

José Luis Gallizo
Larraz y
Manuel Salvador
Figueras
Universidad de Zaragoza

MEDIDA DEL PROCESO DE AJUSTE DE LOS RATIOS FINANCIEROS. UN ANÁLISIS EN SECTORES INDUSTRIALES (*)

*Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Key words.—1. Introducción.—
2. El modelo de ajuste parcial: 2.1. Marco teórico. 2.2. Trabajos previos.—
3. Descripción del estudio: 3.1. Datos e industrias analizadas.
3.2. Metodología aplicada.—4. Análisis de los resultados: 4.1. Estimación
máximo-verosímil de los coeficientes de ajuste. 4.2. Similitud de coeficiente de
ajuste. 4.3. Estimación del coeficiente de ajuste medio.—5. Conclusiones.—
Bibliografía.*

RESUMEN

EN este trabajo hemos querido estudiar si los ratios financieros de los sectores industriales tienen valores de equilibrio en su comportamiento a largo plazo respecto a un *target* u objetivo para el que no requerimos su conocimiento específico. Para ello hemos analizado el *modelo de ajuste parcial* desde una óptica bayesiana, estudiando el grado de similitud de los coeficientes de ajuste de los seis ratios significativos a los efectos de análisis de empresa, elaborados por la Central de Balances

(*) Esta investigación ha sido financiada con el Proyecto P12/98 de la Comisión del Consejo Superior de Investigación y Desarrollo (CONSID) y el Proyecto SEC97-1337 de la CICYT.

del Banco de España por sectores industriales. Hemos construido un modelo jerárquico que nos ha permitido analizar qué grupos de empresas tienen un coeficiente de ajuste más similar y con qué velocidad el ratio retorna al equilibrio a partir de condiciones de desequilibrio.

En el estudio realizado hemos encontrado un alto grado de similitud en los coeficientes de ajuste de los sectores, con un porcentaje de eliminación de los *shocks* acumulados de años anteriores, que van de un 37 por 100 para el margen de explotación, a un 49 por 100 para el endeudamiento financiero, quedando los otros cuatro ratios entre estos dos extremos.

PALABRAS CLAVE

Ratios financieros; Valores de equilibrio; Modelo de ajuste parcial; Análisis bayesiano.

ABSTRACT

In this survey we test if the financial ratios different industries has equilibrium values. We analyzed the partial adjustment over time and the relative weights of the industry forces. We use the six financial of the Central Balance Sheet Offices (Central de Balances del Banco de España).

The results show a high similarity degree in the industry adjustment coefficient, with the elimination percentage ranges between 37% for the profit margin and 49% for the financial borrowing.

KEY WORDS

Financial ratios equilibrium values; Partial adjustment model; Bayesian analysis.

1. INTRODUCCIÓN

Los usuarios de estudios de análisis financieros se quedan a veces con dudas de los informes elaborados, respecto a si se ha aportado una acertada interpretación económica a la variación experimentada por los ratios. Así, en situaciones en las que una empresa ha progresado favorablemente, se preguntan si esa evolución positiva es todo lo que la entidad, con sus características y circunstancias de desarrollo podía conseguir, quizás dudando sobre si una determinada mejoría se ha debido tan sólo a una favorable coyuntura económica, o si independientemente de esto, la empresa ha alcanzado los objetivos proyectados.

La fijación de objetivos forma parte de la tarea de los directivos de compañías, quienes incluyen entre sus previsiones ratios financieros deseables para ser comparados con los resultados reales de los mismos y así controlar sus operaciones y resultados. Con el interés de estudiar esta tarea de fijación de objetivos ha sido frecuente encontrar en los trabajos de análisis de estados financieros, referencias a la necesidad que las empresas tienen de corregir los ratios financieros respecto a determinadas *metas u objetivos* [ver, Rees, B., 1995, p. 35].

En circunstancias muy concretas, los objetivos planteados por los directivos de empresas y grupos se fijan sobre los valores medios del sector industrial en el que la entidad opera; en otros casos, se establecen ratios deseables de acuerdo a determinadas previsiones. Pero lo que resulta evidente, es que las empresas siempre reaccionan ante los cambios producidos con determinadas actuaciones que tienen como consecuencia equilibrar sus indicadores financieros. [Haskins *et al.*, 1996, 211].

Las situaciones de desequilibrio son diversas y surgen de su *entorno*, por muy diversos motivos: disminución de la demanda, elevación de los tipos de interés, etc., y/o de su *propia organización*, disminución de los niveles de almacenamiento, conflictos laborales, etc., derivando los ajustes en los ratios hacia una combinación óptima de las partidas en ellas representadas.

Por ello creemos de interés examinar el comportamiento temporal de los ratios financieros y comprobar si éste es consistente con un mecanismo de ajuste. Los primeros trabajos como los de Gordon [1964] y Lev [1969] suponía que el objetivo o meta para cada ratio podía ser aproximadamente la media del sector; sin embargo, investigaciones posteriores como las de Foster [1986: 198] y más recientemente las de Davis y Peles [1993], dudan sobre la validez de estas suposiciones.

Sobre esta línea de investigación, nuestro trabajo consistirá en comprobar si los ratios de los sectores industriales tienen valores de equilibrio en su comportamiento a largo plazo, respecto a un *objetivo* para el que no requerimos un conocimiento específico del mismo. Para ello, analizaremos el «modelo de ajuste parcial» desde una óptica bayesiana, estudiando el grado de similitud de los coeficientes de ajuste de seis ratios financieros, elaborados por la Central de Balances del Banco de España para todos los sectores industriales, construyendo un modelo jerárquico que nos permita analizar qué grupos de empresas tienen un coeficiente de ajuste más similar, y medir la velocidad con que el ratio retorna al equilibrio, a partir de condiciones de desequilibrio.

El plan del trabajo es como sigue: en la sección 2 se plantea, brevemente, el marco teórico del trabajo, explicando en qué consiste el modelo de ajuste parcial y analizando algunos de los principales estudios existentes sobre el mismo; en la sección 3 se describe el estudio realizado, describiendo el conjunto de datos analizados y presentando el modelo jerárquico bayesiano utilizado para analizar la similitud de los coeficientes de ajuste así como la metodología estadística; en la sección 4 se analizan los resultados obtenidos; por último, en la sección 5 se exponen las conclusiones del trabajo.

2. EL MODELO DE AJUSTE PARCIAL

2.1. MARCO TEÓRICO

Sea Y un ratio financiero de una empresa y sea y_t el valor del ratio Y en el período t . El modelo de ajuste parcial supone la existencia de un nivel de equilibrio de dicho ratio, μ , en torno al cual la empresa desea que el ratio Y tome valores. Sin pérdida de generalidad, supondremos que en algún tiempo pasado $y_0 = \mu$. Si en el período $t = 1$ el ratio financiero ha estado sometido a algún *shock* ε_1 , se tendrá que $y_1 = \mu + \varepsilon_1$. La desviación de dicho nivel de equilibrio forzarán a la empresa a intentar eliminar el efecto de dicho *shock*. Este proceso de ajuste no ocurre de forma inmediata y se supone que en 1 período se elimina el 100η por 100 del efecto acumulado de todos los *shocks* previos; por consiguiente, el nivel del ratio financiero en el período 2 vendrá dado por:

$$y_2 = \mu + (1 - \eta) \varepsilon_1 + \varepsilon_2$$

donde ε_2 es el *shock* sufrido en el período 2. En general, por un argumento inductivo, se llega a que en el período t :

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \beta\varepsilon_{t-1} + \dots + \beta^{t-1} \varepsilon_1$$

donde $\beta = 1 - \eta$. Se sigue que:

$$y_t - \beta y_{t-1} = \mu\eta + \varepsilon_t \Rightarrow y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ donde } \alpha = \mu\eta$$

A η se le denomina coeficiente de ajuste de la empresa y mide la capacidad de reacción de los directivos de la empresa a *shocks* imprevistos que afectan al ratio.

En este trabajo supondremos que los shocks ε_t se producen aleatoriamente siguiendo un proceso de ruido blanco con $E[\varepsilon_t] = 0$, $Var[\varepsilon_t] = \sigma^2$ por lo que Y es un proceso AR(1). Dicho proceso tiene un valor de equilibrio en torno al cual oscila si es débilmente estacionario, es decir, si se verifica que $-1 < \beta < 1$. En este caso el valor de equilibrio vendrá dado por la media incondicional de dicho proceso, $\frac{\alpha}{1-\beta}$; además, si $0 < \beta < 1$ el coeficiente de ajuste de la empresa será igual a $1 - \beta$.

2.2 TRABAJOS PREVIOS

Lev, B. [1969], fue el primero que propuso el modelo de ajuste parcial bajo la presunción de que las empresas utilizan los valores medios del sector como *meta o medida de referencia*, demostrando que los ratios financieros se ajustan periódicamente a los valores medios de su sector. Lee y Wu [1988] incorporaron en el modelo la persistencia de cambios en la media del sector dentro del proceso de ajuste de ratios.

Por su parte, Peles, Y., y Schneller, M. [1989], consideran que un ratio tiene un valor de equilibrio, de forma que, al experimentar una desviación de los objetivos gerenciales, esto provoca en la empresa el inicio de acciones para que el ratio retorne a dicho valor. No obstante, consideran que las empresas no tienen por qué objetivar los ratios, pero aunque así lo hicieran, la conjunción de las actuaciones directivas, con las fuerzas externas del mercado y del comportamiento del propio sector, serán las que establezcan los valores de equilibrio.

Los mencionados autores atenuaron la presunción de Lev y localizaron para cada entidad valores de equilibrio inobservables, adoptando tres condiciones en su investigación: 1.ª Todas las empresas tienen el

mismo β ; 2.^a Los objetivos inobservables son estables en el tiempo, y 3.^a Hay una base no muestral en la medida del coeficiente de correlación.

Davis, H. y Peles, Y. [1993], mejoraron el modelo anterior moderando estas condiciones, y encontrando diferentes coeficientes de ajuste para las empresas, al dividir β/β' como ratio de ajuste de un sector. Así, en un problema similar al planteado en nuestro estudio, utilizan el método de la mínima χ^2 como método de estimación y trabajan con una normalización de Fisher del coeficiente de autocorrelación muestral de orden 1 corregida por sesgo. En su estimación, todas las series tienen implícitamente el mismo peso a la hora de estimar el coeficiente de ajuste medio y no tienen en cuenta la posibilidad de que existan series con coeficientes de ajuste muy diferentes del resto que puedan distorsionar la estimación del coeficiente de ajuste medio.

Recientemente, Wu y Kathy Ho [1997] han propuesto un modelo alternativo para analizar el comportamiento de los ratios financieros obteniendo unos resultados que reflejan que los cambios en los ratios financieros pueden deberse a *shocks* externos y ajustes estratégicos de la gestión, y que la velocidad de reacción de los ratios hacia objetivos óptimos varía entre las industrias y tamaños de las empresas.

En este trabajo analizaremos el modelo de ajuste parcial pero aplicando un modelo bayesiano jerárquico que nos permitirá estimar el valor medio en torno al cual oscilan los coeficientes de ajuste de los sectores analizados y localizar qué sectores no siguen la pauta general. De esta forma mejoramos la estimación del valor medio anterior eliminando la influencia de dichos sectores. Para ello construimos un modelo jerárquico que analizamos desde una perspectiva bayesiana. Utilizando dicho modelo calculamos la probabilidad de que un sector concreto posea un coeficiente de ajuste similar al resto de los sectores (ver Tabla IV) y, por tanto, localizar aquellos sectores sospechosos de ser significativamente distintos del resto; además, estimamos el valor medio en torno al cual oscilan los coeficientes de ajuste de los sectores similares.

Con el fin de confirmar los resultados así obtenidos, comparamos los modelos que suponen que los sectores sospechosos de ser distintos de los demás realmente lo son con los que no cumplen esta hipótesis. Para ello utilizamos dos criterios: el factor pseudo-Bayes [Geisser y Eddy 1979, Gelfand y Dey 1994] y el error predictivo medio eliminando una observación [Gelfand y Dey 1994]. Dichos criterios confirman los resultados obtenidos con el modelo jerárquico.

En lo que sigue supondremos que $-1 < \beta < 1$. Estudios similares hechos previamente [Peles y Schneller 1989], [Davis y Peles 1993] presentan evidencia empírica que avalan la razonabilidad de dicha hipótesis.

3. DESCRIPCIÓN DEL ESTUDIO

En esta sección se describen los datos estudiados en el trabajo (secc. 3.1) y se plantea la metodología usada para realizar dicho análisis (secc. 3.2).

3.1. DATOS E INDUSTRIAS ANALIZADAS

Hemos utilizado ratios financieros extraídos de la Central de Balances del Banco de España para un período de diez años comprendido entre 1986 y 1995, en el que los datos tienen periodicidad anual, obtenidos de la agregación de 7.217 empresas clasificadas por actividades en 14 sectores, además de por tamaños y en públicas y privadas, cuyos criterios de segmentación pueden consultarse en la nota metodológica de la propia Central de Balances (Tabla II).

El criterio de elección de los ratios consistió en seleccionar los que la Central de Balances denomina «ratios significativos a los efectos de análisis de empresa» debido a su efectividad en el análisis financiero agregado por industrias aplicados en el estudio de la Central «Resultados Anuales de las Empresas no Financieras». Son seis ratios que cubren las diferentes parcelas de análisis empresarial en lo relativo a rentabilidad, solvencia, coste de capital y margen, tomados según la definición de la Tabla I.

Respecto a la cobertura, la base de datos de la Central de Balances se nutre de información contable de empresas que aportan el 34 por 100 del valor añadido bruto al coste de los factores generado en el sector de empresas no financieras. En otros términos, empresas que poseen el 31 por 100 del personal asalariado respecto al total de empresas no financieras. Por tanto, es una amplia muestra que alcanza el 24 por 100 de las recogidas en el Directorio Central de Empresas del INE. De todas las formas, hay que tener en cuenta que no es una muestra estadística, siendo la colaboración de las empresas voluntaria y donde predomina la empresa grande con aproximadamente el 77 por 100 del VAB recogido en la base de datos (1).

(1) Hemos utilizado la base cerrada a 1995; sin embargo, es sabido por los usuarios de la base de la CBBE que en ella a veces se incorporan nuevas empresas, pudiendo provocar sesgos en la muestra.

TABLA I
CÁLCULO DE RATIOS

<i>Conceptos de balance</i>	<i>Conceptos de pérdidas y ganancias</i>
a) Recursos propios	1. Valor de la producción
b) Recursos ajenos con coste	2. Intereses por financiación recibida
c) Activo neto	3. Resultado bruto de explotación
	4. Resultado antes de impuestos
	5. Resultado neto total
R1. Rentabilidad del activo neto	$[(2 + 4)/c]*100$
R2. Gastos financieros sobre recursos ajenos remunerados	$(2/b)*100$
R3. Rentabilidad de los recursos propios	$(5/a)*100$
R4. Endeudamiento	$(b/c)*100$
R5. Apalancamiento financiero	$R1 - R2$
R6. Margen de explotación	$(3/1)*100$

Tabla II
SECTORES INDUSTRIALES ANALIZADOS

1	INDUSTRIAS EXTRACTIVAS (EXTR)
2	INDUSTRIAS MANUFACTURERAS (MANUF)
3	INDUSTRIAS DE ALIMENTACIÓN, BEBIDAS Y TABACO (ALIM)
4	REFINO DE PETRÓLEO Y TRATAMIENTO DE COMBUSTIBLES NUCLEARES (PETROL)
5	INDUSTRIAS QUÍMICAS (QUI)
6	TRANSFORMACIÓN DEL VIDRIO, CERÁMICA Y METALES
7	INDUSTRIA DE MATERIAL Y EQUIPO ELÉCTRICO, ELECTRÓNICO Y ÓPTICO (OPT)
8	TRANSFORMACIÓN DEL VIDRIO, CERÁMICA Y METALES
9	OTRAS INDUSTRIAS MANUFACTURERAS (OTRAS)
10	PRODUCCIÓN Y DISTRIBUCIÓN DE ENERGÍA ELÉCTRICA, GAS Y AGUA (GAS)
11	CONSTRUCCIÓN (CONST)
12	COMERCIO (COMER)
13	TRANSPORTE, ALMACENAMIENTO Y COMUNICACIONES (TRANSP)
14	TOTAL (TOTAL)
15	PEQUEÑAS (PEQ)
16	MEDIANAS (MED)
17	GRANDES (GRA)
18	PÚBLICAS (PUB)
19	PRIVADAS (PRIV)

3.2. METODOLOGÍA APLICADA

Nuestro interés se centra en estimar, para cada ratio, el valor del coeficiente de ajuste medio δ y las probabilidades a posteriori, $\{P[\gamma_j = 0|y_j] \mid j = 1, \dots, N\}$, de que el coeficiente de ajuste de cada uno de los sectores analizados sea significativamente distinto de los demás. Dado que el problema planteado no es conjugado debemos recurrir a métodos aproximados para calcular momentos y distribuciones a posteriori. Existen varios métodos para llevar a cabo dicha aproximación [Tanner 1996] y en nuestro caso hemos optado por los métodos MCMC (Monte Carlo Markov Chain) debido a la sencillez de las distribuciones completamente condicionadas y al gran número de parámetros a estimar. Antes de aplicarlos a nuestro problema los introducimos brevemente a continuación.

Los métodos MCMC

Los métodos MCMC se aplican a las estimaciones quasi-máximo verosímiles de problemas con difícil o imposible solución analítica debido a la complejidad de las distribuciones utilizadas así como al elevado número de parámetros que utilizan. La idea básica de estos métodos consiste en calcular las integrales necesarias para llevar a cabo el análisis bayesiano de un problema mediante el método de Monte Carlo. Para aplicar dicho método es necesario obtener una muestra de la distribución a posteriori para lo cual se construye una cadena de Markov sobre el espacio paramétrico del problema cuya única distribución estacionaria sea la distribución a posteriori ejecutada. Ejecutando dicha cadena un número suficientemente grande de veces hasta que se alcance la convergencia a dicha distribución se tendrá que los valores de los parámetros obtenidos constituirán una muestra aproximada de la distribución a posteriori que utilizaremos para estimar las distribuciones marginales, momentos, cuantiles, etc., a posteriori que necesitemos para el análisis del problema.

Por nuestra parte hemos utilizado una variación de los algoritmos que en la literatura se han propuesto en la elaboración de una cadena de Markov, converge con la distribución a posteriori, denominado «algoritmo de Hastings-Metrópolis dentro del Gibbs sampling» [Chib y Greenberg, 1994; Tierney, 1994]. Los detalles de la aplicación de dicho algoritmo a la estimación de los parámetros pueden encontrarse en Gallizo y Salvador, 1997.

4. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

En esta sección se analizan los resultados obtenidos de aplicar la metodología descrita a los datos de la sección 3.1. Comenzamos analizando las estimaciones máximo-verosímiles de los coeficientes de ajuste en las que se aprecia un alto grado de similitud en los coeficientes de ajuste de los sectores analizados. En la sección 4.2 se identifican, para cada ratio, cuáles son los sectores similares y cuáles no y en la sección 4.3 se estiman los coeficientes de ajuste medio de cada ratio y se comparan los modelos propuestos para confirmar los resultados obtenidos en la sección 4.2.

4.1. ESTIMACION MÁXIMO-VEROSÍMIL DE LOS COEFICIENTES DE AJUSTE

En la Tabla III se exponen las estimaciones MLE, así como sus errores estándar, de cada uno de los coeficientes de ajuste $\{\beta_j, j = 1, \dots, N\}$ del modelo [1] para cada uno de los ratios y sectores de las Tablas I y II. Se observa, en general, que la mayor parte de los coeficientes de ajuste están entre 0 y 1 y que toman valores parecidos para cada uno de los ratios analizados. Hay, sin embargo, algunos sectores con coeficientes de ajuste sospechosamente distintos de los demás como, por ejemplo, el sector de las industrias extractivas en los ratios $R1$, $R3$ y $R6$; el sector de refino de petróleo y tratamiento de combustibles nucleares en los ratios $R3$, $R4$, $R6$ y, en menor medida, el ratio $R1$; el sector de la producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua en los ratios $R4$, $R5$ y $R6$. Sin embargo, los errores estándar de estimación son muy grandes debido a que el número de datos por serie (10) es pequeño. Detectar hasta qué punto estas sospechas son ciertas y estimar los coeficientes de ajuste medios son los objetivos que abordamos a continuación.

TABLA III
ESTIMACIONES MÁXIMO-VEROSÍMILES DE LOS COEFICIENTES β

<i>Industrias</i>	R1	R2	R3	R4	R5	R6
Extr.	0.02 (0.40)	0.78 (0.34)	0.01 (0.35)	0.58 (0.31)	0.18 (0.34)	0.06 (0.36)
Manuf.	0.69 (0.26)	0.79 (0.33)	0.64 (0.27)	0.49 (0.24)	0.62 (0.28)	0.70 (0.24)
Alim.	0.88 (0.24)	0.72 (0.38)	0.77 (0.26)	0.31 (0.25)	0.54 (0.30)	0.79 (0.27)
Petr.	0.29 (0.29)	0.62 (0.42)	0.09 (0.30)	0.53 (0.18)	0.04 (0.31)	-0.22 (0.34)
Qui.	0.72 (0.27)	0.75 (0.34)	0.70 (0.28)	0.68 (0.27)	0.74 (0.29)	0.71 (0.22)
Vid.	0.74 (0.24)	0.37 (0.34)	0.71 (0.25)	0.55 (0.29)	0.71 (0.25)	0.68 (0.31)
Opt.	0.68 (0.25)	0.58 (0.36)	0.61 (0.27)	0.64 (0.27)	0.59 (0.27)	0.67 (0.27)
Mat.	0.52 (0.30)	0.76 (0.36)	0.34 (0.30)	0.56 (0.20)	0.43 (0.31)	0.52 (0.30)
Otras	0.43 (0.33)	0.67 (0.28)	0.43 (0.33)	0.40 (0.36)	0.50 (0.32)	0.46 (0.29)
Gas	0.33 (0.13)	0.78 (0.32)	0.85 (0.05)	1.00 (0.16)	1.00 (0.12)	0.17 (0.25)
Const.	0.61 (0.25)	0.34 (0.27)	0.62 (0.26)	0.44 (0.17)	0.58 (0.29)	0.47 (0.23)
Comer.	0.49 (0.16)	0.80 (0.35)	0.44 (0.17)	0.70 (0.25)	0.39 (0.17)	0.40 (0.13)
Transp.	0.68 (0.29)	0.68 (0.32)	0.59 (0.29)	0.69 (0.25)	0.47 (0.31)	0.92 (0.30)
Total	0.74 (0.24)	0.85 (0.32)	0.64 (0.27)	0.42 (0.27)	0.57 (0.29)	0.64 (0.24)
Peq.	0.66 (0.27)	0.67 (0.27)	0.64 (0.27)	0.50 (0.26)	0.63 (0.27)	0.70 (0.23)
Med.	0.74 (0.24)	0.76 (0.34)	0.70 (0.25)	0.24 (0.44)	0.68 (0.28)	0.65 (0.22)
Gra.	0.74 (0.25)	0.86 (0.32)	0.62 (0.28)	0.43 (0.26)	0.54 (0.30)	0.64 (0.23)
Pub.	0.81 (0.21)	0.92 (0.33)	0.71 (0.23)	0.38 (0.32)	0.56 (0.26)	0.75 (0.26)
Priv.	0.63 (0.27)	0.78 (0.33)	0.56 (0.30)	0.53 (0.21)	0.53 (0.33)	0.64 (0.23)

(Entre paréntesis los errores estándar)

4.2. SIMILITUD DE COEFICIENTES DE AJUSTE

En la Tabla IV aparecen calculadas para cada ratio y cada sector industrial las probabilidades a posteriori de que dicho sector posea un coeficiente de ajuste similar al de los demás sectores. Se observa que, en general, todos los sectores industriales tienen una probabilidad superior a 0.5 con las excepciones de las industrias extractivas en los ratios R1, R3 y R6, del sector de refino de petróleo y tratamiento de combustibles nucleares en los ratios R3, R5 y R6, y el sector de la producción de energía

eléctrica, gas y agua en el ratio *R5*. Asimismo se observa una probabilidad a posteriori en torno a 0.5 en las industrias extractivas en el ratio *R5*, en el sector de la producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua en los ratios *R3* y *R6* y en el sector de las industrias medianas en el ratio *R4*. Dado el escaso tamaño muestral utilizado, estos hechos nos hacen sospechar que sus coeficientes de ajuste no sean similares al de los demás sectores en dichos ratios. Para comprobar si estas sospechas son ciertas pasamos a comparar más detalladamente los modelos que suponen que esta similitud es cierta con los que no la suponen.

TABLA IV
PROBABILIDADES DE SIMILARIDAD DE LOS SECTORES INDUSTRIALES

<i>Industria</i>	<i>R1</i>	<i>R2</i>	<i>R3</i>	<i>R4</i>	<i>R5</i>	<i>R6</i>
Extr.	0.412	0.747	0.410	0.728	0.549	0.340
Manuf.	0.762	0.745	0.753	0.711	0.742	0.770
Alim.	0.771	0.720	0.750	0.628	0.725	0.765
Petr.	0.621	0.687	0.464	0.735	0.471	0.151
Qui.	0.775	0.742	0.754	0.757	0.746	0.783
Vid.	0.782	0.629	0.761	0.698	0.757	0.739
Opt.	0.764	0.701	0.754	0.745	0.746	0.752
Mat.	0.702	0.733	0.649	0.747	0.702	0.698
Otras	0.663	0.754	0.682	0.631	0.711	0.688
Gas	0.707	0.747	0.517	0.682	0.444	0.538
Const	0.749	0.654	0.726	0.727	0.741	0.710
Comer.	0.741	0.742	0.721	0.761	0.710	0.725
Transp.	0.756	0.746	0.736	0.769	0.705	0.741
Total	0.777	0.751	0.749	0.695	0.735	0.758
Peq.	0.757	0.757	0.754	0.702	0.745	0.770
Med.	0.778	0.741	0.758	0.523	0.746	0.758
Gra.	0.767	0.764	0.746	0.702	0.728	0.771
Pub.	0.749	0.760	0.755	0.625	0.742	0.763
Priv.	0.758	0.737	0.723	0.717	0.729	0.765

4.3. ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE AJUSTE MEDIO

En la Tabla V figuran los resultados finales obtenidos para cada ratio donde se advierten los siguientes hechos:

- Se observa un alto grado de similitud entre los coeficientes de ajuste de los sectores analizados. Tan sólo los sectores encuadrados en el sector energético (sectores 1, 4 y 10) muestran un comportamiento significativamente distinto en alguno de los ratios analizados y confirman los resultados obtenidos con el modelo jerárquico planteado anteriormente.
- Los coeficientes de ajuste medio de los ratios analizados se estiman en un 39 por 100, 41 por 100, 44 por 100, 43 por 100, 49 por 100 y 37 por 100 para los ratios $R1$, $R2$, $R3$, $R4$, $R5$ y $R6$, respectivamente. Son, en general, muy parecidos correspondiendo el mayor al ratio $R5$ y el menor al ratio $R6$.

TABLA V

ESTIMACIONES DE δ , τ SECTORES NO SIMILARES AL RESTO

<i>Ratio</i>	δ (<i>std</i> δ)	τ (<i>std</i> τ)	<i>Sector. no similares</i>
$R1$	0.61 (0.06)	0.07 (0.02)	1
$R2$	0.59 (0.06)	0.07 (0.02)	Ninguno
$R3$	0.56 (0.06)	0.08 (0.02)	1, 4, 10
$R4$	0.57 (0.07)	0.08 (0.02)	Ninguno
$R5$	0.51 (0.07)	0.08 (0.02)	4, 10
$R6$	0.63 (0.06)	0.07 (0.02)	1,4

- El $R5$, apalancamiento financiero, muestra la mayor velocidad de reacción con un 49 por 100 de eliminación de los efectos acumulados en períodos anteriores. Este ratio es un indicador sintético de la relación entre la rentabilidad de las empresas y el coste por financiación ajena. Las empresas con elevado apalancamiento se desenvuelven bien en tiempos de expansión económica, mejorando con sus efectos la expectativa de dividendos de sus accionistas, sin

embargo, ésta cae con rapidez en dificultades, en tiempos de recesión. Además, las medidas de carácter financiero, de modificación de tasas de interés, son rápidamente asumidas por la gerencia cuando tiene la intención de mejorar el coste de capital.

- El ratio R_6 , margen de explotación, tiene la más baja velocidad de convergencia hacia el equilibrio. Este ratio mide el resultado de la empresa por generación de recursos esenciales, es decir, sin incluir resultados financieros o extraordinarios, por lo que mide la eficiencia de la actividad principal de la empresa. Por ello, no es fácil actuar sobre él con rapidez, ya que le afectan factores difíciles de alterar a corto plazo. Por ejemplo, la mejora de este ratio puede requerir cambios fundamentales en marketing y sistemas de distribución, o una reducción de gastos de personal o una mejora en la política de compras. Los cambios rápidos en este ratio sólo se darán en aquellos casos que las empresas tengan preponderancia en el mercado, donde puedan incrementar los precios permaneciendo los demás conceptos invariables, y lograr aumentar así las ventas.
- En los sectores significativamente distintos del resto las estimaciones obtenidas de los coeficientes β están muy alejadas de los coeficientes medios δ y tiene, en general, un alto error estándar (ver Tabla VI) no pudiendo concluirse gran cosa de las mismas. Tan sólo en los ratios R_3 y R_5 del sector de producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua parece insinuarse que la series analizadas no son estacionarias dada la proximidad a 1 de las estimaciones de sus coeficientes β pudiendo haber una tendencia temporal lineal y creciente (ver Figuras 3 y 5). Sin embargo, el bajo número de observaciones disponibles hace muy difícil contrastar dicha hipótesis.

TABLA VI
ESTIMACIÓN DE LOS COEFICIENTES β DE LOS SECTORES
NO SIMILARES

Ratio	Sector	β (std β)
R1	Industrias Extractivas	0.01 (0.36)
R3	Industrias Extractivas	-0.03 (0.36)
R3	Refino de petróleo y tratamiento de combustibles nucleares	0.08 (0.35)
R3	Producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua	0.82 (0.15)
R5	Refino de petróleo y tratamiento de combustibles nucleares	0.00 (0.36)
R5	Producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua	0.80 (0.16)
R6	Industrias Extractivas	0.04 (0.33)
R6	Refino de petróleo y tratamiento de combustibles nucleares	-0.20 (0.32)

5. CONCLUSIONES

Hemos realizado un análisis sectorial de las fuerzas equilibradoras de los seis «ratios significativos a los efectos del análisis de empresa» publicados por la Central de Balances del Banco de España, utilizando el *modelo de ajuste parcial* y estudiando el grado de similitud de sus coeficientes de ajuste.

Mediante un modelo jerárquico hemos podido analizar qué industrias o sectores tienen un comportamiento significativamente diferente del resto y medir la velocidad con la que el ratio en cada grupo de empresas retorna al equilibrio.

En cuanto a los resultados obtenidos hemos encontrado un alto grado de similitud en los coeficientes de ajuste de los ratios de los grupos de las empresas analizadas. El porcentaje de eliminación de los *shocks* acumulados de años anteriores va de un 37 por 100 para el R6, margen de explotación, a un 49 por 100 para el R5, de apalancamiento financiero, situándose los otros cuatro ratios entre estos dos extremos.

Hemos comprobado que la mayor velocidad de reacción la presenta el R5 de endeudamiento, al que le afectan directamente las medidas de carácter financiero, renegociando deuda o tipos de interés, que en cuanto son asumidas hacen variar el nivel de apalancamiento financiero, y como

consecuencia, incrementan sustancialmente la rentabilidad para el accionista. Por contra, el margen de explotación tiene unas reacciones mucho más lentas ante las acciones adoptadas por la gestión como consecuencia de acontecimientos exteriores, por cuanto en su cálculo entran en juego los diferentes factores de la producción, los cuales se van ajustando a medida que los gestores pueden introducir iniciativas de reducción de costes que favorezcan la mejora de dicho margen.

Los resultados por sectores nos muestran gran similitud entre todos los sectores, concretamente los coeficientes de ajuste de las empresas clasificadas según tamaños son muy similares. Por tanto, según nuestros resultados, no se puede deducir que la velocidad de ajuste de los ratios esté relacionada con el tamaño de la firma. En la misma línea puede observarse que no afecta a la velocidad de ajuste de los ratios la circunstancia de que los mismos pertenezcan a entidades de titularidad pública o privada.

Como excepciones a la similitud (ver Tabla V) aparecen con una elevada velocidad de ajuste las *industrias extractivas* en la rentabilidad del activo neto ($R1$), el ratio de rentabilidad de los recursos propios ($R3$) y el margen de explotación ($R6$); el *sector de refino de petróleo y tratamiento de combustibles nucleares* en el ratio de la rentabilidad de los recursos propios ($R3$), el apalancamiento financiero ($R5$) y el margen de explotación ($R6$) y el *sector de producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua*, en el ratio de rentabilidad de los recursos propios ($R3$) y el apalancamiento financiero ($R5$). Estos sectores tienen un comportamiento significativamente distinto de los demás sectores y se encuadran dentro del macrosector de las industrias energéticas.

Este gran sector energético muestra un comportamiento claramente diferente al resto, manteniendo entre los subsectores que lo forman una gran diversidad en cuanto a la mayor o menor intensidad del capital necesario para desarrollar su actividad productiva. Está integrado por sociedades de un importante potencial económico y un elevado volumen de cifra de negocios, mostrando sus ratios una alta sensibilidad ante los acontecimientos externos, como los ocurridos en nuestro período de estudio (conflicto del Golfo en 1990 para la industria del refino de petróleo; devaluación de la peseta en 1992 para las eléctricas que mantenían un elevado porcentaje de su deuda en divisas; medidas comunitarias para la eliminación de subvenciones oficiales en la minería; grave sequía en el 94 y 95 en la producción de energía eléctrica, etc.), hechos que provocan *shocks* en la tendencia de los ratios de las empresas, contrarrestados con una alta velocidad de reacción de retorno a los valores objetivos, expresados por la proximidad a 1. de las estimaciones de sus coeficientes β .

BIBLIOGRAFÍA

- CENTRAL DE BALANCES DEL BANCO DE ESPAÑA [1996]: *Resultados anuales de las empresas no financieras 1995*, Banco de España, Madrid.
- CHIB, S., and GREENBERG, E. [1994]: «Bayes inference in regression models with ARMA(p,q) errors», *Journal of Econometrics* 64, 183-206.
- DAVIS, H., and PELES, Y. [1993]: «Measuring equilibrating forces of financial ratios», *The Accounting Review* 68, 725-747.
- EFRON, B. [1996]: «Empirical Bayes Methods for Combining Likelihoods (with discussion)», *Journal of the American Statistical Association*, 91, 538-565.
- FOSTER, G. [1986]: *Financial Statement Analysis*, Prentice Hall International Editions, Second edition, USA.
- GALLIZO, J.L., y SALVADOR, M.J. [1997]: «Análisis Sectorial de las Fuerzas Equilibradoras de Ratios Financieros», *Revista Española de Economía*, 14, 2, 229-250.
- GELFAND, A., and SMITH, A.F.M. [1990]: «Sampling based approaches to calculating marginal densities», *Journal of the American Statistical Association*, 85, 398-409.
- and DEY, D. [1994]: «Bayesian model choice: asymptotics and exact calculations», *J. R. Statist. Soc. B*, 56, 501-514.
- GEORGE, E., and McCULLOCH, R. [1993]: «Variable selection via Gibbs sampling», *J. Am. Statist. Ass.*, 85, 398-409.
- GILKS, W.; RICHARDSON, S., and SPIEGELHALTER, D. (eds.) [1995]: *Markov Chain Monte Carlo in Practice*, Chapman and Hall.
- GORDON, M.J. [1964]: «Postulate, Principles and Research in Accounting», *The Accounting Review*, 39, 261-262.
- HASKINS, M.; FERRIS, K., and SELLING, T. [1996]: *International Financial Reporting and Analysis. A Contextual Emphasis*, Irwin, USA.
- LEE, C.F., and WU, C. [1988]: «Expectation Formation and Financial Ratio Adjustment Processes», *The Accounting Review*, 2, 292-306.
- LEV, B. [1969]: «Industry Averages as Targets for Financial Ratios», *Journal of Accounting Research*, 7, 290-299.
- PELES, Y., and SCHNELLER, M. [1989]: «The duration of the adjustment process of financial ratios», *The Review of Econ. and Statist.*, 62, 527-532.
- REES, B. [1995]: *Financial Analysis*, Prentice Hall International (UK) Limited.
- TANNER, M. [1996]: *Tools for Statistical Inference. Methods for the Exploration of Posterior Distributions and Likelihood Functions*, Third Edition, Springer-Verlag.
- TIERNEY, L. [1994]: «Markov Chains for exploring posterior distributions», *The Annals of Statistics*, 22, 1701-1762.
- WU, C., and Ho, K. [1997]: «Financial Ratio Adjustment: Industry-wide Effects or Strategic Management», *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 9, 71-78.





