

# VALORACION BURSATIL DE LAS EMPRESAS AGROALIMENTARIAS

**V. CABALLER**

Universidad Politécnica de Valencia  
Camino de Vera, s/n. 46022 Valencia

**I. MOYA**

Dpto. Finanzas y Contabilidad. Universidad Jaume I  
Campus Riu Sec. 12080 Castellón

## RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es la obtención de ecuaciones explicativas del valor bursátil de una empresa agroalimentaria, a partir de la información económico-financiera suministrada por la misma. Mediante la combinación del análisis factorial de componentes principales y regresión múltiple se han calculado ecuaciones de valoración fundamental de empresas agroalimentarias, sintetizando la información disponible por el mercado y evitando el frecuente problema de la multicolinealidad. De esta forma, además de los métodos convencionales, se cuenta con otro criterio adicional de valoración de empresas, siendo útil en las salidas a Bolsa, en los procesos de concentración o para la gestión financiera de estas empresas.

**PALABRAS CLAVE:** Valoración de empresas  
Modelos econométricos  
Empresas agroalimentarias  
Análisis bursátil

## INTRODUCCION

El sector agroalimentario en España ha sufrido una profunda transformación en pocos años, que va desde una total vinculación a la actividad extractiva agrícola y ganadera hasta una estructura más compleja. En ella debe contemplarse tanto desde la venta directa de alimentos del agricultor-ganadero al consumidor, como la constitución de grandes empresas que cotizan en Bolsa, alguna de ellas estrechamente participadas por multinacionales.

Entre estos dos extremos existe una amplia gama de empresas, tanto en lo que se refiere a su forma jurídica (pequeños agricultores, cooperativas, sociedades agrarias de transformación, sociedades anónimas), como en lo que respecta a la dimensión o la incorporación de tecnología.

Algunas de las características más sobresalientes de este conjunto de empresas son las siguientes (Moya, Oltra, 1993):

- Ampliación del entorno.

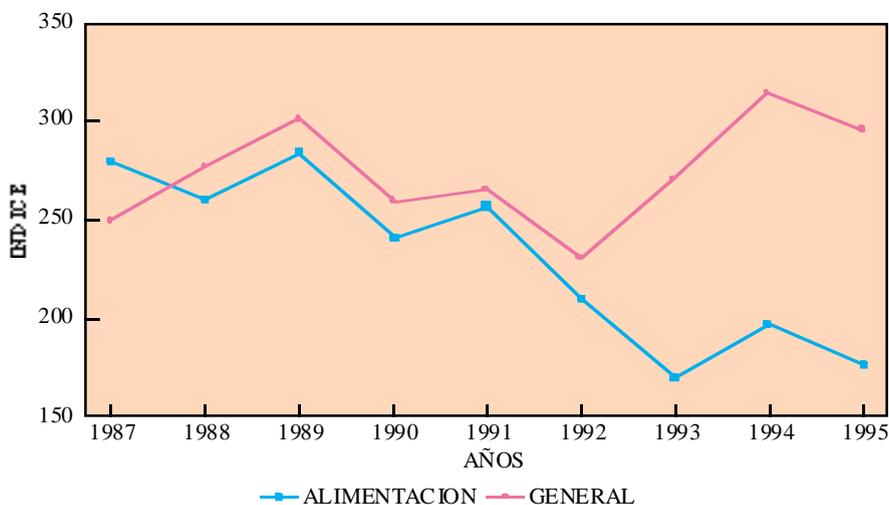
---

Recibido: 4-6-97

Aceptado para su publicación: 4-3-98

- Cambios en la estructura del consumo y en las estructuras comerciales.
- La entrada de capital extranjero.

Respecto al comportamiento de las empresas de este sector en los Mercados de Valores <sup>1</sup>, la Figura 1 muestra la evolución del índice sectorial de alimentación en la Bolsa de Madrid en el período 1987-95, así como la del índice general de dicha Bolsa. Ambas series han sido obtenidas del *Boletín Estadístico del Banco de España*, tomando como base diciembre de 1985 igual a 100. En 1987, las cotizaciones de las alimentarias eran superiores, pero a partir de este año se aprecia un descenso más acusado que en el índice general, al que ya no volverá a superar, ni siquiera en los repuntes de 1989 y 1991. El período alcista que comienza en Bolsa en 1993 no se refleja en el sector alimentación hasta un año más tarde, sin alcanzar ya los niveles del índice general.



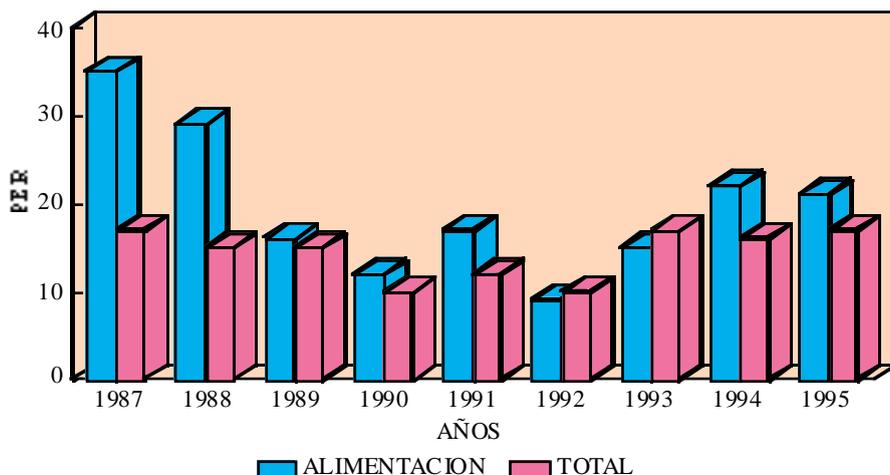
(Fuente: Elaboración propia a partir del *Boletín Estadístico del Banco de España*.)

**Fig. 1.—Evolución de los Índices**  
*Index evolution*

El índice de alimentación de 1995 presenta un valor de 175,86, prácticamente un 37 p. 100 de descenso de valor durante los nueve años, lo que supone un 5,25 p. 100 de decremento medio acumulativo anual. Paralelamente, el índice general presenta un valor en 1995 de 296,14, que equivale a un 18,48 p. 100 de aumento o un 1,9 p. 100 de incremento medio anual acumulativo. Se puede encontrar una relación con las emisiones de títulos de renta variable: los años con mayor número de emisiones de acciones en el sector alimentación respecto del total (10,6 p. 100 en 1989 y 7,9 p. 100 en 1994), se corresponden con destacados repuntes alcistas del índice sectorial. Esto obedece, sin duda, a la elección por parte de las empresas de momentos favorables para la emisión de sus títulos.

<sup>1</sup> Un análisis más detallado de las empresas agroalimentarias que cotizan en Bolsa puede verse en el trabajo de Alonso, Martín (1995).

Respecto al ratio PER <sup>2</sup>, un estudio comparado entre el sector alimentación y el total en el período 1987-95 (Fig. 2), pone de manifiesto que el mercado ha valorado más cada unidad de beneficio en las empresas alimentarias que en el total de sectores, excepto en los años 1992 y 1993 donde el PER de estas ha sido inferior al del total de la Bolsa.



(Fuente: Elaboración propia a partir del *Boletín Estadístico del Banco de España*.)

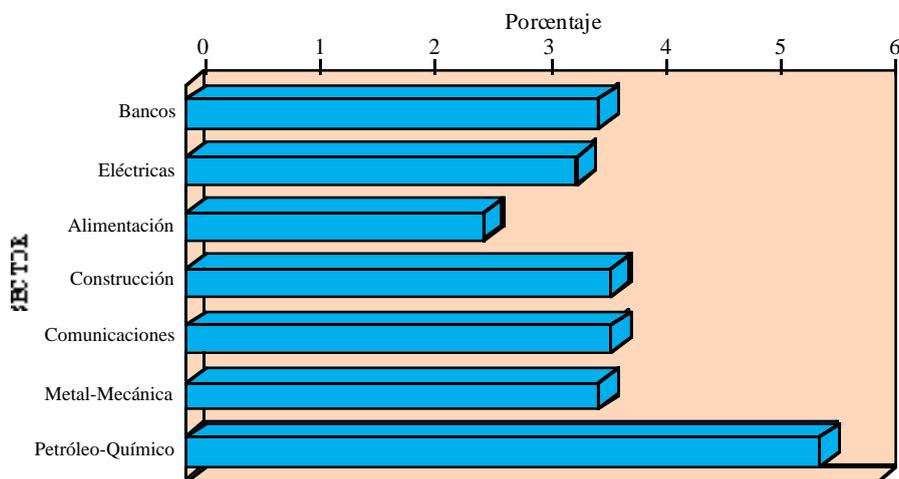
**Fig. 2.-Ratio PER**  
*Price Earnings Ratio*

En el año 1987 el PER de alimentación se encontraba muy por encima del total, debido a la sobrevaloración de las acciones motivada por la masiva entrada de capital extranjero, que pretendía conseguir el control del sector. A partir de este año la tendencia observada es a la baja, llegando a unos valores similares al resto de los sectores, para volver a ser superiores, como se aprecia en 1994 y 1995.

La rentabilidad por dividendo <sup>3</sup> de las empresas del sector alimentación, con unos dividendos netos totales de 10.795,5 millones de pesetas en 1995 (lo que supone un incremento respecto a 1994 del 27,52 p. 100), se sitúa en el 2,63 p. 100, por debajo del total de la Bolsa de Madrid que asciende al 3,8 p. 100 en el mismo año. En la Figura 3 se muestra la comparación de la rentabilidad por dividendo del sector alimentación y los principales sectores bursátiles en 1995.

<sup>2</sup> El PER es el cociente entre la cotización y el beneficio por acción. Se trata de un ratio fundamental en análisis bursátil e indica en forma de múltiplo lo que los inversores están dispuestos a pagar por el beneficio de un título. También hace referencia a la confianza del mercado en la capacidad de la empresa para mantener, o mejorar, el actual nivel de beneficios. Empresas con expectativas crecientes de beneficios deberían valorarse con un PER superior a empresas con beneficios estables o decrecientes.

<sup>3</sup> Este ratio indica la rentabilidad media por dividendo de las empresas cotizadas en la Bolsa de Madrid y se calcula como la relación entre el volumen total de dividendos pagados y el valor de mercado de las mismas al final del año.



(Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Bolsa de Madrid.)

**Fig. 3.-Rentabilidad por Dividendos**  
*Dividend Yield Ratio*

## SITUACION ACTUAL DE LA VALORACION DE EMPRESAS

Debido a la importancia de conocer el valor de una empresa, como herramienta de gestión y objetivo a maximizar de acuerdo con la moderna teoría financiera, y unido al hecho de la inexistencia de un mercado organizado de compra-venta de empresas (a excepción de las empresas que cotizan en Bolsa, de las que se puede conocer el valor de capitalización bursátil), es necesario su determinación y para ello existe una variada metodología, sin que se haya llegado a un estándar aceptado unánimemente por los autores en valoración.

Los métodos convencionales de valoración de empresas son procesos generalmente complejos, y sometidos a continuas críticas y revisiones, que toman como base la información económico-financiera de las entidades. Estos métodos se pueden clasificar en tres grandes grupos, según el valor perseguido <sup>4</sup>.

Métodos basados en la información contable: los métodos de valoración de empresas que emplean conceptos procedentes de la contabilidad tienen su fundamento en el cálculo del valor patrimonial, como diferencia entre el activo y el exigible o, en otras palabras, la diferencia entre los recursos totales y los recursos ajenos, que equivale a los recursos propios o patrimonio neto de la empresa en un momento dado. La valoración resultante está basada en los precios históricos de los activos, de forma que no refleja adecuadamente la situación real, y mucho menos las expectativas de rentabilidad futura. Con el fin de subsanar el primero de los inconvenientes aparecen otros procedimientos que tratan de ajustar los balances a la realidad corrigiéndolos y revaluándolos <sup>5</sup>: valor patrimonial ajustado, valor sustancial, valor de liquidación, etc.

<sup>4</sup> Una amplia revisión de los métodos de valoración de empresas puede encontrarse en las monografías AECA.

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, la obra de Brillman, Maire (1988).

Métodos basados en el descuento de resultados: calculado a partir del valor actual de los resultados que se espera genere la empresa durante un determinado horizonte temporal<sup>6</sup>. El valor de rendimiento puede ser un estimador del valor de mercado si se sitúa la toma de decisiones sobre las inversiones en el contexto de un mercado eficiente. Para calcular el valor de rendimiento o valor actual de una empresa, al igual que ocurre con otras inversiones, es preciso formular hipótesis sobre los parámetros de los cuales depende el valor actual, siendo la precisión de estas hipótesis diversa y elevada la sensibilidad del valor resultante ante cambios en los parámetros.

El *goodwill* o fondo de comercio supone la relación con los métodos contables. El valor de rendimiento se considera como un valor global que depende de dos factores: uno tangible —medido por el valor sustancial— y otro intangible —representado por el *goodwill* que explicaría la previsible obtención de unos resultados distintos (mayores o menores) de los que se conseguirían de acuerdo con lo que sería normal para una empresa similar, en el mismo sector de actividad. No obstante, desde el punto de vista de la metodología de la valoración, puede ser indiferente valorar una empresa o valorar su fondo de comercio, el problema sigue en pie (Carrasco, 1988).

Métodos basados en la información bursátil: se basan en la obtención de un valor de capitalización bursátil de las empresas que cotizan en los Mercados de Valores. Este método, en principio, estaría reservado a las sociedades anónimas cuyas acciones están admitidas a cotización en Bolsa<sup>7</sup>. Tratan de formular el valor de las acciones de una empresa en función de la información económico-financiera existente en el mercado. La investigación empírica en esta área ha sido desarrollada sobre todo en Estados Unidos a partir de los años cincuenta, dirigida a obtener relaciones entre el precio de los activos financieros y variables fundamentales y que ha presentado tres líneas principales: las Hipótesis de Eficiencia del Mercado, el CAPM y el APT.

Las Hipótesis de Eficiencia del Mercado ha dado lugar a una extensa discusión. Fama (1991) señala que parece haberse alcanzado un punto sin retorno, llegando a la conclusión de que la hipótesis de eficiencia no es sostenible. En consecuencia, afirma que la única utilidad de la investigación desarrollada sería la mejora de nuestra capacidad para describir el comportamiento de los rendimientos esperados de las acciones, tanto en las series temporales como en muestras de corte transversal. Por tanto, la investigación debe preocuparse menos de si los mercados son eficientes e incidir sobre qué más se puede aprender sobre el comportamiento de los precios en los mercados de capitales competitivos. Los estudios empíricos sobre modelos de comportamiento de los mercados de capitales parecen cambiar de rumbo y dirigir su atención al análisis fundamental, como consecuencia de la incapacidad de la investigación hasta los años noventa de explicar satisfactoriamente el comportamiento de los precios<sup>8</sup>.

En este sentido, destaca la investigación de Ou, Penman (1989) donde proponen la utilización de modelos *logit* para pronosticar rentabilidades anormales. Fama, French (1992) consideran el ratio valor contable/valor de mercado de las acciones y el tamaño, como variables que explican la rentabilidad media de las acciones (en lugar de la beta CAPM).

---

<sup>6</sup> Como obras de referencia en el descuento de flujos libres de caja pueden consultarse Copelan *et al.* (1990) Cornell (1993).

<sup>7</sup> La aplicación de modelos de valoración bursátil a empresas que no cotizan en Bolsa puede consultarse en Caballer (1994), Moya (1996).

<sup>8</sup> La situación de la investigación en análisis fundamental queda reflejada en el trabajo de Guerra, Monterrey (1994).

Lev, Thiagarajan (1993) utilizan variables fundamentales junto con variables macroeconómicas para tratar de explicar los rendimientos anormales de los títulos.

Respecto al Capital Asset Pricing Model (CAPM) formulado por Sharpe (1964) y que plantea una regresión entre los rendimientos de un título frente a los del mercado, donde la pendiente de la recta de regresión (denominada beta) representa el riesgo sistemático, siendo ésta la única medida del riesgo necesaria para explicar el rendimiento esperado de un título. Investigaciones posteriores han encontrado otras variables explicativas: el ratio PER, el apalancamiento financiero, el ratio valor contable/valor de mercado de las acciones, etc., por lo que el modelo ha sido prácticamente relegado.

Como consecuencia de las limitaciones conceptuales del CAPM y de la acumulación de evidencia empírica negativa sobre su validez se ha formulado un modelo alternativo sobre el equilibrio en el mercado de capitales y la valoración de activos financieros: el Arbitrage Pricing Theory<sup>9</sup>. La Teoría del Arbitraje se desarrolla sobre la base del concepto «arbitraje» introducido por Miller, Modigliani (1961), quienes en su argumentación defienden que el valor de una empresa no depende de su estructura financiera ni de su política de dividendos, sino de los beneficios esperados, para cada clase de riesgo. Esta teoría es de difícil contrastación empírica debido a las hipótesis que la sustentan (mercado perfecto, expectativas homogéneas de rendimientos esperados).

El APT propuesto por Ross en 1976 y desarrollado posteriormente por otros autores, asume que el rendimiento de un título  $i$  puede determinarse mediante un modelo factorial identificable empíricamente mediante estudios de tipo econométrico [1]:

$$E(R)_i = a + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{in}F_n + e \quad [1]$$

donde «a» es el rendimiento independiente de los factores, « $b_{ij}$ » la sensibilidad del valor ante los cambios esperados del factor  $j$ , representados por los « $F_j$ » (producción industrial, inflación, estructura temporal de los tipos de interés, etc...) y  $e$  el error o perturbación aleatoria.

## EL VALOR BURSÁTIL COMO VALOR DE MERCADO DE UNA EMPRESA

En los modelos econométricos de valoración bursátil la variable a explicar es la cotización de la acción referida a un determinado momento o período de tiempo, que multiplicado por el número de acciones genera el valor bursátil de una empresa, que puede considerarse como un estimador del valor de mercado de la empresa.

No obstante, no se debe confundir el valor bursátil de una empresa con su valor de mercado, ya que un posible adquirente deberá pagar en ocasiones y dependiendo del volumen de títulos, un precio superior a la cotización por las acciones de la empresa que pretende adquirir, es decir, deberá pagar una prima. La afirmación anterior puede parecer que contradice la hipótesis intermedia del mercado eficiente (el precio de las acciones refleja toda la información pública disponible), pero no es así, ya que el precio de mercado de una acción refleja su valor cuando la negociación afecta a pequeños paquetes, pero cuando el número de títulos conlleva la toma de control de una empresa, el precio resultante se incrementa debido a que el control tiene un precio (Mascareñas, 1992).

---

<sup>9</sup> En España, el CAPM y el APT, han sido contrastados, entre otros, por Gómez-Bezares *et al.* (1994).

Por tanto, el valor de mercado (VM) de una empresa que cotiza en Bolsa puede expresarse como la suma de dos componentes: el valor bursátil (VB), y el valor complementario de control (VC):  $VM = VB + VC$ .

### Formulación del modelo general del valor bursátil en análisis fundamental

Como se ha indicado anteriormente, en los modelos econométricos de valoración de empresas, la variable a explicar es la cotización de la acción referida a un determinado momento o período de tiempo, que multiplicada por el número de acciones genera el valor bursátil, estimador del valor de mercado de las empresas. Las variables explicativas se pueden elegir mediante dos procedimientos diferentes (Moya, 1995):

A partir de modelos ya formulados teóricamente: el beneficio, el *cash-flow*, el coste de la financiación ajena, el coeficiente de endeudamiento, las expectativas de dividendos o ampliaciones, etc., son algunas de las variables que se consideran como explicativas en los modelos teóricos.

A partir de una relación exhaustiva de variables que pueden influir en el valor bursátil: los modelos teóricos pueden aportar, y de hecho aportan, una primera selección de variables explicativas del valor bursátil. Pero en un mercado tan sumamente complejo como lo es el Mercado de Valores, circunscribirse a modelos teóricos ya formulados, por muy conceptualmente amplios que parezcan, puede ser una restricción *a priori*, ya que, como es conocido, una teoría por muy compleja que sea, es incapaz de recoger todos los aspectos de la realidad en cada contexto espacial y temporal. Por ello, puede ser operativo elaborar una relación lo más amplia posible de variables que puedan influir, *a priori*, en el valor bursátil de una acción, tanto variables que afectan a la propia empresa como aquellas de carácter global que se refieren a su entorno, a la situación general de la economía.

Dado que las variables del primer grupo se refieren a un mismo momento de tiempo, el entorno que incide sobre la cotización de cada una de las acciones es idéntico y no tiene ningún interés operativo introducir variables pertenecientes al segundo grupo. Ahora bien, si se pretende explicar los valores bursátiles en contextos temporales prolongados y diferentes, adquiere pleno sentido la consideración de las variables macroeconómicas incluidas en el segundo grupo.

El modelo general inicial [2] quedaría formulado de la siguiente manera:

$$VB = b_0 + b_1V_1 + b_2V_2 + \dots + b_nV_n + e \quad [2]$$

donde:

VB es el valor bursátil medio del último trimestre;

$b_i$  son los coeficientes de la regresión;

$V_i$  son las variables explicativas;  $i = 1, 2, \dots, n$ ;

e es el error o perturbación aleatoria (residuo).

En lo que sigue, se considerará que la información sobre las variables explicativas es válida para justificar el comportamiento del mercado durante el período siguiente a su publicación y hasta el momento en que aparezca una nueva información sobre dichas variables. Así, la variable valor bursátil se calcula como media del último trimestre del año de cierre del ejercicio, en función de los datos definitivos de ese ejercicio y será válida durante el ejercicio siguiente, aunque las empresas que cotizan en Bolsa presentan información

contable provisional con carácter trimestral y semestral. La reducción del período de validez podría proporcionar información a los efectos de la toma de decisiones para la inversión en Bolsa, pero no sería operativo a los efectos de la valoración de empresas, ya que es más lógico definir el valor de la empresa en períodos iguales o superiores al ejercicio contable o económico.

## LA SELECCION DE VARIABLES EXPLICATIVAS: EL PROBLEMA DE LA MULTICOLINEALIDAD

La interdependencia entre las variables explicativas dificulta la determinación empírica de la contribución de dichas variables a la variación observada del valor bursátil. El problema se presenta, pues, a la hora de seleccionar las variables explicativas en el análisis de regresión múltiple.

Algunas variables aportan información redundante y, por tanto, su cálculo es prescindible. Además, en el modelo restringido buscado no se deben incluir variables altamente correlacionadas entre sí, a pesar de presentar una elevada correlación con la variable a explicar, valor bursátil. Si no se tiene en cuenta esta condición, los modelos de valoración basados en una regresión múltiple con elevado grado de multicolinealidad pueden contener coeficientes carentes de sentido<sup>10</sup>. En estos casos, la probabilidad de obtener alguna inferencia útil del modelo es prácticamente nula. Por ello, la utilización del análisis de regresión en la valoración bursátil debe tener en cuenta el problema de la selección de las variables independientes bajo dos condiciones: aumentar el coeficiente de determinación y reducir la correlación entre variables explicativas.

### Análisis factorial de componentes principales

Para la selección de variables en el análisis de regresión, eliminando la multicolinealidad, se utiliza el análisis factorial de componentes principales. Este procedimiento es de utilidad en los estudios con una gran cantidad de información, difícil de manejar y analizar, y que con frecuencia es en parte redundante, tal como el caso que nos ocupa. Ello es debido a la existencia de relaciones de interdependencia entre algunas de las variables, de tal manera que la información proporcionada por una de ellas está repetida en parte por la ya suministrada por otra o las demás.

Mediante la técnica de componentes principales se trata de sintetizar al máximo la información, con el criterio de pérdida mínima de capacidad explicativa en cuanto a la varianza total de los datos. Es frecuente que unas pocas variables (canónicas) expliquen una proporción muy elevada de la varianza, con lo que la reducción de dimensionalidad conseguida es considerable. Con el análisis factorial se agrupan las variables en factores, pudiéndose explicar estos como combinación lineal de las variables. Cada variable queda asignada a un único factor, aquel con el que está más correlacionada. Los factores normalmente se someten a un proceso denominado rotación. Los factores rotados son combinaciones

---

<sup>10</sup> Cibrán, Crespo (1994) en su trabajo sobre la incidencia de la información financiera en los precios de las acciones, indican la posible existencia de colinealidad entre las variables que utilizan y cómo esta afectaría a sus resultados, señalando la necesidad de corregirla.

lineales de los originales y, por tanto, de las variables de partida. La rotación se realiza buscando la situación idónea en la que cada variable aparece en un solo factor <sup>11</sup>.

### Regresión de componentes principales

La siguiente etapa consiste en la aplicación del proceso de regresión entre el valor bursátil y cada componente principal, para detectar aquellos factores que son significativos en la explicación del valor bursátil. Desde un punto de vista teórico, una ecuación factorial sería válida para la explicación del valor bursátil, ahora bien, carece de utilidad para el valorador profesional, ya que los factores no son variables observables directamente. Por ello resulta más operativo la obtención de la ecuación simplificada, en la que únicamente una variable por cada factor se debe incluir en los modelos de regresión. Como las variables en cada factor tienden a estar muy correlacionadas entre sí, este procedimiento reduce sistemáticamente la probabilidad de que variables altamente correlacionadas sean incluidas en el modelo final.

Hay diversas alternativas para la elección de estas variables. Algunos autores, como Darling, Thamara (1970), recomiendan elegir entre las variables con similar peso en el factor, aquella que presente una correlación simple mayor respecto a la variable dependiente. Esta técnica normalmente es la mejor para obtener un elevado coeficiente de determinación. No obstante, existen otras soluciones para el problema de selección cuando varias alternativas son posibles, por ejemplo, se puede elegir aquella variable cuya medida suponga un menor coste (Draper, Smith, 1966).

## CALCULO DEL VALOR BURSÁTIL

La aplicación de los criterios expuestos en epígrafes anteriores conduce a una ecuación (o a varias) con las siguientes características, que la hacen óptima para el cálculo del valor bursátil:

- Cuenta con un número suficientemente bajo de variables explicativas para ser operativa.
- Todas las variables son significativas, con un signo que les confiere sentido económico.
- Sin correlación significativa entre sí (ausencia de multicolinealidad).
- Coeficiente de determinación suficientemente elevado para ser útil a efectos de la valoración.

En algunos casos puede ser interesante fraccionar la base de datos en dos subconjuntos con el fin de poder estimar una ecuación para empresas que tengan distinta dimensión y calcular un valor bursátil para grandes empresas y otro para pequeñas y medianas empresas. La conveniencia o no de esta decisión dependerá de la observación del comportamiento de los distintos grupos de empresas frente a la ecuación general y, desde el punto de vista estadístico, está relacionada con el problema de la heteroscedasticidad, mientras que para su separación se puede utilizar, entre otros, el análisis *cluster* <sup>12</sup>.

---

<sup>11</sup> En el presente trabajo se utilizará la técnica de rotación varimax, ya que es el método de rotación ortogonal más recomendado en las aplicaciones (Cuadras, 1991).

<sup>12</sup> Véase la aplicación de Caballer, Moya (1996) en el sector bancario.

## Modelos univariantes

Desde la perspectiva del procedimiento operativo, puede resultar interesante el caso particular de la ecuación general de valoración estimada por métodos de regresión mediante una función lineal y una sola variable explicativa. En este caso, el valor de la empresa se calcula según un criterio de proporcionalidad entre la variable valor de mercado y la variable explicativa, representado por el coeficiente de la ecuación de regresión univariante. Estas fórmulas elementales (tantas como variables explicativas se puedan emplear), pueden tener utilidad en la valoración de empresas cuando lo que se pretende es una estimación rápida, sencilla y algunas de ellas tienen alta capacidad explicativa por sí mismas. En efecto, basta multiplicar por un número una magnitud representativa de la empresa para obtener un valor de mercado en una primera aproximación.

Desde la perspectiva teórica, si la variable explicativa corresponde a los métodos convencionales de valoración, los métodos univariantes se corresponden con los métodos convencionales, con la ventaja de que los parámetros han sido calculados por ajuste mínimo cuadrático y no como resultado de un conjunto de decisiones arbitrarias bajo hipótesis de difícil cumplimiento. Este es el caso del ratio PER que puede calcularse, entre otras, de dos formas diferentes:

- a) Como media de los distintos PER de las empresas de un sector, o del conjunto de la Bolsa, etc.
- b) Como el coeficiente de un modelo de regresión lineal aplicado a un sector, al conjunto de la Bolsa, etc., sin término independiente, de una sola variable, que es el beneficio.

La segunda opción es preferible a la primera, ya que la suma de errores en valor absoluto cometidos al sustituir los valores reales por los valores estimados, es menor en la alternativa b), por definición. El PER estimado por métodos de regresión tiene el mismo sentido económico que el PER calculado como media de los valores individuales y, como se sabe, representa un valor de rendimiento o un valor actual, bajo los supuestos de beneficio constante y duración indefinida.

El mismo razonamiento es válido cuando se toma como variable explicativa los recursos propios. El coeficiente de esta variable explicativa representa una relación de proporcionalidad entre el valor de mercado y el valor patrimonial. Cuando este parámetro es superior a la unidad quiere decir que el fondo de comercio es positivo y su cálculo se realiza automáticamente, restando la unidad al coeficiente estimado por mínimos cuadrados.

## DESCRIPCION DE LAS BASES DE DATOS Y DE LAS VARIABLES

En el presente trabajo se plantea un corte transversal para determinar una ecuación explicativa del valor bursátil de una empresa del sector alimentación. El modelo general parte de la hipótesis de la posible influencia, reconocida por las principales teorías del análisis fundamental, de las variables consideradas, sobre el valor de la empresa. La variable a explicar es el valor bursátil (VB), en millones de pesetas, de una sociedad obtenido del producto entre el número de acciones emitidas y la cotización media en el último trimestre del año al que corresponde la información económico-financiera. Se han considerado los datos referentes a dos años, 1993 y 1994.

Las variables explicativas correspondientes a los datos de 1993 y 1994 se muestran en la Tabla 1 y recogen distintos aspectos de la información accesible para los inversores: grandes magnitudes y resultados, estructura del balance, financiación, rentabilidad, costes y productividad. La fuente de datos procede de la información facilitada por la Comisión Nacional del Mercado de Valores y la Central de Balances del Banco de España, así como bases de datos especializadas.

**TABLA 1**  
**VARIABLES EXPLICATIVAS 1993 Y 1994**

*Explanatory variables 1993 and 1994*

F: Facturación	C2 (%): Rec. Permanentes/Inmov. Neto
AT: Activo Total	FP: Facturación/Empleado
IN: Inmovilizado Neto	RAI: Facturación/Inmov. Neto
RP: Recursos Propios	BNF (%): Beneficio Neto/Factur.
BB: Beneficio Bruto	BNRP (%): Rentabilidad Financiera
BN: Beneficio Neto	RE (%): Rentabilidad Económica
CF: Cash-Flow Neto	GFE (%): Gastos Finan./Exig. T.
VAB: Valor Añadido Bruto	GPV (%): Gast. Personal/V. Añadido.
EA (%): Inmov. Neto/Activo Total	GA (%): Grado de Amortización
EP (%): Exigible Total/Rec. Propios	RA (%): Ritmo de amortización
EE (%): Exig. a M y LP/Exig. a CP	BNCF (%): Benef. Neto/Cash-Flow Neto
RPA (%): R. Propios/Activo Total	VAP: Valor Añadido/Empleado
S (%): Activo Total/Exigible Total	BNP: Beneficio Neto/Empleado
AU (%): R. Prop./Rec. Permanentes	VAF (%): V. Añadido/Facturación
C1 (%): R. Propios/Inmov. Neto	FA (%): Facturación/Activo Total
BNF (%): Beneficio Neto/Facturación	

En la Tabla 2 figuran las 19 empresas del sector alimentación que cotizaron en Bolsa en 1993 y 1994.

**TABLA 2**  
**RELACION DE EMPRESAS**

*List of companies*

ACEPROSA	NATRA
AGUILA	OMSA
BODEGAS Y BEBIDAS	PASCUAL HERMANOS
CAMPOFRIO	PESCANOVA
CONSERVAS GARAVILLA	SAN MIGUEL
DAMM SOCIEDAD ANONIMA	TABACALERA
EBRO AGRICOLAS, CIA. ALIMENTA.	PULEVA
FRIMANCHA	UNION RESINERA
GENERAL AZUCARERA DE ESPAÑA	VISCOFAN
KOIPE	

## ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES Y CALCULO DEL NUMERO OPTIMO DE FACTORES

La aplicación del análisis de componentes principales a la base de datos de las empresas del sector alimentación se muestra en las Tablas 3 (1993) y 4 (1994). El criterio seguido se basa en seleccionar componentes con valor propio superior a la unidad, es decir, con mayor capacidad explicativa que una sola variable por término medio. Se han tipificado las variables para evitar sesgos debidos al efecto escala. En 1993, se extraen seis componentes con un porcentaje acumulado de varianza explicada del 88,9 p. 100 y en 1994, también se extraen seis componentes, con un porcentaje de explicación acumulado del 92 p. 100.

**TABLA 3**  
**ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES (1993)**  
*Principal components analysis (1993)*

Factor	V. propios	Varianza (%)	Var. Acum. (%)
1	8,25513	28,0	28,0
2	5,76159	19,5	47,5
3	4,89804	16,6	64,2
4	3,25690	11,0	75,2
5	2,59469	8,8	84,0
6	1,43653	4,9	88,9

**TABLA 4**  
**ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES (1994)**  
*Principal components analysis (1994)*

Factor	V. propios	Varianza (%)	Var. Acum. (%)
1	8,37016	29,9	29,9
2	7,61851	27,2	57,1
3	3,88016	13,9	71,0
4	3,02272	10,8	81,8
5	1,59605	5,7	87,5
6	1,32629	4,7	92,0

Determinado el número de factores, se muestra en las Tablas 5 y 6 la rotación ortogonal varimax de la matriz factorial, para facilitar la interpretación de los factores incorrelacionados y conseguir una mejor asignación de las variables.

### **Interpretación de la asignación de variables a los factores en el sector alimentación**

Cada variable es asignada a un único factor, aquel respecto al cual presenta una mayor carga o peso factorial. Esta asignación aparece en las Tablas 7 y 8.

**TABLA 5**  
**PESO DE LAS VARIABLES EN LA MATRIZ FACTORIAL ROTADA (1993)**  
*Variables weight in rotated factor matrix (1993)*

Var./Factor	1	2	3	4	5	6
AT	0,97376	0,10560	-0,18471	-0,03206	0,02973	-0,05334
RP	0,92470	0,27946	-0,16045	-0,17469	0,01488	-0,00490
IN	0,90520	0,04586	-0,19288	-0,21844	0,04787	0,06207
CF	0,97584	0,01904	0,13579	0,05083	0,10191	0,06673
BB	0,92464	-0,28327	0,23839	0,16058	0,08316	-0,07912
BN	0,94694	-0,21208	0,29415	0,08035	0,11314	0,05174
F	0,89488	-0,04616	-0,16573	0,20449	-0,04542	-0,15061
EA	0,12273	-0,06109	-0,00268	-0,45070	0,51348	0,50198
RPA	-0,07363	0,92733	0,15311	-0,05815	0,24591	-0,10427
RAI	0,11928	0,00511	-0,19383	0,84890	-0,18284	-0,35989
C2	-0,35704	0,52371	-0,02877	0,43041	-0,51222	-0,03777
GFE	-0,01100	-0,55521	-0,03443	-0,26164	0,03048	0,64567
S	-0,03206	0,81097	0,43705	-0,04802	0,32568	0,01527
VAF	-0,08497	0,42101	0,53181	-0,28265	-0,21300	0,42636
C1	-0,25592	0,72265	0,09896	0,34709	-0,31013	-0,44398
EP	0,03483	-0,99704	-0,04281	-0,01327	-0,10705	0,07572
BNRP	-0,22774	-0,09133	0,46550	0,78268	0,02713	0,22204
AU	0,02694	0,68449	0,14146	0,02321	0,09914	-0,68554
VAB	0,87288	-0,35539	-0,26609	-0,03276	-0,02913	0,08263
VAP	0,09385	0,38568	-0,00985	-0,08600	0,84154	-0,06393
FP	0,09918	0,00621	-0,26611	0,14329	0,90333	-0,17863
FA	0,22421	0,05437	-0,18639	0,86210	-0,00243	-0,16079
EE	0,00016	-0,11994	-0,05954	-0,06501	0,05341	0,95965
RA	0,00581	0,07872	0,86240	0,21529	-0,18392	-0,23542
BNF	-0,24190	0,25317	0,67512	-0,34181	0,20615	0,32347
BNP	-0,12864	0,16960	0,08637	-0,07815	0,97760	0,39276
GA	0,03257	0,15449	0,95204	-0,07451	-0,09959	-0,09896
RE	-0,23799	0,25392	0,58719	0,66970	0,16967	-0,03978

**TABLA 6**  
**PESO DE LAS VARIABLES EN LA MATRIZ FACTORIAL ROTADA (1994)**  
*Variables weight in rotated factor matrix (1994)*

Var./Factor	1	2	3	4	5	6
AT	0,97428	-0,00313	0,07650	-0,15172	-0,10154	-0,04998
RP	0,97389	0,03161	-0,02560	-0,01165	-0,10001	-0,10524
CF	0,94889	0,18359	0,17245	-0,05932	0,16031	0,00358
IN	0,94637	-0,14075	-0,13743	-0,10333	-0,12291	-0,10989
F	0,88740	-0,00337	0,36358	-0,17054	0,02699	0,09230
BB	0,87115	0,35181	0,29442	-0,05379	0,09493	0,02772
BN	0,83767	0,44797	0,26853	-0,03394	0,04302	-0,00357
VAB	0,68307	-0,14000	-0,37497	-0,28352	-0,15208	-0,13390
BNRP	0,19053	0,93257	0,17645	0,09667	-0,06989	-0,10018
BNF	0,04596	0,92961	-0,17379	0,29909	0,02788	0,07224

**TABLA 6 (Continuación)**  
**PESO DE LAS VARIABLES EN LA MATRIZ FACTORIAL ROTADA (1994)**  
*Variables weight in rotated factor matrix (1994)*

Var./Factor	1	2	3	4	5	6
BNP	0,08807	0,90079	-0,14159	0,26301	0,02911	0,28555
RE	0,13706	0,85351	0,17512	0,32273	0,16243	-0,11616
RAI	0,20691	0,02742	0,91560	-0,00194	0,04054	-0,10866
FA	0,25796	-0,12132	0,82004	0,05589	0,07557	-0,13196
VAF	-0,13729	0,16619	-0,65624	0,17174	0,61938	-0,10447
EA	0,11006	-0,63583	-0,64350	0,13620	0,10220	0,12343
GFE	-0,10682	0,31895	-0,64329	-0,48893	0,18614	0,20711
C2	-0,46743	0,38848	0,48674	0,38630	0,13089	0,24522
EP	0,21020	-0,11407	0,04367	-0,93641	-0,14663	0,02627
RPA	-0,23104	0,25836	-0,00530	0,90472	0,20945	0,03980
S	-0,17490	0,34470	0,03235	0,80031	0,33745	0,08848
C1	-0,30022	0,42072	0,53035	0,57820	0,20587	-0,06977
RA	-0,08125	-0,12606	0,22046	0,34482	0,88114	-0,14668
GA	-0,00751	0,03004	-0,03967	0,21640	0,86343	-0,16158
VAP	0,09876	0,46709	-0,43567	-0,04781	0,58925	0,42420
EE	-0,17458	0,04881	-0,23446	0,19912	-0,26873	0,83056
AU	0,26824	0,26770	0,29740	0,52227	0,12183	-0,61327
FP	0,49053	0,28715	0,38628	-0,37582	-0,07203	0,53103

**TABLA 7**  
**ASIGNACION DE LAS VARIABLES (1993)**  
*Asignation of variables (1993)*

**FACTOR 1:** AT, RP, IN, CF, BB, F, BN, VAB  
**FACTOR 2:** RPA, S, C1, (-)EP, C2  
**FACTOR 3:** VAF, RA, BNF, GA  
**FACTOR 4:** RAI, FA, RE, BNRP  
**FACTOR 6:** EE, (-)AU, GFE

**TABLA 8**  
**ASIGNACION DE LAS VARIABLES (1994)**  
*Asignation of variables (1994)*

**FACTOR 1:** AT, RP, IN, CF, BB, F, BN, VAB  
**FACTOR 2:** BNRP, BNF, BNP, RE  
**FACTOR 3:** RAI, FA, (-)VAF, (-)EA, (-)GFE, C2  
**FACTOR 4:** (-)EP, RPA, S, C1  
**FACTOR 6:** EE, (-)AU, FP

Como se puede comprobar en las tablas anteriores, existe un grupo de variables muy correlacionadas entre sí, las grandes magnitudes del balance y de la cuenta de resultados, que, además, presenta una gran estabilidad de un año a otro (factor nº 1). También se pueden identificar factores como solvencia (el nº 2 para datos de 1993 y el nº 4 para datos de 1994) y el factor nº 6 en ambos años, relacionado con el endeudamiento. Adicionalmente, puede comprobarse la existencia de algunas variables que aparecen en el mismo factor, en ambos años. En términos operativos, esta correlación entre variables del mismo factor, se traduce en la imposibilidad de utilizar más de una sola variable de cada uno de los factores, así como la opción de sustituir una variable por otra, en los casos que se estime oportuno.

## REGRESION DE COMPONENTES PRINCIPALES

La variable valor bursátil puede ser estimada mediante un modelo de regresión lineal, actuando los factores como variables explicativas, con una pérdida mínima de información. En las Tablas 9 y 10 se muestran los resultados de la regresión de componentes principales para los datos de 1993 y 1994. En 1993, y para un nivel de significación estadística del 95 p. 100, únicamente el factor nº 1 resultaría significativo en la explicación del valor bursátil. El factor nº 3 estaría próximo a serlo y los nº 5 y 6 en bastante menor grado. Respecto a 1994 (Tabla 10) resultan significativos al 95 p. 100 los factores nº 1, 4 y 5.

### Obtención de la ecuación simplificada del valor bursátil de las empresas del sector alimentación

Las ecuaciones factoriales, aunque conceptualmente correctas, pueden resultar excesivamente complicadas a efectos de su uso por el valorador, ya que cada factor no es una variable observable directamente. Por ello, las ecuaciones factoriales pueden ser sustituidas por otras más operativas, empleando una sola variable de cada factor. La pérdida de capacidad explicativa en las nuevas ecuaciones no es excesiva, ya que se elige entre las variables de mayor carga factorial y correlación con el valor bursátil, con el fin de obtener el mayor coeficiente de determinación posible.

**TABLA 9**  
**REGRESION DE COMPONENTES PRINCIPALES (1993)**

*Principal components regression (1993)*

Variable	Coefficiente	Error estd.	t-valor	Nivel sig.
CONSTANTE	24909,401272	1835,038661	13,5743	0,0009
FACTOR 1	33758,336344	1000,974062	33,7255	0,0001
FACTOR 2	-2651,336656	2787,325193	-0,9512	0,4117
FACTOR 3	-2973,881762	1232,665416	-2,4126	0,0948
FACTOR 4	-746,525138	1105,494565	-0,6753	0,5479
FACTOR 5	2401,686184	1262,638046	1,9021	0,1533
FACTOR 6	-5290,154619	2646,80299	-1,9987	0,1395
R-SQ. (ADJ.) = 0,9927	SE = 3687,205065	MAE = 1576,073222		

**TABLA 10**  
**REGRESION DE COMPONENTES PRINCIPALES (1994)**

*Principal components regression (1994)*

Variable	Coefficiente	Error estd.	t-valor	Nivel sig.
CONSTANTE	28854,941334	1113,929696	25,904	0,0000
FACTOR 1	35352,095128	1159,414787	30,491	0,0000
FACTOR 2	534,146698	1159,414787	0,461	0,6612
FACTOR 3	1319,865717	1159,414787	1,138	0,2984
FACTOR 4	-3416,412978	1159,414787	-2,947	0,0257
FACTOR 5	4343,773315	1159,414787	3,747	0,0095
FACTOR 6	-969,052734	1159,414787	-0,836	0,4353
R-SQ. (ADJ.) = 0,9875		SE = 4016,33064	MAE = 1613,091178	

Otra posibilidad reside en la transformación no lineal de las variables explicativas en valor absoluto, como es el caso de la utilización de logaritmos. De este modo, las ecuaciones explicativas del valor bursátil de las empresas de sector alimentación, sobre datos de 1993, son la [3] (lineal) y la [4] (transformación no lineal) y las ecuaciones sobre datos de 1994 de las empresas de dicho sector son la [5] (lineal) y la [6] (transformación no lineal):

$$VB = -5805.340944 + 0.584637.AT + 4336.408448.BNP \quad [3]$$

$$\text{Ln VB} = -1.424909 + 1.144453.\text{Ln IN} + 0.083763.RE - 0.011968.EE \quad [4]$$

$$VB = -1.090695E4 + 1.690222.VAB + 366.283529.RPA \quad [5]$$

$$\text{Ln VB} = -1.613011 + 1.146501.\text{Ln IN} + 0.076645.RE \quad [6]$$

Los coeficientes y tests estadísticos de las ecuaciones [3], [4], [5] y [6] se muestran en las Tablas 11, 12, 13 y 14.

**TABLA 11**  
**MODELO DE REGRESION LINEAL (1993)**

*Linear regression model (1993)*

Variable	Coefficiente	Error estd.	t-valor	nivel sig.
CONSTANTE	-5805,340944	4246,350955	-1,3671	0,2015
AT	0,584637	0,037762	15,4823	0,0000
BNP	4336,408448	1570,112663	2,7618	0,0201
R-SQ. (ADJ.) = 0.9520		SE = 8381.024938	MAE = 5857.639243	

**TABLA 12**  
**MODELO DE REGRESION CON TRANSFORMACION NO LINEAL (1993)**  
*Regression model with non linear transformation (1993)*

Variable	Coefficiente	Error estd.	t-valor	nivel sig.
CONSTANTE	-1,424909	0,372477	-3,8255	0,0041
LnIN	1,144453	0,037066	30,8759	0,0000
RE	0,083763	0,013903	6,0249	0,0002
EE	-0,011968	0,003042	-3,9339	0,0034
R-SQ. (ADJ.) = 0,9879		SE = 0,142369	MAE = 0,086481	

**TABLA 13**  
**MODELO DE REGRESION LINEAL (1994)**  
*Linear regression model (1994)*

Variable	Coefficiente	Error estd.	t-valor	nivel sig.
CONSTANTE	-1,090695E4	6623,760533	-1,6466	0,1191
VAB	1,690222	0,128526	13,1508	0,0000
RPA	366,283529	127,65362	2,8694	0,0111
R-SQ. (ADJ.) = 0,9068		SE = 9945,581376	MAE = 7706,314502	

**TABLA 14**  
**MODELO DE REGRESION CON TRANSFORMACION NO LINEAL (1994)**  
*Regression model with non linear transformation (1994)*

Variable	Coefficiente	Error estd.	t-valor	Nivel sig.
CONSTANTE	-1,613011	0,734301	-2,1967	0,0431
LnIN	1,146501	0,077509	14,7918	0,0000
RE	0,076645	0,013308	5,7595	0,0000
R-SQ. (ADJ.) = 0,9339		SE = 0,388343	MAE = 0,253765	

La ecuación lineal [3] expresa el valor bursátil en función de una variable de naturaleza patrimonial, como es el activo total (AT), y otra representativa de la productividad, beneficio neto por empleado (BNP). Respecto a la ecuación con transformación no lineal [4], la variable que representa el patrimonio es el inmovilizado neto (IN), la rentabilidad viene representada por la rentabilidad económica (RE) (beneficio bruto sobre activo total) y se incorpora una tercera variable, con coeficiente negativo como corresponde a su sentido económico, que supone incluir la estructura del endeudamiento (EE) en la explicación del valor bursátil.

Existen semejanzas y divergencias entre los resultados de ambos años. Así, las variables AT y BNP son sustituidas en [5] por Valor Añadido Bruto (VAB), representativa de los

resultados, y recursos propios sobre activo total (RPA), relacionada con la estructura del balance. Por otra parte, en la ecuación [6] deja de ser significativa la estructura del endeudamiento (EE), manteniéndose el IN y la RE. Estas dos últimas ecuaciones [5] y [6] presentan una menor capacidad explicativa que la [3] y [4], ya que ha disminuido el coeficiente de determinación.

### Comparación entre el valor bursátil real y los distintos valores estimados en las empresas del sector alimentación

En las Tablas 15 y 16 se recoge el número de orden (Nº) de mayor a menor, el valor bursátil (VB), el valor bursátil estimado por ecuaciones multivariantes, lineales (VABML) y logarítmicas (VABMLN), todo ello en millones de pesetas, así como los errores relativos en tanto por uno (E1 y E2, respectivamente).

**TABLA 15**  
**VALORACION BURSATIL DE LAS EMPRESAS DEL SECTOR ALIMENTACION.**  
**DATOS 1993**

*Stock market valuation of food sector companies. 1993*

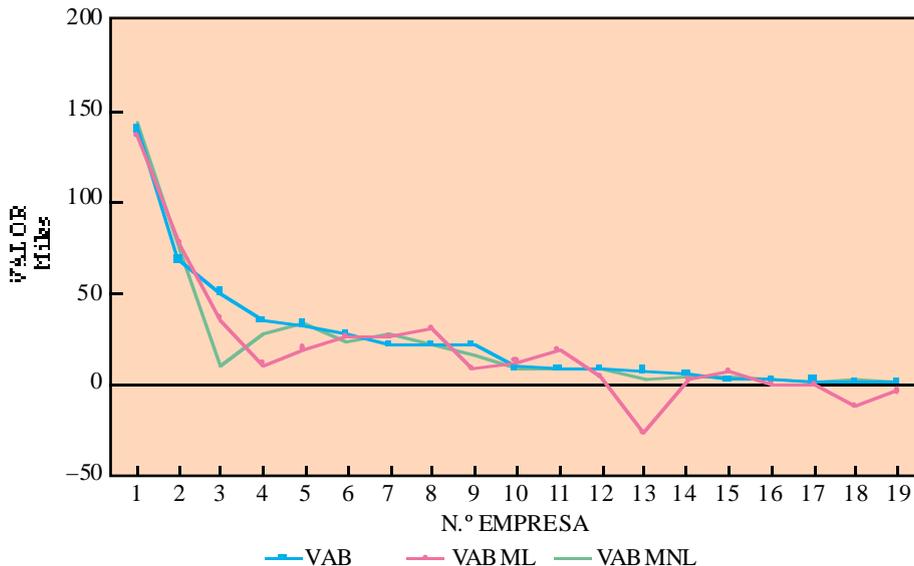
Empresa	N.º	VB	VABML	VABMNL	E1	E2
TABACALERA	1	139450	135561	144869	0,03	-0,04
EBRO AGRICOLAS	2	67603	76674	73108	-0,13	-0,08
VISCOFAN	3	48579	35337	9282	0,27	0,81
SAN MIGUEL	4	34643	9633	26965	0,72	0,22
CAMPOFRIO	5	32675	18820	32112	0,42	0,02
DAMM SOCIEDAD ANONIMA	6	26547	25805	24567	0,03	0,07
GENERAL AZUCARERA DE ESPAÑA	7	21387	25041	27591	-0,17	-0,29
KOIPE	8	20213	29056	20098	-0,44	0,01
AGUILA	9	20203	8056	15408	0,60	0,24
BODEGAS Y BEBIDAS	10	8902	11941	8690	-0,34	0,02
PESCANOVA	11	8014	18574	7815	-1,32	0,02
OMSA ALIMENTACION	12	7852	4352	7646	0,45	0,03
PULEVA	13	7071	-27325	1656	4,86	0,77
CONSERVAS GARAVILLA	14	4492	3271	3925	0,27	0,13
UNION RESINERA	15	3073	5980	3265	-0,95	-0,06
PASCUAL HERMANOS, S. A.	16	2391	-589	162	1,25	0,93
FRIMANCHA	17	1303	-322	1484	1,25	-0,14
ACEPROSA	18	1270	-12395	2687	10,76	-1,12
NATRA	19	864	-4098	613	5,74	0,29

Las Figuras 4 y 6 representan el valor bursátil real de las empresas del sector alimentación, en comparación a los dos valores bursátiles estimados mediante las ecuaciones [3], [4], [5] y [6], respectivamente para ambos años. Los errores relativos en tanto por uno se muestran en las Figuras 5 y 7. Como se ha puesto de manifiesto en las figuras anteriores, la transformación logarítmica de las variables de grandes magnitudes, proporciona una mejor estimación del valor bursátil.

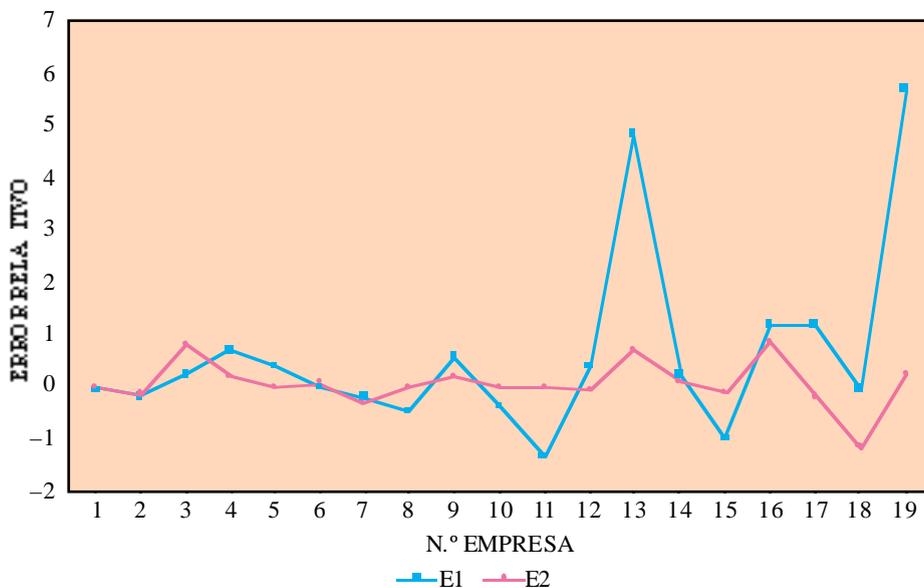
**TABLA 16**  
**VALORACION BURSÁTIL DE LAS EMPRESAS DEL SECTOR ALIMENTACION.**  
**DATOS 1994**

*Stock market valuation of food sector companies. 1994*

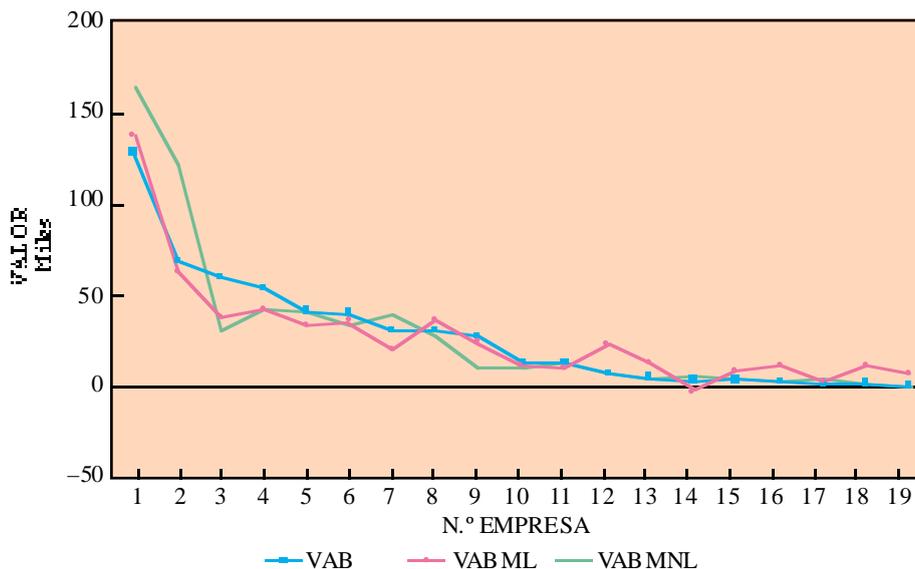
Empresa	N.º	VB	VABML	VABMNL	E1	E2
TABACALERA	1	129029	138461	165804	-0,07	-0,29
EBRO AGRICOLAS	2	68854	64308	122392	0,07	-0,78
SAN MIGUEL	3	59216	38449	31927	0,35	0,46
VISCOFAN	4	54044	41796	42205	0,23	0,22
DAMM SOCIEDAD ANONIMA	5	41814	33783	40342	0,19	0,04
CAMPOFRIO	6	40156	36431	33474	0,09	0,17
KOIFE	7	31204	20096	41221	0,36	-0,32
GENERAL AZUCARERA DE ESPAÑA	8	31172	36016	28690	-0,16	0,08
AGUILA	9	27833	25129	11481	0,10	0,59
BODEGAS Y BEBIDAS	10	13497	11949	10835	0,11	0,20
PESCANOVA	11	13323	10519	13378	0,21	-0,00
OMSA ALIMENTACION	12	7814	23739	6913	-2,04	0,12
CONSERVAS GARAVILLA	13	5412	14340	5712	-1,65	-0,06
PULEVA	14	4576	-1153	5746	1,25	-0,26
PASCUAL HERMANOS	15	3973	8980	4248	-1,26	-0,07
UNION RESINERA ESPAÑOLA	16	3024	12232	3895	-3,04	-0,29
ACEPROSA	17	2151	3959	4321	-0,84	-1,01
FRIMANCHA	18	1652	12501	1624	-6,57	0,02
NATRA	19	486	7696	487	-14,84	-0,00



**Fig. 4.—Representación de los valores obtenidos frente al valor bursátil real (1993)**  
*Representation of the obtained values front real stock exchange value (1993)*



**Fig. 5.**—Errores relativos en tanto por uno (1993)  
*Relative errors in proportion per one (1993)*



**Fig. 6.**—Representación de los valores obtenidos frente al valor bursátil real (1994)  
*Representation of the obtained values front real stock exchange value (1994)*

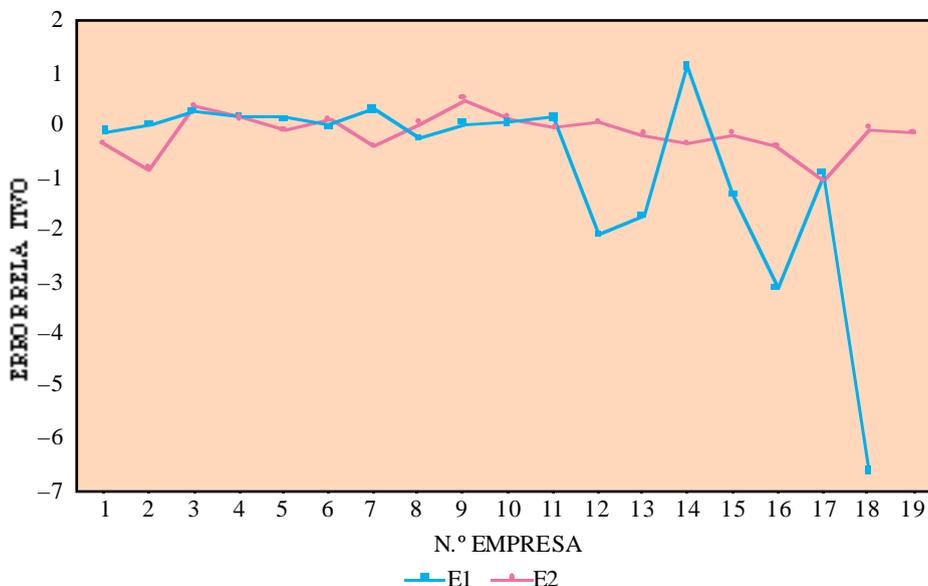


Fig. 7.—Errores relativos en tanto por uno (1994)  
Relative errors in proportion per one (1994)

### Valoración de las empresas del sector alimentación mediante el empleo de ecuaciones univariantes

Siguiendo la metodología indicada respecto a la obtención de ecuaciones univariantes, se han calculado, por análisis de regresión, los coeficientes de proporcionalidad para las variables del factor dimensión representativas del patrimonio y de los resultados de la empresa. En la Tabla 17 se muestran dichos coeficientes obtenidos a partir de los datos de los años 1993 y 1994, así como los coeficientes de determinación (estos coeficientes de

**TABLA 17**  
**COEFICIENTES UNIVARIANTES DE LAS EMPRESAS DEL SECTOR ALIMENTACION**

*Univariant coefficients of food sector companies*

Var.	Coef. 93	R <sup>2</sup> (%)	Coef. 94	R <sup>2</sup> (%)	Dif.	T.
RP	1,307910	88,85	1,362387	89,66	0,05	0,04
AT	0,575918	93,22	0,541036	86,18	-0,03	-0,06
IN	1,068294	86,63	1,177583	85,24	0,11	0,10
BN	23,244036	88,20	11,299198	72,58	-11,94	-0,51
BB	15,215337	89,65	7,851821	76,41	-7,36	-0,48
CF	9,699087	92,98	7,288242	93,23	-2,41	-0,25

determinación no son comparables con los modelos multivariantes, por no incluir término independiente) y la diferencia en valor absoluto (DIF) y en tanto por uno (T) entre los coeficientes de ambos años.

A partir de los resultados obtenidos para modelos univariantes en el sector alimentación y en el período estudiado (Tabla 17), se pueden obtener algunas conclusiones para la valoración de las empresas del sector alimentación:

1.<sup>a</sup> Se observa la elevada estabilidad de los coeficientes de proporcionalidad de las variables de naturaleza patrimonial (AT, RP e IN), con variaciones relativas que se sitúan en porcentajes inferiores o iguales al 10 p. 100.

2.<sup>a</sup> Del mismo modo, se aprecia la inestabilidad de los coeficientes que afectan a las variables relacionadas con los resultados. En este grupo, los coeficientes de BB y BN se reducen prácticamente un 50 p. 100, de un año a otro. Es decir, las expectativas de beneficios han disminuido en el sector alimentación, los inversores pagan unos múltiplos menores por los beneficios en la compra de las acciones de las empresas del sector alimentación.

3.<sup>a</sup> En el grupo de las variables relacionadas con los resultados, el coeficiente del CF ha resultado ser el de mayor capacidad explicativa del valor bursátil. Además, presenta menor variabilidad interanual que los otros estimadores de los resultados (BB y BN) y evita los problemas relacionados con el cálculo de las amortizaciones, a través de las cuales se puede alterar los resultados de la empresa.

## **CUADRO RESUMEN DE LA VALORACION DE LAS EMPRESAS DEL SECTOR ALIMENTACION**

En las Tablas 18 y 19 se aplican las ecuaciones multivariantes [3], [4], [5] y [6], así como tres ecuaciones univariantes: las dos que son susceptibles de ser interpretadas como métodos clásicos (RP) y (BN) y se añade la de mayor capacidad explicativa basada en resultados (CF). Es de destacar que, según el criterio utilizado (patrimonio, beneficio, rentabilidad, etc.), los valores calculados difieren para una misma empresa. Esta característica no es exclusiva de los modelos econométricos, ya que distintas hipótesis sobre el tipo de actualización, el horizonte temporal, o los criterios de depuración del activo, conducen a una amplia gama de valores cuando se utilizan los métodos convencionales de valoración de empresas. Si no ocurriera esto, el proceso de valoración sería automático, de tal manera que un ordenador iría asignando valores a las empresas una vez conocida la fórmula «mágica» definitiva. La labor del valorador es difícil, porque, ante la posibilidad de elegir diferentes valores, ha de optar por uno de ellos, un conjunto pequeño o un intervalo, teniendo en cuenta las circunstancias específicas de cada empresa, mercado, momento y objetivo de la valoración.

**TABLA 18****CUADRO RESUMEN DE LA VALORACION DE LAS EMPRESAS DEL SECTOR ALIMENTACION. DATOS 1993***Summary of food sector companies valuation. 1993*

Empresa	VB	VABML	VABMNL	VABRP	VABCF	VBBN
ACEPROSA	1270	-12395	2687	6359	-13436	-50480
AGUILA,S.A.	20203	8045	15408	9991	7885	-139259
BODEGAS Y BEBIDAS, S. A.	8902	11941	8690	14298	13193	13107
CAMPOFRIO	32675	18820	32112	28515	41148	36881
CONSERVAS GARAVILLA	4492	3271	3925	8227	7944	6229
DAMM SOCIEDAD ANONIMA	26547	20019	31096	22886	48583	50602
EBRO AGRICOLAS, S. A.	67603	76674	73108	106822	53304	50483
FRIMANCHA,IND.CARNICAS, S. A.	1303	-322	1484	2323	3122	4837
GRAL. AZUCARERA DE ESPAÑA	21387	25041	27591	29384	50008	54833
KOIFE, S. A.	20213	29056	20098	17894	13868	23585
NATRA, S. A.	864	-4098	613	2482	1036	-1448
OMSA ALIM. S. A. (OSCAR MAYER)	7852	4352	7646	10132	13744	20408
PASCUAL HERMANOS, S. A.	2391	-589	162	3524	-16265	-53182
PESCANOVA, S. A.	8014	18574	7815	12684	14845	28851
SAN MIGUEL, S. A.	34643	8698	12437	21684	27135	—
TABACALERA	139450	135561	144869	106800	125138	111804
PULEVA	7071	-27943	1540	3915	-70929	-214101
UNION RESINERA	3073	5980	3265	5901	1843	3138
VISCOFAN	48579	35337	9282	28371	44577	42134

**TABLA 19****CUADRO RESUMEN DE LA VALORACION DE LAS EMPRESAS DEL SECTOR ALIMENTACION. DATOS 1994***Summary of food sector companies valuation. 1994*

Empresa	VB	VABML	VABMNL	VABRP	VABCF	VBBN
ACEPROSA	2151	3959	4321	6800	3673	-1989
AGUILA, S. A. (EL)	27833	25129	11481	19234	364	-46496
BODEG.Y BEBIDAS, S. A.	13497	11949	10835	15337	10479	7306
CAMPOFRIO, S. A.	40156	36431	33474	29846	29919	21347
CONSERVAS GARAVILLA	5412	14340	5712	9136	7325	5175
DAMM SOCIEDAD ANONIMA	41814	33783	40342	24326	39794	28937
EBRO ALIMENTACION	68854	64308	122392	92203	62851	46381
FRIMANCHA,IND.CARNICAS, S. A.	1652	12501	1624	2601	2610	2576
GRAL AZUCARERA DE ESP. (SDAD)	31172	36016	28690	33211	39903	34576
KOIFE, S. A.	31204	20096	41221	54810	16486	18881
NATRA, S. A.	486	7696	487	2351	170	-1630
OMSA ALIM. S. A. (OSCAR MAYER)	7814	23739	6913	11058	10349	8429
PASCUAL HERMANOS	3973	8980	4248	3056	-306	-6124
PESCANOVA, S. A.	13323	10519	13378	14052	8908	10908
S. MIGUEL, FCAS. CERV. Y MALTA	59216	38449	31927	23703	35078	26338
TABACALERA	129029	138461	165804	118746	143680	124641
PULEVA	4576	-1153	5746	1362	-2653	-22519
UNION RESINERA ESPAÑOLA (LA)	3024	12232	3895	6234	2949	3001
VISCOFAN	54044	41796	42205	31205	38956	27265

## CONCLUSIONES

El propósito del presente trabajo ha sido la obtención de ecuaciones explicativas del valor bursátil de una empresa del sector alimentación a partir de la información económico-financiera suministrada por la misma en los años 1993 y 1994.

Mediante la regresión de componentes principales se han calculado ecuaciones de valoración fundamental de empresas agroalimentarias que cotizan en Bolsa sintetizando la información presente en el mercado sin, prácticamente, disminución del coeficiente de determinación respecto al modelo general. Los coeficientes tienen el signo esperado y poseen sentido económico, evitándose el problema derivado de la multicolinealidad.

La aportación de esta metodología a la valoración de empresas se ve potenciada por las dificultades e imprecisiones en la aplicación de los métodos tradicionales. La existencia de hipótesis restrictivas y alejadas de la realidad, así como los errores inevitables que se cometen por la necesidad de realizar predicciones sobre los parámetros (resultados, tasa de descuento, crecimiento, etc.) en las valoraciones convencionales son una buena muestra de ello. No obstante, hay que tener presente que la ecuación obtenida mediante este modelo econométrico tiene una validez temporal y local, que marca no solamente el valor de los coeficientes, sino también la propia estructura del modelo. Por tanto, para cada momento de tiempo y Mercado de Valores es preciso formular una nueva ecuación explicativa a partir de la metodología propuesta.

El análisis multivariante realizado sobre las 19 empresas del sector alimentación indica que el factor que contribuye en mayor grado a la explicación del valor bursátil es la dimensión de la empresa y está integrado por las variables en valor absoluto del balance y de la cuenta de resultados: activo total, recursos propios, inmovilizado neto, *cash-flow* neto, beneficio bruto y neto, valor añadido bruto y facturación. Algunas de estas variables han sido utilizadas como explicativas en los modelos de regresión univariantes, representando casos particulares de los métodos convencionales de valoración bursátil basados en múltiplos (ratio PER, ratio «q», etc.).

Respecto a las ecuaciones multivariantes simplificadas, en 1993 la ecuación lineal [3] expresa el valor bursátil en función de una variable de naturaleza patrimonial, como es el activo total (AT), y otra representativa de la productividad, beneficio neto por empleado (BNP). En cuanto a la ecuación con transformación no lineal [4], la variable que representa el patrimonio es el inmovilizado neto (IN), la rentabilidad viene representada por la rentabilidad económica (RE) (beneficio bruto sobre activo total) y se incorpora una tercera variable, con coeficiente negativo como corresponde a su sentido económico, que supone incluir la estructura del endeudamiento (EE) en la explicación del valor bursátil.

Existen semejanzas y divergencias entre los resultados de ambos años. Así, las variables AT y BNP son sustituidas en la ecuación [5] por el Valor Añadido Bruto (VAB), representativa de los resultados, y recursos propios sobre activo total (RPA), relacionada con la estructura del balance. Por otra parte, en la ecuación [6] deja de ser significativa la estructura del endeudamiento (EE), manteniéndose el inmovilizado neto (IN) y la rentabilidad económica (RE). Estas dos últimas ecuaciones [5] y [6], presentan un menor coeficiente de determinación respecto a las ecuaciones [3] y [4], lo que indica una menor capacidad explicativa del valor bursátil. En cualquier caso, la transformación logarítmica de las variables en valor absoluto, ha disminuido el error relativo cometido en las estimaciones.

## SUMMARY

### Stock-Market valuation of agricultural and food companies

The aim of this work is to obtain explanatory equations for the stock-market value of agricultural and food companies, using the economic-financial information supplied by the same. Equations of fundamental valuation of agricultural and food companies have been calculated by means of combination of factor analysis of principal components and multiple regression, synthesizing the available information in the market and avoiding the frequent problem of multicollinearity. In this way, besides conventional methods, another additional criterion of valuation of companies is used, being useful in stock-market operations, in processes of concentration or for financial administration of these companies.

**KEY WORDS:** Valuation of companies  
Econometric models  
Agricultural and food companies  
Stock-market analysis

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- ALONSO R., MARTIN D.L., 1995. Un análisis económico-financiero de las empresas agroalimentarias que cotizan en la Bolsa de Madrid, Invest. Agr.: Econ. Vol. 10 (1), pp. 5-26.
- BALLESTERO E., 1991. Métodos evaluatorios de auditoría, Alianza, Madrid.
- BRILMAN J., MAIRE C., 1988. Manuel d'évaluation des entreprises, Les Editions d'Organisation, Paris.
- CABALLER V., 1994. Métodos de valoración de empresas, Pirámide, Madrid.
- CABALLER V., MOYA I., 1996. Valoración analógico-bursátil de las Cajas de Ahorro españolas. Nuevos desarrollos (fraccionamiento óptimo y no linealidad), Comunicaciones V Foro de Finanzas, CECA, Madrid, pp. 73-101.
- CABALLER V., MOYA I., 1997. Companies valuation: an analogical stock-market empirical approach, Contemporary Developments in Finance, Topsacalian, P. (ed.), Editions ESKA, Paris.
- CARRASCO F., 1988. Relación entre los enfoques de empresa y de goodwill. Implicaciones estratégicas de su adquisición, Alta Dirección, nº 138, pp. 137-143.
- CIBRAN P., CRESPO M.A., 1994. Incidencia de la información financiera en los precios de las acciones, Análisis Financiero (63), pp. 40-47.
- COPELAN T., KOLLER T., MURRIN J., 1990. Valuation: Measuring and managing the value of companies, John Wiley, New York.
- CORNELL B., 1993. Corporate Valuation, Business One Irwin, Homewood Illinois.
- CUADRAS C.M., 1991. Métodos de análisis multivariante, Eunibar, Barcelona.
- DARLING J., TAMURA H., 1970. Use of Orthogonal Factors for Selection of Variables in a Regression Equation, Applied Statistique (19), pp. 260-268.
- DRAPER N., SMITH H., 1966. Applied Regression Analysis, Wiley, New York.
- FAMA E.F., 1991. Efficient Capital Markets II, Journal of Finance (46) December, pp.1575-1617.
- FAMA E.F., FRENCH K.R., 1992. The cross-section of expected stock returns, Journal of Finance, June, pp. 427-465.
- GOMEZ-BEZARES F., MADARIAGA J.A., SANTIBAÑEZ J., 1994. Valoración de acciones en la Bolsa española. Desclee de Brouwer, Bilbao.
- GUERRA A., MONTERREY J., 1994. Recientes desarrollos en análisis fundamental. La reconstrucción de la empresa en el nuevo orden económico, AEDEM, Cáceres, pp. 663-677.
- LEV B., THIAGARAJAN R., 1993. Fundamental Information Analysis, Journal of Accounting Research (31), pp. 190-215.
- MASCAREÑAS J., 1992. La valoración de una empresa que cotiza en Bolsa, Actualidad Financiera, (17), pp. 297-320.
- MILLER M., MODIGLIANI F., 1961. Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares, Journal of Business, October, pp. 411-433.
- MOYA I., OLTRA M.J., 1993. Las empresas agroalimentarias. Un análisis empresarial y bursátil, CIRIEC, Nº 12, pp.207-238.
- MOYA I., 1995. Valoración bursátil de empresas. Propuesta de una metodología, Análisis Financiero (66), pp. 92-106.

- MOYA I., 1996. Valoración analógico-bursátil de empresas. Aplicación a las Cajas de Ahorro, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 25 (86), pp. 199-234.
- OU J.A., PENMAN S.H., 1989. Financial statement analysis and the prediction of stock returns, *Journal of Accounting and Economics* (11), June, pp. 295-329.
- ROMERO C., 1996. Introducción a la financiación empresarial y al análisis bursátil, Alianza, Madrid.
- ROSS S.A., 1976. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory* (13), December, pp. 341-360.
- SHARPE W.F., 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of risk, *Journal of Finance* (19), pp. 425-442.