 2 por la variabilidad de los beneficios 2. Se manifiesta que ninguno de los dos indicadores introducidos mejora la capacidad explicativa del modelo 1.

Se puede observar en la **tabla III** que el ratio de endeudamiento 1 y el ratio *payout* son los indicadores contables que mejor explican el riesgo de mercado de las acciones. A mayor endeudamiento mayor riesgo tienen las acciones. De las tres relaciones de endeudamiento calculadas solo la número 1 consigue ser una variable explicativa significativa. Los resultados obtenidos permiten confirmar que ninguna de las definiciones utilizadas para calcular la variabilidad de los beneficios es una variable explicativa. Lo mismo ocurre con las cinco definiciones de beta contable, ninguna de ellas adquiere un papel relevante al explicar el riesgo de mercado.

TABLA III. Resultados del análisis de regresión utilizando como cartera de mercado el IBEX-35 *.

	Constante	END ₁	END ₃	PDIV	VBCIO ₂	β_{CON2}	R ² corregida
Modelo 1	0,0169 (1,591)	0,0456 (2,764)		0,0182 (1,847)			0,0964
Modelo 2	0,0396 (7,950)		0,0028 (1,783)	0,0147 (1,472)			0,0413
Modelo 3	0,0176 (1,645)	0,0437 (2,617)		0,0184 (1,873)		0,0004 (0,813)	0,0920
Modelo 4	0,0176 (1,631)	0,0439 (2,619)		0,0184 (1,866)	0,0004 (0,634)		0,0886

* Entre paréntesis se indica el nivel de significación a partir del estadístico t.

FUENTE: Bolsa de Madrid, Sociedad de Bolsas, CNMV y elaboración propia.

En la **tabla IV** se presentan los resultados del modelo de regresión en el cual la variable dependiente es la β_{IGBM} y las variables independientes son las medidas contables del riesgo que tienen un coeficiente de correlación con la medida del riesgo de mercado más elevado. Estas son el endeudamiento 2, el endeudamiento 3, la liquidez y el *payout*. Hay que tener en cuenta que aunque sean las variables con el coeficiente de correlación más elevado, los valores obtenidos pueden considerarse muy bajos. La aplicación del modelo no nos lleva a unos resultados explicativos del riesgo del mercado. Ninguna de las variables analizadas es significativa y la eliminación de algunas de las variables no mejora la capacidad explicativa del modelo.

TABLA IV. Resultados del análisis de regresión utilizando como cartera de mercado el IGBM *.

	Constante	END ₂	END ₃	LIQ	PDIV	R ² corregido
Modelo 1	0,7897 (11,794)	-0,1779 (-1,447)	-0,0019 (-0,107)	-0,1187 (-1,306)	0,0682 (0,670)	0,0177

* Entre paréntesis se indica el nivel de significación a partir del estadístico t

FUENTE: Bolsa de Madrid, Sociedad de Bolsas, CNMV y elaboración propia.

Hemos aplicado también los modelos anteriores a la muestra de empresas pero separadas en empresas financieras y no financieras, y los resultados obtenidos no mejoran la capacidad explicativa de los indicadores contables.

También hemos probado determinar la relación entre la medida del riesgo de mercado (β) y los indicadores contables utilizando modelos de regresión con datos de panel (datos de corte temporal y transversal). Los resultados obtenidos no han sido más significativos que los presentados en las **tablas III y IV** en los que se consideran solo datos de corte transversal.

4. CONCLUSIONES

La investigación empírica nos permite concluir que existe una débil asociación entre la beta del mercado y los indicadores contables del riesgo que en este trabajo se han analizado. Utilizando datos del Mercado de Capitales Español solo se observa una relación estadísticamente significativa entre la beta y el ratio endeudamiento 1 y el ratio *payout*, si la cartera de mercado es el IBEX-35. Con el IGBM no existe ninguna medida contable del riesgo que explique de forma significativa el riesgo sistemático de las acciones.

Así pues, el estudio realizado no permite confirmar la utilidad de la información contable estudiada como medida alternativa del riesgo de la empresa.

No obstante, la investigación confirma la clara incidencia del índice de mercado en el valor del riesgo sistemático o beta de cada una de las empresas de la muestra. Según la cartera de mercado utilizada, la beta de las empresas y los resultados del modelo de regresión son diferentes.

De las tres formas diferentes de calcular el endeudamiento solo la que coincide con la definición utilizada por BKS (1970) y por FARRELLY (1985), deuda total, a corto y largo plazo, sobre el total de activos (endeudamiento 1), es una variable explicativa del riesgo de mercado. Las otras dos definiciones no son variables significativas en ninguno de los modelos utilizados. Respecto a la variabilidad de los beneficios ninguna de las dos formas utilizadas en su cálculo es variable explicativa del riesgo sistemático y lo mismo ocurre con las cinco definiciones utilizadas para medir la beta contable.

Los resultados aunque no son muy halagüeños, pues solo dos indicadores contables son variables significativas, no se alejan de la tónica observada en las investigaciones anteriores. Sin embargo, los dos indicadores contables que en este trabajo tienen poder explicativo, endeudamiento 1 y *payout*, son las medidas contables del riesgo que en un mayor número de investigaciones, anteriores a esta, aparecen como variables contables explicativas del riesgo.

Convencidas de la utilidad de encontrar una conexión entre el riesgo que mide el mercado y la información contable de las empresas, como vía alternativa para cuantificar el riesgo de mercado de la empresa, el trabajo que hemos desarrollado nos permite concluir que es necesario introducir nuevos enfoques en posteriores investigaciones. Es necesario analizar la conexión entre el mundo financiero y la información contable introduciendo algunas modificaciones: a) ampliando en lo posible el horizonte temporal de análisis; b) introduciendo nuevos indicadores, aquellos que en anteriores trabajos se hayan definido como significativos y que no se han analizado en este estudio; c) agrupando las empresas en función de diversos criterios; d) introduciendo nuevos enfoques para medir el riesgo del mercado, y e) definiendo nuevos indicadores contables.

ANEXO I**Relación de empresas de la muestra**

1	ACESA INFRAESTRUCTURAS
2	ACS, ACTIVIDADES Y CONST.
3	ACERINOX
4	HEINEKEN ESPAÑA
5	SOCIEDAD GENERAL AGUAS DE BARCELONA
6	CORPORACIÓN FINANCIERA ALBA
7	ALTADIS
8	AMPER.
9	BANCO DE ANDALUCÍA
10	ENERGÍA E INDUSTRIAS ARAGONESAS
11	TAVEX ALGODONERA
12	BANCO ATLÁNTICO
13	AUREA CONCESIONES INFR.
14	ASTURIANA DE ZINC
15	AZKOYEN
16	INMOBILIARIA BAMI
17	BAYER, AG
18	BANCO BILBAO VIZCAYA
19	INBESOS
20	BANKINTER
21	BANCO ESPAÑOL DE CRÉDITO
22	BANCO DE VALENCIA
23	CONSTRUCCIONES Y AUXILIAR DE FF.CC.
24	HIDROCANTÁBRICO
25	BANCO DE CASTILLA
26	BANCO CRÉDITO BALEAR
27	COMPAÑÍA ESPAÑOLA DE PETRÓLEOS (CEPSA)
28	COMPAÑÍA GENERAL INVERSIONES
29	CAMPOFRÍO ALIMENTACIÓN
30	GRUPO DRAGADOS
31	ERCROS
32	ENDESA
33	GRUPO EMPRESARIAL ENCE
34	EPPIC
35	EUROPISTAS CONCESIONARIA

36	GRUPO INMOCARAL
37	FILO
38	BANCO DE GALICIA
39	GESA INI-GESA (GAS Y ELECTRICIDAD)
40	BANCO GUIPUZCOANO
41	IBERDROLA
42	KOIKE
43	CORPORACIÓN MAPFRE
44	DURO FELGUERA
45	METROVACESA
46	NICOLÁS CORREA
47	NUEVA MONTAÑA QUIJANO
48	BANCO PASTOR
49	BANCO POPULAR ESPAÑOL
50	PROSEGUR, CÍA. DE SEGURIDAD
51	REPSOL YPF
52	LA SEDA DE BARCELONA
53	SNIACE
54	GRUPO PICKING PACK
55	SOTOGRADE
56	TELEFÓNICA
57	TABLEROS DE FIBRA (TAFISA)
58	TUBACEX
59	TUDOR
60	URBANIZACIONES Y TRANSPORTES
61	UNILAND CEMENTERA
62	UNIÓN FENOSA
63	UNIPAPEL
64	URALITA
65	INMOBILIARIA URBIS
66	SACYR VALLEHERMOSO
67	BANCO DE VASCONIA
68	VIDRALA
69	VISCOFAN
70	VOLKSWAGEN
71	ESPAÑOLA DEL ZINC
72	ZARDOYA OTIS
73	BANCO ZARAGOZANO

Bibliografía

- ARCAS, M. J. [1991]: «Estudio de la asociación entre el riesgo sistemático del mercado y determinadas variables contables», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*: 127-150.
- AZOFRA, V., RODRÍGUEZ, A. y VALLELADO, E. [1997]: «Determinantes del riesgo de las empresas industriales españolas», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 76, núm 92, julio-septiembre: 749-775.
- BAGINSKI, S.P. y WHALEN, J. M. [2003]: «Residual income risk, intrinsic values, and share prices», *The Accounting Review*, vol. 78, núm. 1, January: 327-351.
- BEAVER, W. [1966]: «Financial ratios as predictors of failure», *Journal of Accounting Research*, suplement to autumn: 71-111.
- BEAVER, W., KETTLER, P. y SCHOLES, M. [1970]: «The association between market determined and accounting determined risk measures», *The Accounting Review*, vol. 45, núm. 4, October: 654-682.
- BEAVER, W. y MANEGOLD, J. [1975]: «The association between market-determined and accounting-determined measures of systematic risk: some further evidence», *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 10, núm. 2, June: 231-284.
- BEAVER, W. H. y RYAN, S.G. [2000]: «Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity», *Journal of Accounting Research*, vol. 38, núm. 1, Spring: 127-148.
- BERKOWITZ, M.K. [1998]: «Estimating the market risk for nontraded securities: an application to Canadian Public Utilities», *International Review of Financial Analysis*, vol. 7, núm. 2: 171-179.
- BOWMAN, R.G. [1979]: «The theoretical relationship between systematic risk and financial (accounting) variables», *The Journal of Finance*, vol. XXXIV, núm. 3, June: 617-630.
- BREALEY, R., MYERS, S.C. y MARCUS, A.M. [2004]: *Fundamentos de finanzas corporativas* (McGraw-Hill).
- CRESPO, M. A. [1991]: «El análisis contable y el mercado de capitales: un estudio empírico acerca de la relación entre la información contable y los precios de las acciones», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XX, núm. 69: 965-984.
- DAMODARAN, A. [1999]: *Applied Corporate Finance* (John Wiley & Sons, Inc).
- ELGERS, P.T. y MURRAY, D. [1982]: «The impact of the choice of market index on the empirical evaluation of accounting risk measures», *The Accounting Review*, vol. LVII, núm. 2, April: 358-375.
- ESKEW, R.K. [1979]: «The Forecasting Ability of Accounting Risk Measures: Some Additional Evidence», *The Accounting Review*, vol. 54, núm. 1, January: 107-118.
- FAMA, E. F. y FRENCH, K. R. [1992]: «The cross-section of expected stock returns», *The Journal of Finance*, vol. XLVII, núm. 2, June: 427-465.
- [1993]: «Common risk factors in the returns on stocks and bonds», *Journal of Financial Economics*, vol. 33, núm. 3: 1-56.

- [1995]: «Size and book-to-market factors in earnings and returns», *The Journal of Finance*, vol. L, núm. 1, march: 131-155.
- FARRELLY, G.E., FERRIS, K.R. y REICHENSTEIN, W.R. [1985]: «Perceived risk, market risk, and accounting determined risk measures», *The Accounting Review*, vol. LX, núm. 2, april: 278-288.
- GARCÍA AYUSO, M. y RUEDA TORRES, J. A. [2002]: «Determinantes de la relación entre el precio y el valor contable de las acciones», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXXI, núm.114, octubre-diciembre: 1.013-1.039.
- GEBHARDT, W.R.; LEE, C.M.C. y SWAMINATHAN, B. [2001]: «Toward and implied cost of capital», *Journal of Accounting Research*, vol. 39, núm. 1, june: 135-176.
- GINER, B. y LAFFARGA, J. y LARRÁN, M. [1999]: «Asociación entre flujos de fondos contables y beta de mercado: un estudio empírico», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 78, núm. 98, enero-marzo: 105-136.
- GINER, B. y REVERTE, C. [2003]: «The risk-relevance of accounting data: evidence from spanish firms», *III Workshop de Investigación Empírica en Contabilidad Financiera*. Alicante, noviembre: referencia 2008.
- GONEDES, N.J. [1973]: «Evidence on the information content of accounting numbers: accounting- based and market- based estimates of systematic risk», *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 8, núm. 3, june: 407-443.
- GORDON, K.V. y SACKLEY, W.H. [1993]: «The relationship between market and accounting betas for commercial banks», *Review of Financial Economics*, vol. 2, núm. 2, spring: 14-59.
- HAMADA, R.S. [1972]: «The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks», *The Journal of Finance*, vol. 27, núm. 2, may: 435-458.
- 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.
- ISMAIL, B.E., KIM, M.K., KIRK, F.R. [1994]: «Accounting data and the prediction of risk in the extremes», *Review of Financial Economics*, vol. 4, núm. 1, fall 94:55-68.
- KALLUNKI, J. [1997]: «Using accounting variables as instrumental risk measures in event studies: evidence from a thinly traded stock market», *Journal of Multinational Financial Management*, vol. 7, núm. 3, october: 189-202.
- KIM, M.K. y ISMAIL, B.E. [1998]: «An accounting analysis of the risk-return relationship in bull and bear markets», *Review of Financial Economics*, vol. 7, núm. 2, winter: 173-182.
- KOTHARI, S.P. [2001]: «Capital markets research in accounting», *Journal of Accounting and Economics*, vol. 31, núm. 1-3, september: 105-231.
- LAINIZ GADEA, J. A. y CUÉLLAR FERNÁNDEZ, B. [2002]: «Factores determinantes del ratio "book-to-market"», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXXI, núm. 112, abril-junio: 361-394.
- LEV, B. [1974]: «On the association between operating leverage and risk», *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 9, núm. 4, september: 627-641.
- NIETO, B. y RUBIO, G. [2002]: «El modelo de valoración con cartera de mercado: una nueva especificación del coeficiente beta», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXXI, núm. 113, julio-septiembre: 697-723.

- OHLSON, J. [1995]: «Earnings, book values and dividends in equity valuation», *Contemporary Accounting Research*, 11(2): 661-87.
- RAYBURN, J. [1986]: «The association of operating cash flow and accruals with security returns», *Journal of Accounting Research*, vol. 24, núm. 3, supplement: 112-133.
- RODRÍGUEZ, F. y MARAZUELA, E. [2001]: «Análisis de la influencia de las variables contables en el riesgo sistemático de las empresas del nuevo mercado», *XI Congreso de AECA. Empresa, Euro y Nueva Economía*, Madrid 2001.
- ROSENBERG, B. y GUY, J. [1976]: «Prediction of beta from investment fundamentals», *Financial Analysts Journal*, may-june: 60-72.
- SHALIT, H. y YITZHAKI, S. [2002]: «Estimating beta», *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 18, núm. 4 june: 95-118.
- SHARPE, W.F. [1964]: «Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk», *Journal of Finance*, vol. 19: 425-442.