

## LA DINÁMICA *CROSS-SECTION* DE LOS RATIOS FINANCIEROS: ¿TIENDEN LOS RATIOS A CONVERGER HACIA LA MEDIA SECTORIAL?

*(The Cross-Section Dynamics of Financial Ratios:  
Do Ratios Converge Towards the Industry Mean?)*

Manuel Illueca Muñoz

Profesor de la Universidad Jaime I de Castellón

### RESUMEN

*El objetivo fundamental de este artículo consiste en contrastar si los ratios financieros describen un proceso de ajuste / convergencia hacia la media sectorial. Utilizando un enfoque no paramétrico, se ha modelizado explícitamente la dinámica de las distribuciones de seis ratios, calculados a partir de una muestra de empresas del sector español de pavimentos y revestimientos cerámicos. Los resultados no permiten afirmar que las empresas de la muestra converjan hacia la media del sector, al contrario, las distribuciones de probabilidad de los ratios analizados presentan a largo plazo una dispersión similar a la del periodo muestral.*

*Palabras clave: ratios financieros, dinámica de las distribuciones, modelo de ajuste parcial, benchmarking.*

### ABSTRACT

*The main objective of this paper is to test whether financial ratios follow a convergent path towards the industry mean. A non parametric approach is used to model the cross-section dynamics of six financial ratios, computed on a sample of Spanish tile firms. Our findings do not support the hypothesis of convergence. The dispersion of the ratios does not shrink in the long term.*

*Key words: financial ratios, cross-section dynamics, partial adjustment model, benchmarking.*

## 1. INTRODUCCIÓN

La dinámica temporal de los ratios financieros ha sido ampliamente analizada en la literatura contable de carácter empírico. Los trabajos que han abordado esta cuestión han propuesto distintos modelos econométricos para explicar el comportamiento en el tiempo de los ratios (Tipett, 1990), siendo el modelo de ajuste parcial (Lev, 1969) el más destacado, no sólo por la cantidad de trabajos en los que ha sido utilizado, sino por el respaldo que encuentra en algunas teorías desarrolladas en el ámbito de la economía de la empresa (Tipett y Whittington, 1995).

El modelo de ajuste parcial asume que las empresas fijan explícita o implícitamente un valor objetivo para sus ratios, de forma que cualquier desviación que se produzca respecto de este objetivo tiende a desaparecer con el paso del tiempo. En virtud de este planteamiento, la dinámica de los ratios depende de dos aspectos clave, a) el modo en que las empresas fijan los objetivos y b) la velocidad con que los ratios revierten hacia ellos. Por ello, en la literatura se han planteado distintas hipótesis sobre estas dos cuestiones y se ha contrastado empíricamente su validez, utilizando muestras de empresas que operan en distintos países y sectores.

En concreto, la hipótesis analizada con más frecuencia en el ámbito académico establece que las empresas utilizan la media del sector como valor objetivo para sus ratios más significativos. Los trabajos que respaldan esta hipótesis (Lev, 1969; Frecka y Lee, 1983; Chen y Ainina, 1994) sostienen implícitamente que los ratios de las empresas tienden a converger a largo plazo hacia la media sectorial. En cambio los trabajos que cuestionan este planteamiento (Davis y Pelles, 1993; Wu y Ho, 1997 y Ozkan, 2001) señalan que, dentro de una misma industria, pueden coexistir empresas heterogéneas con objetivos diferentes para sus ratios a largo plazo y estiman modelos de ajuste parcial que tienen en cuante esta posibilidad.

En definitiva, la polémica sobre el valor objetivo de los ratios nos sitúa ante dos visiones alternativas del *benchmarking*. La primera interpreta las diferencias entre la empresa y la media sectorial como un desequilibrio transitorio y centra su atención en estimar la velocidad del proceso de ajuste de los ratios financieros hacia la media del sector. La segunda considera que la posición relativa de la empresa dentro de su sector de actividad tiene un carácter permanente y señala que las diferencias entre sus ratios y la media sectorial no tenderán a desaparecer mientras no cambien sus características estructurales.

Con el ánimo de contrastar la validez de ambos enfoques, este trabajo proporciona evidencia empírica referida al periodo 1991-1999 que permite evaluar si la media sectorial constituye un valor objetivo para las empresas del sector español de pavimentos y revestimientos cerámicos. El elevado número de empresas que forman parte

de este sector y su alto grado de homogeneidad en cuanto a la estructura organizativa, procesos productivos y comercialización permite contrastar el supuesto de convergencia hacia la media con mayor consistencia que en otros sectores, seguramente más importantes desde la perspectiva económica general, pero más heterogéneos y con un número de empresas menor.

En la mayoría de los trabajos, la hipótesis de convergencia / ajuste hacia la media sectorial ha sido contrastada utilizando el modelo univariante de regresión, propuesto por Lev (1969). Sin embargo, Konings y Roodhooft (1997) señalan que esta metodología conlleva implícitamente un sesgo en favor de la aceptación de la hipótesis de convergencia. En este artículo se emplea una metodología alternativa de carácter no paramétrico, basada en el estudio de la dinámica de las distribuciones (Quah, 1993a). Este enfoque supera los problemas econométricos asociados a las regresiones y permite contrastar de un modo más preciso si los ratios siguen realmente un proceso de ajuste hacia la media sectorial.

En adelante, el artículo se estructura del siguiente modo. En el segundo epígrafe se ofrece una panorámica de los distintos trabajos que han abordado previamente esta cuestión. El tercer epígrafe describe la metodología utilizada en este artículo. En el cuarto epígrafe, se presenta la base de datos utilizada y se describen los ratios objeto de análisis. El quinto epígrafe presenta los resultados que se derivan del análisis empírico y, finalmente, el sexto recoge las conclusiones fundamentales del trabajo.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En términos analíticos (Gallizo y Salvador, 2000), el modelo de ajuste parcial responde a la expresión:

$$Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = \eta_i (\mu_i - Y_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

donde  $Y_{i,t}$  es el ratio de una empresa  $i$  en el momento  $t$ ,  $\mu_i$  el valor objetivo de la empresa,  $\eta_i$  el parámetro que mide la velocidad de ajuste y  $\varepsilon_{i,t}$  es un error estocástico de media 0 y varianza  $\sigma^2_i$ .

Para contrastar la hipótesis de partida de este trabajo, es habitual reemplazar el valor objetivo  $\mu_i$  por la media sectorial en el año anterior  $X_{t-1}$  y estimar para cada empresa de la muestra la regresión:

$$Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = \alpha + \beta_i (X_{t-1} - Y_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

donde  $\alpha$  es una constante utilizada para captar la tendencia del valor objetivo y  $\beta_i$  es el estimador de la velocidad de ajuste. Si el parámetro  $\beta_i$  está comprendido entre 0 y 1, se concluye que el ratio  $Y$  de la empresa  $i$  sigue un proceso de ajuste / convergencia hacia la media del sector.

### 2.1. El modelo de ajuste parcial hacia la media sectorial: resultados previos

Lev (1969) planteó por primera vez el análisis empírico de la hipótesis de convergencia, estimando una versión logarítmica de la ecuación (2). Sus resultados confirmaron que en la mayoría de los casos  $\beta$  era significativamente superior a cero e inferior a uno, demostrando de este modo la existencia de un proceso de ajuste / convergencia hacia la media sectorial. Con el paso del tiempo, algunos trabajos relajaron los supuestos básicos del modelo, sin encontrar por ello evidencia contradictoria con los resultados originales de Lev.

Frecka y Lee (1983) reemplazan la regresión lineal de la ecuación (2) por una regresión de tipo Box Cox, tratando de captar tendencias no lineales de convergencia hacia la media. Lee y Wu (1988) consideran que el valor objetivo hacia el que tienden los ratios depende de las expectativas de los empresarios e incluyen en el modelo una segunda ecuación para determinar el valor objetivo en el año  $t$ . Peles y Schneller (1989) proponen un modelo en el que el período de ajuste es finito y, finalmente, Chen y Ainina (1994) introducen la posibilidad de que el parámetro de ajuste  $\beta$  sea variable en el tiempo.

Pese a estos resultados, en principio compatibles con la hipótesis de ajuste / convergencia hacia la media sectorial, algunos artículos centrados en la estimación puntual de las funciones de densidad de los ratios concluyen que los parámetros estimados tienden a mantenerse relativamente estables en el tiempo y que, por tanto, su distribución de probabilidad no tiende a concentrarse en torno a la media del sector (véase Buijink y Jegers, 1986 y, más recientemente, Lau, Lau y Gribbin, 1995).

### 2.2. La problemática de la estimación de la velocidad del ajuste: la falacia de Galton

Konings y Roodhooft (1997) explican esta disparidad en los resultados, indicando que la estimación de estos modelos se ve afectada por la falacia de Galton. Este problema metodológico surge al modelizar la dinámica de un ratio regresando la tasa de crecimiento del mismo sobre sus valores iniciales. La existencia de shocks estocásticos de carácter transitorio afecta a la estimación del parámetro  $\beta_i$  de la ecuación (2), que tiende a tomar valores positivos incluso aunque el ratio no esté convergiendo hacia la media sectorial.

En realidad, este problema había sido señalado por el propio Lev (1969), que se había referido en su artículo a la posibilidad de que existiera un proceso de “ajuste pasivo”, que podía producirse incluso aunque la dirección de la empresa no se esforzara por converger hacia la media sectorial. Chen y Ainina (1994), a petición del evaluador anónimo de su artículo, incluyen una nota a pie de página admitiendo la posibilidad de que este “ajuste pasivo” estuviera explicando en parte el proceso de ajuste hacia la media que se reporta en su propio trabajo. De hecho, proponen desarrollar nuevos estudios para contrastar hasta qué punto este problema metodológico sesga los resultados obtenidos en los trabajos empíricos.

Konings y Roodhooft (1997) se enfrentan por primera vez a este problema, utilizando la metodología propuesta por Quah (1993a) para el análisis de la convergencia<sup>1</sup>. Esta metodología elude el efecto asociado a la falacia de Galton, modelizando la dinámica de todo el *cross-section* de empresas en lugar de estimar un único parámetro ( $\beta$ ) para describir la dinámica de los ratios. Utilizando este enfoque los autores no obtienen convergencia hacia la media en ninguno de los ratios analizados. Al contrario, las posiciones relativas de las empresas analizadas en su trabajo tienden a ser estables a lo largo del tiempo.

### **3. METODOLOGÍA DE ANÁLISIS: EL MODELO DE QUAH (1993a)**

En esencia, el modelo de Quah (1993a) consta básicamente de dos etapas (Lamo, 2000). La primera de ellas consiste en analizar la evolución en el tiempo de las funciones de densidad de las variables, con la intención de comprobar si su masa probabilística tiende a desplazarse hacia los valores centrales de la distribución. La segunda tiene por objeto analizar los movimientos intra-distribución e inferir si los datos disponibles revelan una tendencia convergente a largo plazo.

#### **3.1. Los cambios en la forma de las funciones de densidad de los ratios**

La estimación puntual de las funciones de densidad de los ratios constituye una importante línea de investigación en el ámbito del análisis contable. El mensaje que se desprende de estos trabajos es que los ratios no suelen distribuirse como variables normales (Deakin, 1976; Andrés Suárez, 2001; Rodríguez, 2002) y que existen dos modos para estimar sus funciones de densidad: a) utilizar transformaciones normalizantes de

---

<sup>1</sup> Quah (1993b) también se había referido a la falacia de Galton para criticar los trabajos empíricos que obtenían convergencia al analizar la evolución de la renta per capita de los países.

tipo Box-Cox y b) flexibilizar la estimación, utilizando familias de distribuciones de más de dos parámetros.

En efecto, un modo sencillo de estimar las funciones de densidad de los ratios consiste en transformarlos previamente, aplicando raíces cuadradas, logaritmos o cualquier otra función de tipo Box-Cox (Deakin, 1976). Este planteamiento permite en la mayoría de los casos transformar los ratios en variables normales (Beecher, Ezzamel y Mar-Molinero, 1987), pero altera el esquema de variabilidad de los indicadores, elevando la varianza en los valores bajos del ratio y reduciéndola en los valores altos. De hecho, Foster y Ok (1999) señalan que hay casos en los que la dispersión de una variable disminuye con el paso del tiempo y, sin embargo, aumenta la desviación típica de la variable transformada mediante logaritmos.

McLeay (1986a) afirma que, en lugar de transformar los ratios contables, es preferible utilizar distribuciones de probabilidad más flexibles que la normal para representar el comportamiento de los ratios en el muestreo. Dada la existencia habitual de *outliers*, este autor propone la utilización de las distribuciones *Lognormal*, *Cauchy* y *t de Student*, que asignan más probabilidad a las colas de la distribución. Lau, Lau y Gribbin (1995) sugieren utilizar distribuciones de cuatro parámetros, como la *Ramberg Schmeiser* o la *Beta*, más flexibles en cuanto a la curtosis y la asimetría.

Pero esta aproximación tampoco está exenta de problemas. Un conjunto de estadísticos descriptivos, por muy numeroso que sea, no siempre permite inferir la forma de la función de densidad de los ratios (Goerlich, 2000). En ocasiones, algunos de ellos tienen varias modas y, por tanto, las funciones unimodales, como la *Beta* o la *Ramberg Schmeiser*, no constituyen un marco teórico adecuado para la estimación. Por otra parte, Lau, Lau y Gribbin (1995) señalan que, en algunos casos, la existencia de *outliers* impide estimar los momentos centrales de orden superior a uno y, por consiguiente, es imposible estimar los parámetros de las funciones propuestas habitualmente en la literatura.

Por todo ello, en este trabajo se ha optado por utilizar técnicas no paramétricas de estimación. En concreto, se ha utilizado la técnica conocida como *kernel smoothing*, que define la función de densidad estimada como:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x_i - x}{h}\right) \quad (3)$$

donde  $\{x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n\}$  son las observaciones muestrales,  $h$  es un parámetro de aliñamiento y  $k$  una función kernel que cumple la condición  $\int k = 1$ . Por razones operativas, se ha escogido el kernel gaussiano, cuya pérdida de eficiencia es mínima respecto

del kernel óptimo de Epanechnikov (Silverman, 1986). Para estimar el parámetro  $h$ , se ha utilizado el método iterativo *plug-in-solve-the equation* sugerido por Sheather y Jones (1991).

### 3.2. La dinámica intradistribución y la convergencia a largo plazo

Observando los cambios en la forma de la función de densidad es posible contrastar de un modo intuitivo si los ratios tienden a converger hacia la media sectorial. Pero este procedimiento no proporciona ninguna información sobre los cambios en las posiciones relativas de las empresas, ni permite predecir si la tendencia convergente se extenderá más allá del periodo muestral. Para dar respuesta a estas limitaciones, Quah(1993a) propone modelizar explícitamente los movimientos intradistribución de los individuos de la muestra. Para ello, sugiere utilizar el modelo:

$$\lambda_t = T^* (\lambda_{t-1}, u_t) \quad (4)$$

donde  $\lambda_t$  es una medida de probabilidad asociada a la distribución estocástica del ratio en el momento  $t$  ( $F_t$ ), tal que:

$$\forall y \in R: \lambda_t ((-\infty, y]) = F_t(y) \quad (5)$$

$u_t$  es una perturbación aleatoria y  $T^*$  es un operador que transforma las medidas de probabilidad  $\lambda_{t-1}$  en  $\lambda_t$  atendiendo a la perturbación  $u_t$ ; es decir, muestra la probabilidad de que el ratio pase a tomar un valor cualquiera en el año  $t$ , distinto o idéntico del que tomaba en el año  $\lambda_{t+12}$ . Si se ignora la perturbación en la ecuación (4) y se supone que  $T^*$  es estable en el tiempo, es posible obtener  $\lambda_{t+s}$  en función de  $\lambda_t$ :

$$\lambda_{t+s} = (T^*)^s \lambda_t \quad (6)$$

De este modo, cuando  $s$  tiende a infinito, el operador  $T^*$  permite derivar una medida de probabilidad representativa de la distribución del ratio a largo plazo. En caso de que esta medida confirme que la probabilidad se concentra en torno a la media, concluiremos que existe un proceso convergente. En cambio, si los resultados de la estimación muestran que la probabilidad del ratio tiende a alejarse de ella, concluiremos que las empresas tienden a diverger.

### 3.2.1. Las matrices de transición y las distribuciones ergódicas

Para poder estimar el operador  $T^*$  es habitual dividir el espacio continuo de las posibles realizaciones del ratio en un conjunto de  $r$  intervalos  $S = \{s_1, s_2, \dots, s_r\}$ , de modo que  $\lambda_T$  se convierta en un vector de probabilidades, que contenga  $r$  elementos. En general, se suelen definir los límites de los intervalos de manera que las distintas combinaciones año-empresa de la muestra tengan la misma probabilidad  $r^{-1}$  de pertenecer a cada uno de ellos; esto es:

$$S = (s_1, s_2, \dots, s_r) \text{ tal que } \lambda_T = (r^{-1}, r^{-1}, \dots, r^{-1}) \quad (7)$$

donde  $T$  incluye a todos los años de la muestra y  $\lambda_T$  es el vector de probabilidades asociado al conjunto de  $r$  intervalos  $S$  y a la distribución de probabilidad del ratio ( $F_T$ ) correspondiente a todos los años de la muestra. Una vez definido el espacio discreto de las posibles realizaciones del ratio,  $T^*$  se convierte en una *matriz de transición*  $Q$  y la ecuación (4) en un proceso de Markov. En concreto, cada elemento  $q_{jk}$  de la matriz  $Q$  expresa la probabilidad de que una empresa que está en el intervalo  $j$  se sitúe en el intervalo  $k$  al año siguiente. La probabilidad se calcula empleando la expresión:

$$q_{jk} = \frac{n_{jk}}{n_j} \quad (8)$$

donde  $n_{jk}$  es el número de empresas que, partiendo del intervalo  $j$ , se ubican al final del año en el intervalo  $k$  y  $n_j$  es el número total de empresas que comienzan el año en el intervalo  $j$ .

La estimación de la matriz  $Q$  permite apreciar cómo las empresas transitan de un intervalo a otro dentro de la distribución de probabilidad. De hecho, si la masa probabilística se acumula en la diagonal principal de la matriz los individuos tienden a permanecer en el mismo intervalo a lo largo del tiempo, si la probabilidad se acumula en las columnas centrales se produce convergencia y, por último, si la probabilidad se concentra en la primera y la última columna de la matriz se produce divergencia. Por otra parte, mediante la matriz  $Q$  es posible derivar la *distribución ergódica o a largo plazo* de los ratios en los términos que establece la ecuación (6). De hecho, multiplicando reiteradamente la matriz por sí misma, se obtiene un resultado que conver-

<sup>2</sup>La ecuación [4] hace referencia a las transiciones anuales a través del operador de primer orden  $T^*$ . Si el año natural fuera un periodo de tiempo insuficiente para apreciar la dinámica de los ratios, sería posible utilizar las transiciones bienales o trienales mediante los operadores de segundo o tercer orden.

ge paulatinamente hacia una nueva matriz, cuyas filas son idénticas y equivalen a la distribución ergódica.

### 3.2.2. Los kernels estocásticos

El problema fundamental de las matrices de transición es que su estimación depende del número  $r$  de intervalos. Dado que no existe ningún procedimiento objetivo para determinar el valor de  $r$ , Quah (1993a) sugiere completar el análisis dividiendo el espacio de las posibles realizaciones del ratio en número infinito de intervalos o, lo que es lo mismo, propone reducir su amplitud infinitesimalmente. Este enfoque conduce a la estimación de una matriz continua o *kernel estocástico* (Stokey y Lucas, 1989).

En nuestro caso, el kernel estocástico equivale a la función de densidad del ratio condicionada a los valores del año anterior<sup>3</sup>. Para obtener el kernel, se divide la función de densidad conjunta del ratio  $Y$  en el momento  $t$  y  $t-1$  por la función de densidad marginal implícita. En este trabajo, se ha estimado la función de densidad conjunta aplicando el *kernel smoothing* que, para el caso bivalente adopta la expresión:

$$\bar{f}(y, H) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_H(y - Y_i) \quad (9)$$

donde  $Y_i$  es un vector bidimensional que contiene las realizaciones muestrales del ratio  $Y$  en los momentos  $t$  y  $t-1$  para la empresa  $i$ ,  $n$  es el número de observaciones incluidas en la muestra y  $K_H$  es una función de tipo:

$$K_H(Y) = |H|^{-1/2} K(H^{-1/2}Y) \quad (10)$$

donde  $Y$  es una matriz de dimensión  $n \times 2$ ,  $H$  una matriz de alisamiento de dimensión  $2 \times 2$  y  $K$  una función kernel. Por razones operativas, se ha utilizado en este caso el denominado kernel de Epanechnikov (Silverman, 1986) y se ha supuesto que la matriz  $H$  es diagonal y definida positiva. Siguiendo a Wand y Jones (1994), ambos parámetros han sido estimados mediante el método iterativo *solve-the-equation-plug-in*.

---

<sup>3</sup> Este esquema de condicionamiento, en función de los valores del año anterior, corresponde al operador de orden uno definido en la ecuación (4). Si esta ecuación hubiera sido definida en términos del operador de segundo orden, se condicionaría en función de los valores existentes dos años atrás.

#### 4. DATOS Y RATIOS ANALIZADOS

En este trabajo, se ha utilizado las cuentas anuales depositadas en los Registros Mercantiles de un conjunto de empresas pertenecientes al sector español de pavimentos y revestimientos cerámicos. Para evitar sesgos asociados a una baja calidad de la información contable, se excluyó del análisis a las empresas no auditadas. Las 81 empresas finalmente consideradas facturaron conjuntamente el 70% de las ventas totales del sector en 1999, lo que garantiza la representatividad de la muestra.

Las cuentas anuales objeto de análisis cubren el periodo 1991-1999, en el que se produjo un fuerte crecimiento de la producción, próximo al 300%. De hecho, las empresas españolas han alcanzado a finales de los 90 una cuota de mercado del 15%, igualando a las empresas italianas que hasta ahora lideraban el ranking mundial de productores. No obstante, a lo largo de este periodo, la competencia en el sector ha aumentado notablemente. Desde 1993, la rentabilidad económica muestra una clara tendencia descendente.

##### 4.1. Ratios

En la tabla 1 aparece el listado de los seis ratios analizados en este trabajo<sup>4</sup>. Ciertamente, otros ratios podrían haber sido introducidos en el análisis, pero finalmente se optó por estos seis por dos razones fundamentales: a) un grupo de profesionales del sector (gerentes y propietarios de empresas cerámicas) consultados por el autor manifestaron su interés por estos ratios y afirmaron realizar un seguimiento periódico

**Tabla 1**  
**Ratios utilizados**

Ratio	Descripción
1.- Rentabilidad financiera	Beneficio antes de Impuestos / Fondos Propios
2.- Rentabilidad económica	Beneficio antes de Intereses e Imptos. / Inversión Neta
3.- Rotación	Cifra Neta de Negocios / Inversión neta
4.- Margen	B° antes de Intereses e Imptos. / Cifra Neta de Negocios
5.- Autofinanciación	Fondos Propios / Inversión Neta
6.- Existencias	Existencias / Cifra Neta de Negocios

<sup>4</sup> Algunos de ellos no han sido calculados mediante su formulación tradicional. Por ejemplo, en lugar de considerar el activo como denominador de la rentabilidad económica, se ha utilizado el concepto de inversión neta que se obtiene restando el pasivo sin coste al activo total.

de los mismos y b) los seis ratios considerados recogen gran parte del contenido informativo que la literatura atribuye a los ratios financieros<sup>5</sup>.

#### **4.2. Estadísticos descriptivos**

La tabla 2 recoge los estadísticos descriptivos de los ratios. En concreto, incluye las estimaciones anuales de la media, la desviación típica y los coeficientes de asimetría y curtosis. Los valores muestrales revelan la existencia de una significativa discrepancia respecto de la distribución normal. De hecho, en el 75% de los casos, el estadístico de Bera-Jarque revela que las distribuciones son significativamente distintas de ella con un nivel de significatividad del 5%.

#### **4.3. La dispersión por unidad de media**

Para analizar si los ratios tienden a converger a largo plazo hacia la media del sector, conviene tener en cuenta que la dispersión de una variable puede estar relacionada con su media. Si la relación entre ellas es directa, el análisis empírico tenderá a mostrar una tendencia convergente si la media tiende a disminuir y divergente si la media tiende a aumentar. Por ello, los autores suelen dividir las variables por su media anual antes de estimar las matrices de transición (Konings y Roodhooft, 1997; Lamo, 2000 o Pérez y Tortosa-Ausina, 2001).

En este trabajo, no se impone a priori una relación funcional concreta entre la media y la dispersión. Se ha preferido estimar económicamente la relación que existe entre ellas para corregir adecuadamente el efecto de la primera sobre la segunda. En concreto, para cada ratio se ha estimado por mínimos cuadrados, los parámetros de la regresión:

$$D_i^Y = \alpha^Y e^{\beta^Y P_i^Y} \varepsilon_i^Y \quad (11)$$

donde  $DY_i$  y  $PY_i$  son respectivamente la desviación típica y la media del ratio  $Y$  para la empresa  $i$  a lo largo del periodo 91-99,  $\alpha^Y > 0$  y  $\beta^Y$  son los parámetros a estimar y  $\varepsilon_i^Y$  es un error estocástico. Una vez estimados los parámetros, el efecto de la media sobre la dispersión se elimina aplicando la expresión:

---

<sup>5</sup> La importancia de los ratios del cuadro 1 (o de formulaciones alternativas de los mismos) ha sido destacada por García Ayuso (1996) y Martín Jiménez (1999). En estos dos trabajos se aplica el análisis factorial para obtener una clasificación de los ratios más utilizados en la literatura y, en ambos casos, los grupos representativos de la rentabilidad, la rotación, los márgenes, el apalancamiento y las existencias representan un porcentaje elevado de la variabilidad total de los ratios.

**Tabla 2**  
**Estadísticos descriptivos de los ratios analizados**

Años	Rentabilidad financiera				Rentabilidad económica			
	Media	Std	Asim.	Curt.	Media	Std	Asim.	Curt.
1991	0.14	0.33	-1.96	12.08	0.17	0.21	-3.82	26.50
1992	0.17	0.27	-2.61	12.66	0.19	0.14	-0.65	6.18
1993	0.19	0.24	-0.74	8.32	0.24	0.18	2.05	8.20
1994	0.26	0.19	0.17	5.19	0.24	0.14	1.41	6.08
1995	0.20	0.12	0.09	2.76	0.18	0.09	1.02	4.06
1996	0.10	0.15	-0.49	4.10	0.13	0.09	-0.25	8.90
1997	0.14	0.21	-1.79	8.79	0.16	0.11	0.52	3.59
1998	0.19	0.15	1.89	11.79	0.16	0.09	0.90	3.70
1999	0.15	0.19	-3.87	28.83	0.14	0.09	1.45	7.67
	Rotación				Margen			
	Media	Std	Asim.	Curt.	Media	Std	Asim.	Curt.
1991	1.62	0.67	1.40	5.56	0.10	0.21	-6.58	50.73
1992	1.71	0.91	2.27	9.21	0.12	0.08	0.19	4.57
1993	1.84	1.45	3.30	15.31	0.14	0.06	0.41	3.40
1994	1.61	0.74	1.85	7.20	0.15	0.06	-0.19	4.46
1995	1.44	0.62	1.67	6.21	0.13	0.06	0.62	3.10
1996	1.31	0.53	1.49	6.45	0.11	0.07	0.96	9.04
1997	1.42	0.58	1.73	6.87	0.11	0.07	0.32	3.50
1998	1.40	0.58	2.01	8.49	0.12	0.06	0.80	3.07
1999	1.33	0.62	2.98	15.60	0.11	0.07	0.83	4.38
	Autofinanciación				Existencias			
	Media	Std	Asim.	Curt.	Media	Std	Asim.	Curt.
1991	0.54	0.25	-0.12	2.13	0.16	0.07	0.37	2.33
1992	0.53	0.23	0.02	2.12	0.17	0.06	0.22	2.40
1993	0.56	0.21	0.23	2.25	0.16	0.07	0.43	2.77
1994	0.57	0.21	0.28	2.36	0.14	0.05	0.65	3.49
1995	0.54	0.22	0.34	2.62	0.17	0.07	-0.37	2.72
1996	0.54	0.23	0.47	2.18	0.22	0.08	-0.17	2.92
1997	0.57	0.23	0.42	2.05	0.20	0.08	0.41	2.99
1998	0.56	0.23	0.36	1.95	0.21	0.09	0.74	4.16
1999	0.55	0.22	0.49	2.12	0.22	0.08	0.44	3.77

$$y_{it} = \frac{Y_{it} - \bar{Y}_t}{\gamma^Y \alpha^Y e^{\beta^Y \bar{Y}_t}} \quad (12)$$

donde  $y$  es el ratio corregido,  $\bar{Y}$  la media del ratio  $Y$  en el año  $t$  para el conjunto de la muestra y  $\gamma^Y$  una constante tal que:

$$y_{it} = \frac{Y_{it} - \bar{Y}}{\gamma^Y \alpha^Y e^{\beta^Y \bar{Y}}} \quad (13)$$

donde es la media del ratio  $\bar{Y}$  para el conjunto de la muestra a lo largo de todo el periodo muestral (1991-1999).

**Tabla 3**  
**Relación entre dispersión y media**

Ratio	$\alpha$	$\beta$	Sig.
Rentabilidad financiera	0.13	-0.81	
Rentabilidad económica	0.04	2.81	***
Rotación	0.06	0.96	***
Margen	0.03	2.00	**
Autofinanciación	0.15	-1.07	***
Existencias	0.03	3.07	***

Nota: \*\*\* Significativo al 1%, \*\* significativo al 5%

En la tabla 3 aparecen las estimaciones de los parámetros  $\alpha^Y$  y  $\beta^Y$  para los seis ratios considerados en este trabajo. En términos generales, las estimaciones revelan que existe una relación directa entre la media de los ratios y su dispersión, si bien el parámetro  $\beta^Y$  no siempre es positivo y significativo. En el caso de la rentabilidad financiera este parámetro no es significativamente distinto de cero y en el de la autofinanciación el parámetro es negativo, indicando que la dispersión disminuye a medida que la media del sector se aproxima a la unidad. El parámetro  $\alpha^Y$  es positivo en todos los casos, asegurando que los valores predichos para la dispersión son siempre positivos.

#### 4.4. Análisis desarrollado para cada ratio

Para contrastar la hipótesis de partida de este trabajo se han aplicado las dos etapas de la metodología de Quah (1993a). En primer lugar, se ha estimado la función de

densidad de los ratios analizados en los periodos (1991,1993), (1994,1996) y (1997,1999)<sup>6</sup>. De este modo, se ha podido contrastar si las funciones de densidad han tendido a concentrarse en torno a la media sectorial a lo largo del periodo muestral.

Tras este análisis preliminar se ha modelizado la dinámica intradistribución de los ratios y se ha estimado su distribución a largo plazo<sup>7</sup>. Por convenio, el apartado 3.2. presenta un modelo basado en las transiciones anuales y el kernel estocástico de orden uno. Sin embargo, las empresas pueden tardar más de un año en absorber los shocks estocásticos que separan a los ratios de sus valores objetivo (Gallizo y Salvador, 2000). Por ello, siguiendo a Konings y Roodhooft (1997), se ha decidido presentar los resultados obtenidos considerando no sólo las transiciones anuales, sino también las bienales<sup>8</sup>.

Para los dos operadores –orden uno y orden dos–, se ofrece una estimación de la distribución ergódica de los ratios que, como se mencionó en el apartado 3.2, se basa en el supuesto de estabilidad del proceso markoviano representado por la ecuación (6). Este supuesto resulta excesivamente restrictivo cuando se analizan periodos cortos de tiempo, en los que pueden producirse circunstancias excepcionales que podrían afectar a la dinámica *cross-section* de los ratios. Por ello, en este trabajo se ha utilizado un periodo de nueve años, en el que las distorsiones derivadas de las observaciones atípicas son lógicamente menores.

## 5. RESULTADOS

Tras describir la metodología utilizada en este trabajo, este epígrafe tiene por objeto presentar los resultados fundamentales que se derivan del análisis empírico. En concreto, se analiza para cada ratio los resultados obtenidos al aplicar las dos etapas de la metodología de Quah (1993b): el análisis de los cambios en la forma de la función de densidad y el estudio de la dinámica intra distribución.

<sup>6</sup> Para cada uno de los tres subperiodos considerados, la estimación se obtiene a partir de un *pool* de datos compuesto por 3x81 observaciones año-empresa. También, se estimó una función de densidad para cada año. Dado que los resultados obtenidos fueron cualitativamente idénticos a los presentados en este trabajo, se optó por una estimación por subperiodos para ahorrar espacio.

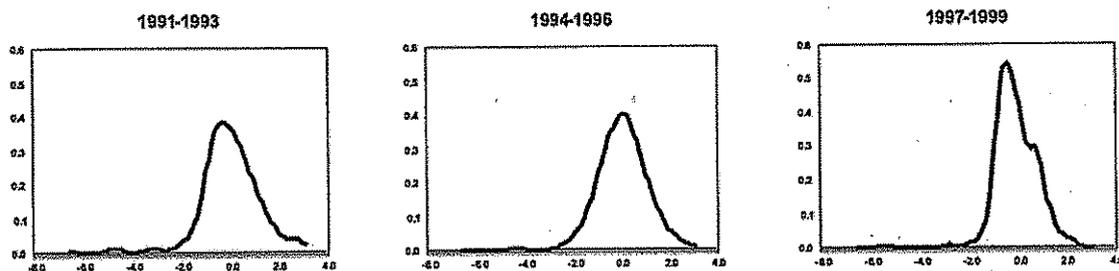
<sup>7</sup> Las matrices de transición y los kernels estocásticos han sido estimados a partir de un *pool* de datos compuesto por todas las observaciones año-empresa que forman parte de la muestra.

<sup>8</sup> También podría haberse planteado la estimación de los operadores de orden superior o igual a 3. El trabajo no incluye estas estimaciones porque el proceso ajuste de los ratios hacia el valor objetivo se produce mayoritariamente en un periodo inferior a tres años (véase Gallizo y Salvador, 2000 y Ozkan, 2001). Por otra parte, al aumentar la ventana del análisis se reduce sustancialmente el tamaño muestral y disminuye la calidad de la estimación.

## 5.1. Rentabilidad financiera

El figura 1 permite apreciar la evolución de la función de densidad de la rentabilidad financiera a lo largo del periodo muestral. La secuencia de figuras muestra que se produce un ligero desplazamiento de las empresas desde las colas de la distribución hacia la media sectorial. Prueba de ello es la menor dispersión que acredita la variable en el periodo 1997-1999.

**Figura 1**  
Evolución de la función de densidad de la rentabilidad financiera



La dinámica intradistribución de este ratio aparece representada en la tabla 4 y la figura 2. En concreto, la tabla 4 presenta las matrices de transición anual y bienal de la rentabilidad financiera. En la primera fila, aparecen los límites de los cinco intervalos que configuran el espacio de las posibles realizaciones del ratio. Tal y como se indicó en la sección metodológica, los intervalos han sido diseñados para albergar el mismo número de observaciones año-empresa (unas 119 en el caso de las transiciones anuales y aproximadamente 103 en las transiciones bienales).

**Tabla 4**  
Matrices de transición y distribuciones ergódicas de la rentabilidad financiera

Transiciones anuales						Transiciones bienales					
Estados	1	2	3	4	5	Estados	1	2	3	4	5
lim. sup.	-0,61	-0,17	0,32	0,91		lim. sup.	-0,64	-0,16	0,35	0,98	
(1): 120	<b>0,48</b>	0,19	0,18	0,10	0,06	(1): 103	<b>0,37</b>	0,26	0,17	0,11	0,09
(2): 118	0,24	<b>0,40</b>	0,19	0,14	0,04	(2): 103	0,28	<b>0,26</b>	0,22	0,17	0,07
(3): 119	0,11	0,28	<b>0,32</b>	0,17	0,13	(3): 103	0,14	0,35	<b>0,29</b>	0,15	0,08
(4): 119	0,06	0,13	0,27	<b>0,34</b>	0,20	(4): 103	0,06	0,20	0,26	<b>0,25</b>	0,22
(5): 120	0,02	0,08	0,16	0,28	<b>0,47</b>	(5): 104	0,04	0,13	0,19	0,32	<b>0,33</b>
<b>D.E.</b>	<b>0,18</b>	<b>0,23</b>	<b>0,23</b>	<b>0,20</b>	<b>0,17</b>	<b>D.E.</b>	<b>0,19</b>	<b>0,25</b>	<b>0,23</b>	<b>0,19</b>	<b>0,14</b>

La diagonal principal de la matriz de transición, que aparece resaltada en negra, indica el porcentaje de empresas que permanecen en el mismo intervalo al cabo de un año. El resto de elementos de la matriz informan sobre la probabilidad de que las empresas transiten de un intervalo a otro. Por ejemplo, del total de empresas que comienzan situadas en el primer intervalo, sólo el 10% se desplazan al cuarto al cabo de un año. Este porcentaje aumenta hasta el 11% al considerar las transiciones bienales. La última fila de la tabla (D.E.) muestra el porcentaje de empresas que se situarían a largo plazo en los distintos intervalos de la distribución, si las transiciones anuales y bienales se repitieran indefinidamente.

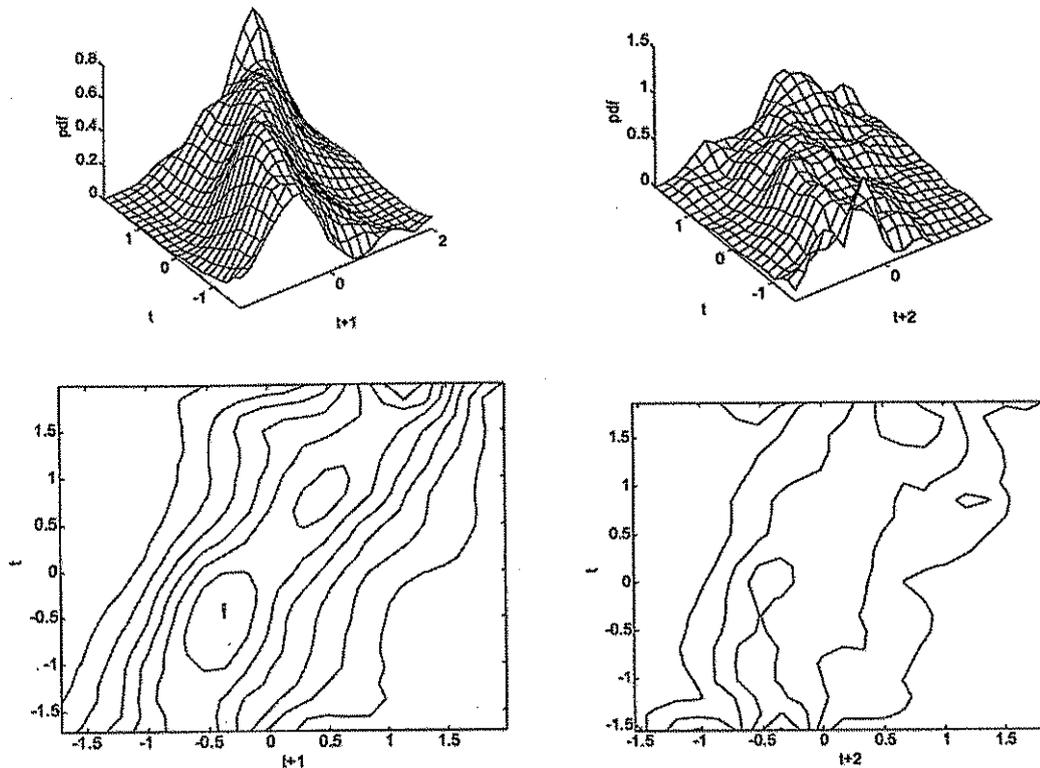
El análisis desarrollado para la rentabilidad financiera pone de manifiesto que las empresas de la muestra apenas convergen hacia la media sectorial a largo plazo. De hecho, las distribuciones ergódicas que se derivan de las transiciones anuales y bienales no tienden significativamente a concentrarse en los estados centrales de la distribución. Más del 30% de las empresas permanecerían en los intervalos extremos –primero y último– y tan sólo aumentaría en un 3% el número de compañías situadas en el intervalo central. Esta circunstancia es fruto de la estabilidad de las posiciones relativas que ocupan las empresas dentro del sector. La matriz de transición anual muestra que el 75% de las mismas se sitúa en el mismo intervalo que ocupaba en el año anterior o en alguno de los intervalos adyacentes.

La figura 2 ofrece una estimación de los kernels estocásticos de orden uno y orden dos de la rentabilidad financiera. Para facilitar su interpretación, se ha optado por representar los kernels mediante dos formatos, un formato estándar de carácter tridimensional y un formato bidimensional que representa el kernel mediante curvas de nivel. Tal y como se indicó en la sección metodológica, este gráfico permite dotar de una mayor robustez al análisis previo de las matrices de transición, que se basan en una división arbitraria del espacio de las posibles realizaciones del ratio.

La figura confirma la estabilidad en las posiciones relativas de las empresas. De hecho, la función de densidad condicionada tiende a aumentar en los puntos en los que  $Y_t = Y_{t+1}$  o  $Y_t = Y_{t+2}$  –diagonal de la figura–. No obstante, al comparar los operadores de orden uno y orden dos, se observa que el segundo está más disperso en torno a la diagonal que el primero, indicando que los cambios en las posiciones relativas de las empresas son más intensos cuando se amplía la ventana de análisis.

En definitiva, el análisis desarrollado para la rentabilidad financiera permite apreciar la existencia de un leve proceso de convergencia hacia la media sectorial. Sin embargo, este hecho no puede atribuirse a la existencia de un objetivo común para todas las empresas. Sus posiciones relativas dentro del sector tienden a ser estables y, a largo plazo, la dispersión del ratio apenas se reduce.

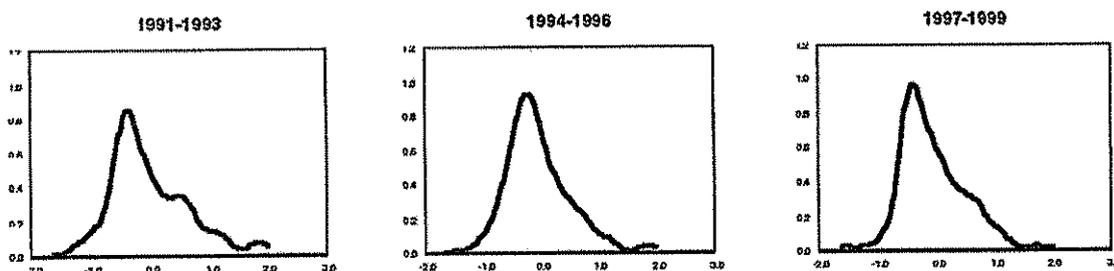
**Figura 2**  
**Kernels estocásticos de orden uno y orden dos de la rentabilidad financiera**



### 5.2. Rentabilidad económica

La figura 3 muestra que la función de densidad de la rentabilidad económica permanece relativamente estable a lo largo del periodo muestral. De hecho, en los tres subperiodos analizados se aprecia el mismo patrón de asimetría y en modo alguno se observa convergencia hacia la media sectorial.

**Figura 3**  
**Evolución de la función de densidad de la rentabilidad económica**



El análisis de la dinámica intradistribución –tabla 5 y figura 4– conduce a resultados similares. Las distribuciones ergódicas que se derivan de las matrices de transición de orden uno y dos acreditan prácticamente la misma dispersión en torno a la media que la propia distribución muestral. Apenas hay empresas que abandonen los intervalos extremos de la distribución y se sitúen a largo plazo en el intervalo central de la misma, junto a la media del sector.

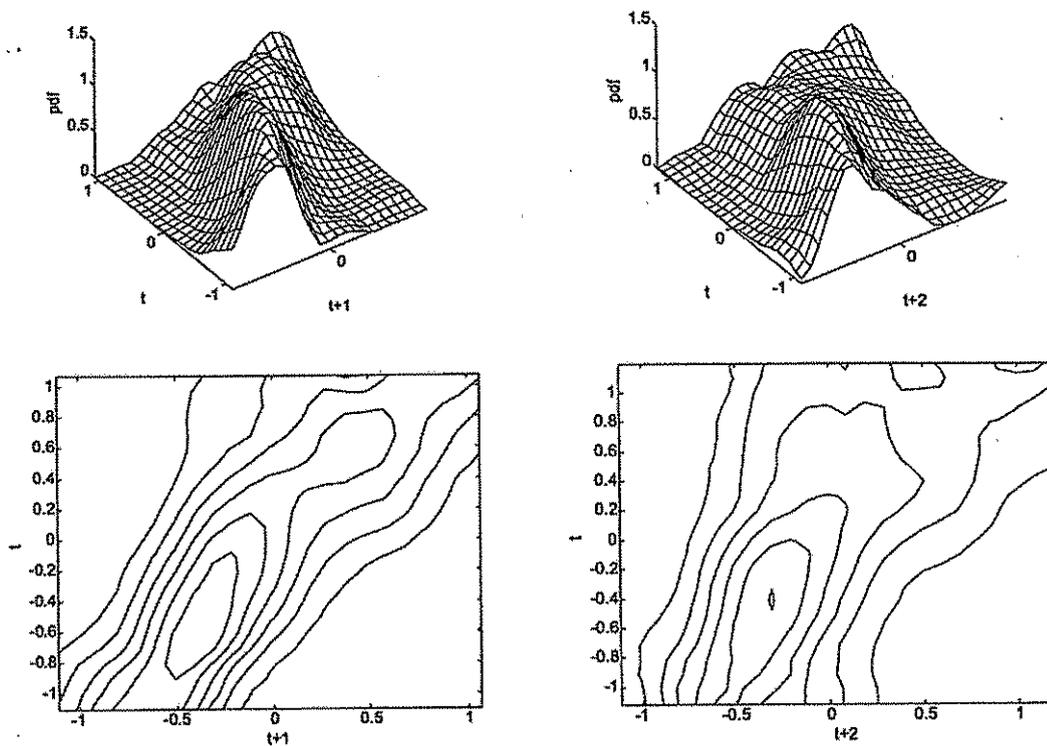
**Tabla 5**  
**Matrices de transición y distribuciones ergódicas de la rentabilidad económica**

Transiciones anuales						Transiciones bienales					
Estados lim. sup.	1	2	3	4	5	Estados lim. sup.	1	2	3	4	5
(1): 121	<b>0,51</b>	0,32	0,10	0,02	0,04	(1): 105	<b>0,40</b>	0,27	0,14	0,08	0,11
(2): 122	0,25	<b>0,31</b>	0,28	0,13	0,02	(2): 105	0,24	<b>0,29</b>	0,30	0,12	0,05
(3): 121	0,12	0,20	<b>0,40</b>	0,22	0,07	(3): 106	0,19	0,27	<b>0,26</b>	0,18	0,09
(4): 121	0,03	0,14	0,20	<b>0,40</b>	0,23	(4): 105	0,06	0,11	0,23	<b>0,38</b>	0,22
(5): 122	0,02	0,06	0,08	0,27	<b>0,57</b>	(5): 106	0,06	0,14	0,09	0,31	<b>0,40</b>
<b>D.E.</b>	<b>0,18</b>	<b>0,21</b>	<b>0,22</b>	<b>0,21</b>	<b>0,18</b>	<b>D.E.</b>	<b>0,19</b>	<b>0,22</b>	<b>0,21</b>	<b>0,21</b>	<b>0,16</b>

El estudio de la matriz de transición de orden uno muestra que los cambios en las posiciones relativas de las empresas son poco frecuentes. El 85% de las mismas se sitúa en el mismo intervalo de la distribución que en el año anterior o en alguno de los intervalos adyacentes. La estabilidad de las posiciones relativas queda también patente en el kernel estocástico de orden uno. La figura 4 muestra que la masa probabilística tiende a concentrarse en torno a la diagonal del gráfico bidimensional.

Las transiciones de orden dos son muy similares a las de orden uno, aunque lógicamente aumenta la probabilidad de que la empresa cambie de posición relativa al ampliar la ventana de análisis de uno a dos años. Los porcentajes que aparecen en la diagonal principal de la matriz de transición disminuyen significativamente y el gráfico representativo del kernel de orden dos se encuentra más disperso en torno a la diagonal. En todo caso, este hecho no invalida el mensaje fundamental que se deriva del análisis de este ratio. Las empresas no utilizan un objetivo común para la rentabilidad económica, ya que su dispersión apenas se reduce a largo plazo y las posiciones relativas de las empresas dentro del sector son estables.

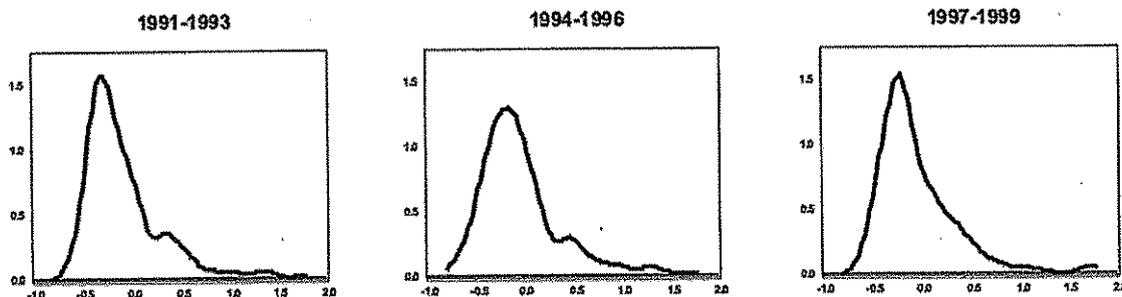
**Figura 4**  
**Kernels estocásticos de orden uno y orden dos de la rentabilidad económica**



### 5.3. Rotación

La evolución de la función de densidad de la rotación aparece en el gráfico 5. En términos generales, no se aprecia tendencia alguna de carácter convergente o divergente. Las empresas se alejan tímidamente de la media sectorial en el segundo subperiodo y se aproximan ligeramente a ella en el tercero. No obstante, el ratio presenta un patrón de asimetría similar a lo largo del periodo analizado en este trabajo.

**Figura 5**  
**Evolución de la función de densidad de la rotación**



El análisis de la dinámica intradistribución tampoco permite apreciar la existencia de un proceso convergente. Las distribuciones ergódicas de la tabla 6 muestran que, a largo plazo, sólo el 3% de las empresas se desplazan desde las colas de la distribución hacia el intervalo central de la misma, donde se encuentra la media sectorial. Este hecho es producto de la falta de movilidad intradistribución que acreditan las empresas. Más de un 90% de las compañías se sitúan en el mismo intervalo de la distribución que en el año anterior o se desplazan a uno de los intervalos adyacentes. Esta circunstancia se aprecia con especial claridad al analizar el kernel estocástico de orden uno. La masa probabilística se concentra en la diagonal del figura, incluso en mayor medida que lo hacía en los ratios precedentes.

**Tabla 6**  
**Matrices de transición y distribuciones ergódicas de la rotación**

Transiciones anuales						Transiciones bienales					
Estados	1	2	3	4	5	Estados	1	2	3	4	5
lim. sup.	-0,33	-0,19	-0,05	0,22		lim. sup.	-0,33	-0,20	-0,05	0,22	
(1): 121	<b>0,67</b>	0,26	0,07	0,00	0,00	(1): 105	<b>0,53</b>	0,30	0,13	0,02	0,01
(2): 121	0,21	<b>0,40</b>	0,32	0,06	0,02	(2): 105	0,18	<b>0,31</b>	0,30	0,15	0,05
(3): 122	0,07	0,24	<b>0,42</b>	0,25	0,03	(3): 106	0,12	0,21	<b>0,33</b>	0,27	0,07
(4): 122	0,03	0,07	0,23	<b>0,52</b>	0,15	(4): 105	0,10	0,09	0,29	<b>0,36</b>	0,17
(5): 121	0,01	0,04	0,06	0,10	<b>0,79</b>	(5): 106	0,04	0,05	0,07	0,15	<b>0,70</b>
D.E.	<b>0,20</b>	<b>0,21</b>	<b>0,23</b>	<b>0,18</b>	<b>0,18</b>	D.E.	<b>0,19</b>	<b>0,19</b>	<b>0,23</b>	<b>0,20</b>	<b>0,20</b>

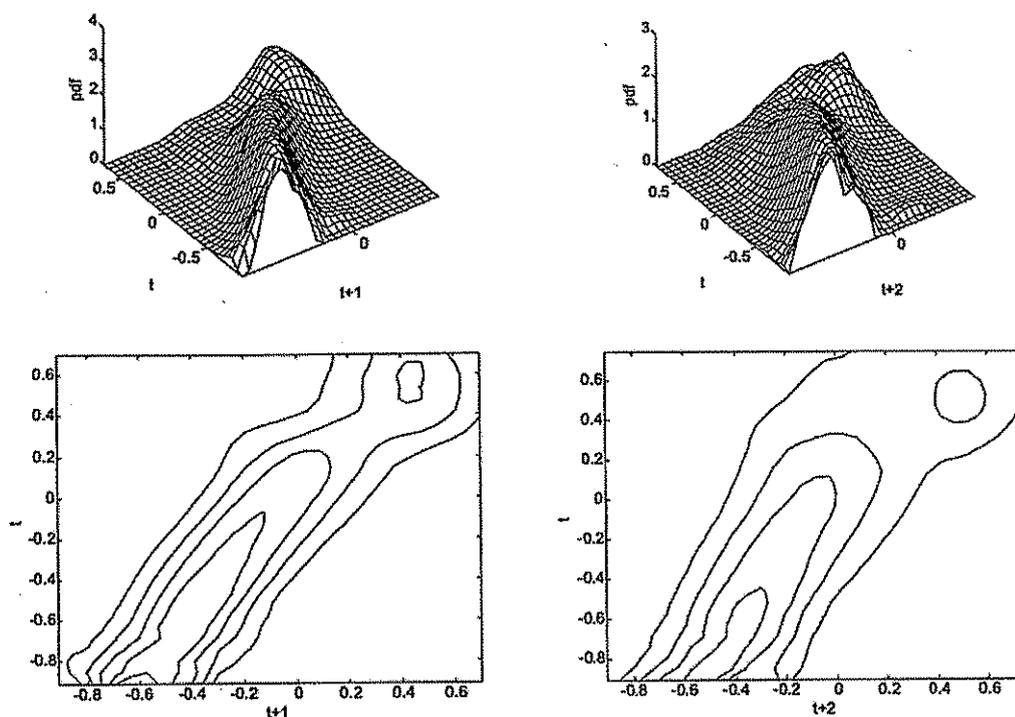
En este caso, la estabilidad en las posiciones relativas apenas disminuye cuando se computan las transiciones bienales. Tanto la matriz de transición como el kernel estocástico de orden dos son prácticamente idénticos que los de orden uno.

#### 5.4. Margen

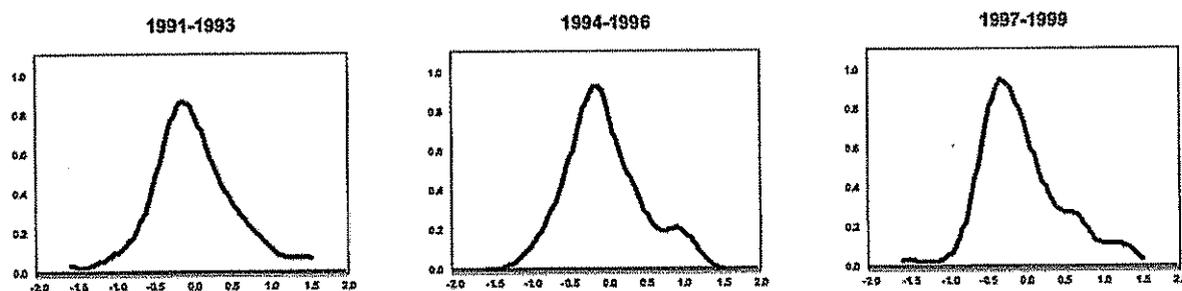
La función de densidad del margen apenas cambia a lo largo del tiempo. La figura 7 permite apreciar una leve variación de la forma de la función de densidad, pero en ningún caso se observa una tendencia convergente.

La tabla 7 y la figura 8, que muestran los resultados obtenidos al analizar la dinámica intradistribución de este ratio, tampoco revelan la existencia de un proceso de convergencia a largo plazo. Las distribuciones ergódicas que se derivan de las transiciones anuales y bienales permiten apreciar una ligera variación del patrón de asimetría —de hecho, la masa probabilística tiende a desplazarse hacia la cola izquierda, que

**Figura 6**  
**Kernels estocásticos de orden uno y orden dos de la rotación**



**Figura 7**  
**Evolución de la función de densidad del margen**



alberga a largo plazo entre un 5 y un 7% más de empresas—, pero en ningún caso se aprecia un aumento del número de empresas ubicadas en el intervalo central de la distribución junto a la media.

Al igual que en los ratios anteriores, la ausencia de convergencia está relacionada con la falta de movilidad intradistribución. Las empresas suelen permanecer en el mismo intervalo de un año para otro y, cuando se desplazan, se trasladan al intervalo

**Tabla 7**  
**Matrices de transición y distribuciones ergódicas del margen**

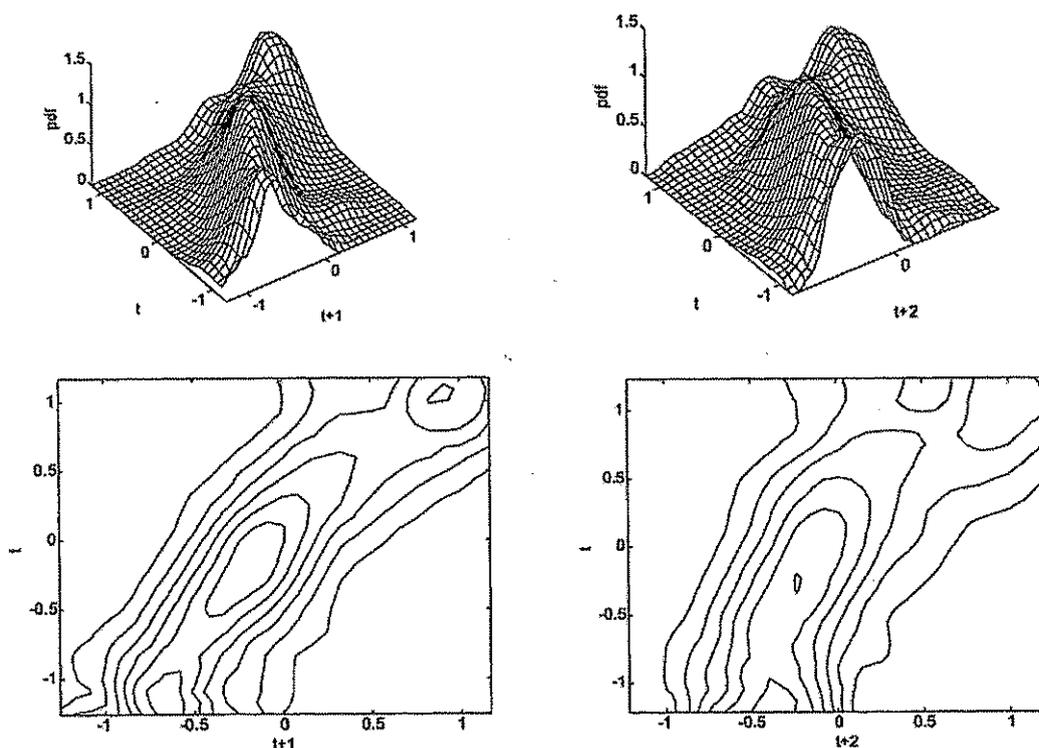
Transiciones anuales

Estados	1	2	3	4	5
lim. sup.	-0,38	-0,16	0,04	0,42	
(1): 121	<b>0,57</b>	0,23	0,07	0,08	0,04
(2): 121	0,29	<b>0,36</b>	0,23	0,10	0,02
(3): 122	0,11	0,27	<b>0,39</b>	0,20	0,02
(4): 121	0,07	0,15	0,20	<b>0,37</b>	0,21
(5): 122	0,02	0,02	0,08	0,24	<b>0,65</b>
D.E.	<b>0,23</b>	<b>0,22</b>	<b>0,20</b>	<b>0,9</b>	<b>0,17</b>

Transiciones bienales

Estados	1	2	3	4	5
lim. sup.	-0,37	-0,15	0,06	0,43	
(1): 105	<b>0,48</b>	0,29	0,11	0,08	0,05
(2): 105	0,29	<b>0,33</b>	0,23	0,10	0,06
(3): 106	0,13	0,25	<b>0,34</b>	0,20	0,08
(4): 105	0,12	0,21	0,22	<b>0,27</b>	0,18
(5): 106	0,05	0,04	0,08	0,28	<b>0,55</b>
D.E.	<b>0,23</b>	<b>0,24</b>	<b>0,20</b>	<b>0,17</b>	<b>0,16</b>

**Figura 8**  
**Kernels estocásticos de orden uno y orden dos del margen**

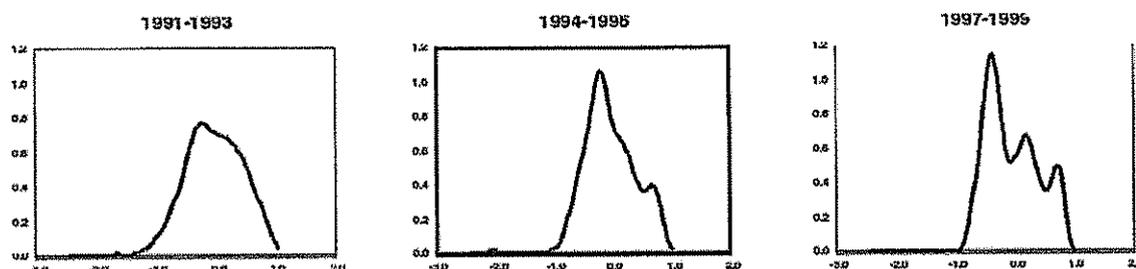


adyacente. Los kernels estocásticos de orden uno y orden dos confirman este hecho. Nótese como la función de densidad condicionada se extiende en ambos casos en torno a la diagonal de la gráfica .

### 5.5. Grado de autofinanciación

La función de densidad del grado de autofinanciación acredita una cierta inestabilidad a lo largo del periodo considerado en este trabajo. La figura 9 muestra que su estructura es unimodal en el subperiodo 1991-1993, bimodal en el subperiodo siguiente y trimodal en el subperiodo 1997-1999. En todo caso, la evolución de la función de densidad del grado de autofinanciación no indica que se haya producido un proceso de convergencia en la década de los 90.

**Figura 9**  
**Evolución de la función de densidad del grado de autofinanciación**

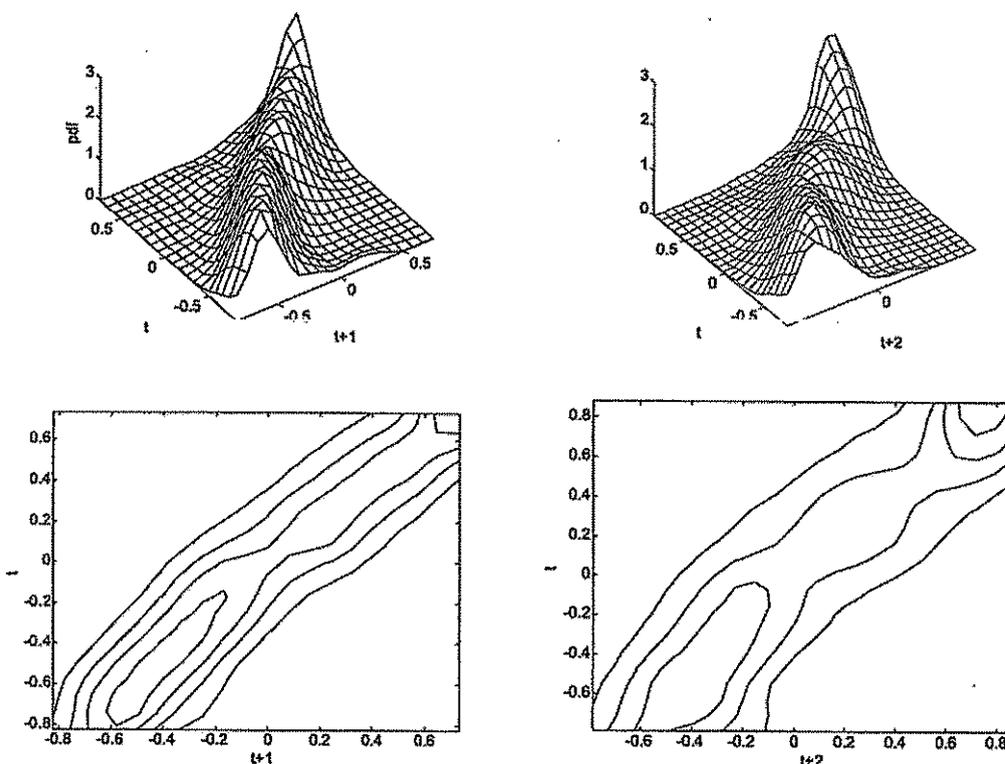


De hecho, ninguna de las dos distribuciones ergódicas de la tabla 8 indican que las empresas de la muestra estén tendiendo a converger a largo plazo. Al igual que sucedía con el margen, el patrón de asimetría de la distribución varía ligeramente, sin que por ello aumente el número de empresas que se sitúan a largo plazo en el intervalo central de la distribución.

**Tabla 8**  
**Matrices de transición y distribuciones ergódicas del grado de autofinanciación**

Transiciones anuales						Transiciones bienales					
Estados	1	2	3	4	5	Estados	1	2	3	4	5
lim. sup.	-0,38	-0,17	0,09	0,39		lim. sup.	-0,38	-0,17	0,09	0,40	
(1): 121	<b>0,71</b>	0,24	0,03	0,02	0,00	(1): 105	<b>0,62</b>	0,30	0,05	0,03	0,00
(2): 121	0,20	<b>0,57</b>	0,21	0,02	0,00	(2): 105	0,20	<b>0,43</b>	0,29	0,09	0,00
(3): 122	0,03	0,20	<b>0,54</b>	0,21	0,01	(3): 106	0,09	0,28	<b>0,37</b>	0,20	0,06
(4): 121	0,02	0,05	0,18	<b>0,54</b>	0,21	(4): 105	0,01	0,07	0,25	<b>0,44</b>	0,24
(5): 122	0,00	0,02	0,03	0,12	<b>0,82</b>	(5): 106	0,02	0,03	0,08	0,17	<b>0,71</b>
<b>D.E.</b>	<b>0,19</b>	<b>0,24</b>	<b>0,20</b>	<b>0,16</b>	<b>0,20</b>	<b>D.E.</b>	<b>0,19</b>	<b>0,24</b>	<b>0,21</b>	<b>0,18</b>	<b>0,18</b>

**Figura 10**  
**Kernels estocásticos de orden uno y orden dos del margen**



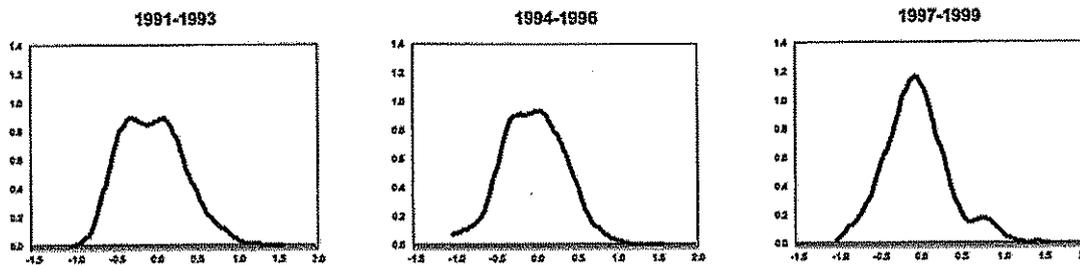
De nuevo, la dinámica del ratio se caracteriza por su escasa movilidad intradistribución. Más del 90% de las empresas permanecen al cabo de una año en el mismo intervalo o se desplazan a alguno de los intervalos adyacentes. Los kernels estocásticos de orden uno y orden dos –figura 10– revelan la escasa movilidad de las empresas. La función de densidad condicionada se distribuye alrededor de la diagonal del figura, indicando que la máxima probabilidad se alcanza en los puntos en los que  $Y_t = Y_{t+1}$  o  $Y_t = Y_{t+2}$ .

### 5.6. Ratio de existencias

La evolución de la función de densidad del ratio de existencias muestra una ligera tendencia convergente –figura 11-. El ratio presenta una estructura bimodal en el primer subperiodo (1991,1993), mientras que en el segundo (1994-1996) adopta una estructura unimodal en torno a la media del sector. Finalmente, en el tercer y último subperiodo (1997-1999), se reduce levemente la dispersión del ratio.

El proceso de convergencia que aparece en el figura 11, apenas tiene reflejo en la dinámica intra distribución del ratio. A largo plazo, sólo el 4% de las empresas

**Figura 11**  
**Evolución de la función de densidad del ratio de existencias**

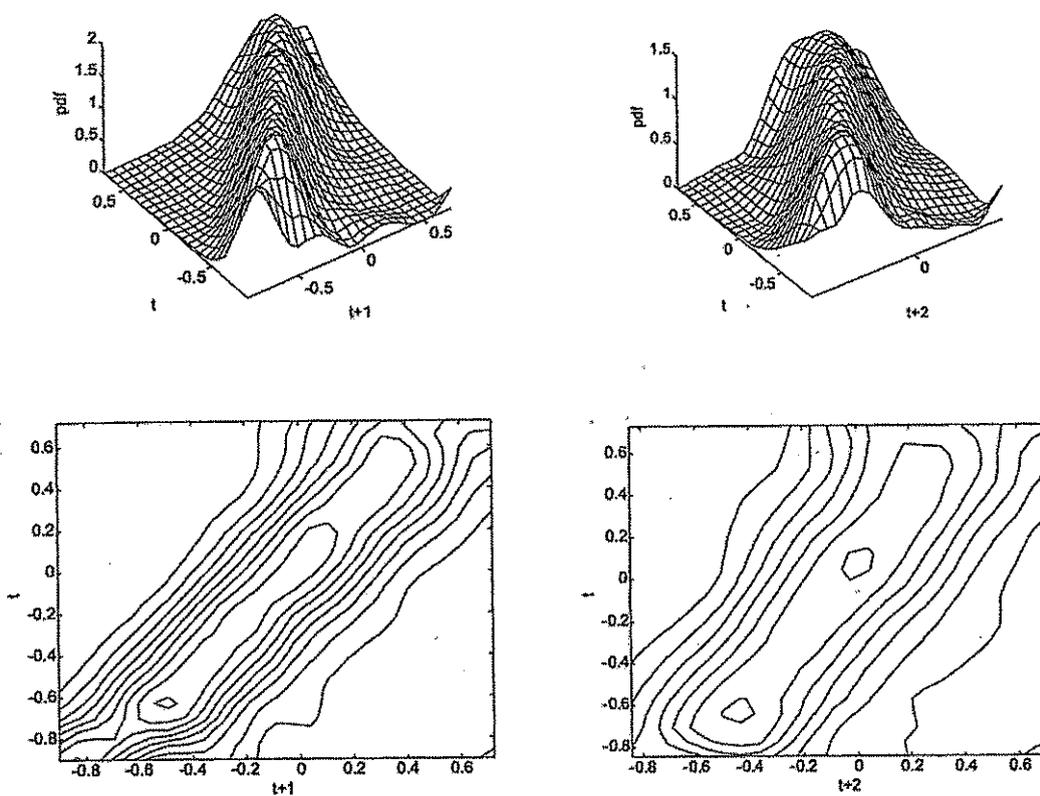


abandonarían las colas de la distribución para desplazarse hacia la media del sector. No parece por tanto que las empresas establezcan un objetivo único para este ratio. Al contrario, la evidencia empírica es compatible con la coexistencia de objetivos individuales para cada empresa, que no tenderán a modificarse mientras no cambien sus características estructurales. Este hecho explica la ausencia de convergencia y la escasa movilidad intradistribución que se aprecia nuevamente, tanto en las matrices de transición –tabla 9– como en los kernels estocásticos de orden uno y orden dos –figura 12–.

**Tabla 9**  
**Matrices de transición y distribuciones ergódicas del ratio de existencias**

Transiciones anuales						Transiciones bienales					
Estados	1	2	3	4	5	Estados	1	2	3	4	5
lim. sup.	-0,34	-0,11	0,09	0,31		lim. sup.	-0,34	-0,13	0,09	0,32	
(1): 121	<b>0,63</b>	0,24	0,07	0,02	0,03	(1): 105	<b>0,55</b>	0,23	0,10	0,04	0,08
(2): 121	0,22	<b>0,45</b>	0,22	0,07	0,03	(2): 105	0,20	<b>0,32</b>	0,26	0,10	0,12
(3): 122	0,04	0,25	<b>0,42</b>	0,25	0,05	(3): 106	0,07	0,26	<b>0,36</b>	0,22	0,09
(4): 121	0,02	0,07	0,29	<b>0,40</b>	0,21	(4): 105	0,06	0,13	0,28	<b>0,32</b>	0,21
(5): 122	0,02	0,02	0,08	0,23	<b>0,66</b>	(5): 106	0,05	0,03	0,17	0,27	<b>0,48</b>
<b>D.E.</b>	<b>0,17</b>	<b>0,21</b>	<b>0,23</b>	<b>0,20</b>	<b>0,19</b>	<b>D.E.</b>	<b>0,17</b>	<b>0,20</b>	<b>0,24</b>	<b>0,19</b>	<b>0,19</b>

**Figura 12**  
**Kernels estocásticos de orden uno y orden dos del ratio de existencias**



## 6. CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS

En resumen, este trabajo ha tratado de contrastar si las empresas utilizan la media del sector como objetivo para sus ratios fundamentales. Para ello, se ha utilizado las cuentas anuales de una muestra de empresas del sector español de pavimentos y revestimientos cerámicos, correspondientes al periodo 1991-1999. La metodología empleada (Quah, 1993a) ha tratado de modelizar, explícitamente y mediante técnicas no paramétricas, la dinámica de las distribuciones de seis ratios habitualmente analizados en la literatura: la rentabilidad financiera, la rentabilidad económica, la rotación, el margen, el grado de autofinanciación y el ratio de existencias.

Los resultados del análisis empírico desarrollado no permiten afirmar que los ratios de las empresas estén siguiendo un proceso de ajuste/convergencia hacia la media del sector. Al contrario, las distribuciones a largo plazo de los mismos se hallan tan dispersas en torno a la media como las del propio periodo muestral. Esta circuns-

tancia no es compatible con la existencia de un objetivo único e igual a la media del sector, sino que respalda la hipótesis de que en un mismo sector de actividad coexisten empresas de distinta naturaleza que fijan objetivos diferentes para sus ratios. De hecho, la evidencia empírica suministrada en el trabajo muestra que las posiciones relativas de las empresas dentro del sector son relativamente estables, indicando que las diferencias que separan a las mismas de la media sectorial no son exclusivamente transitorias, sino que incorporan un componente estructural.

En definitiva, la evidencia empírica obtenida es consistente con la proporcionada por Konings y Roodhooft (1997) y devuelve el interés por el análisis de las variables estructurales, de las que en última instancia depende la posición relativa de la empresa a largo plazo dentro de su sector de actividad. De hecho, en un trabajo reciente, Ozkan (2001) utiliza un modelo de ajuste parcial para identificar las variables que afectan al valor objetivo del ratio de endeudamiento. Los resultados de este trabajo confirman que las empresas de un mismo sector fijan objetivos diferentes en función de sus características específicas.

Una interesante extensión de este trabajo es el análisis de la estabilidad a corto plazo de la dinámica *cross-section* de los ratios financieros. La ausencia de convergencia a largo plazo es compatible con la existencia de incrementos y disminuciones de la dispersión de los ratios en el corto plazo. En este sentido, sería relevante identificar el efecto de la coyuntura sectorial sobre la dinámica *cross-section*, diferenciando el impacto asociado a los *shocks* de oferta y demanda.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANDRÉS SUAREZ, J. DE (2001): "Aproximación empírica a la distribución estadística de los ratios contables", *Revista de Contabilidad*, vol. 4, No.7, enero-junio, p.101-127
- BEECHER, A., EZZAMEL, M. y MAR MOLINERO, C. (1987): "On the Distributional Properties of Financial Ratios", *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol 14, No. 4, p.463-481.
- BUIJINK, W. y JEGERS, M. (1986): "Cross-sectional Distribution Properties of Financial Ratios in Belgian Manufacturing Industries: Aggregation Effects and Persistence Over Time", *Journal of Business Finance & Accounting*, p. 337-363.
- CHEN, C. R. y AININA, F. (1994): "Financial Ratio Adjustment Dynamics and Interest Rate Expectations", *Journal of Business Finance and Accounting*, 21(8), p.1111-1126.
- DAVIS, H. Z. y PELES, Y. C. (1993): "Measuring Equilibrating Forces of Financial Ratios", *The Accounting Review*, No. 68, p. 725-747
- DEAKIN, E.(1976): "Distributions of Financial Accounting Ratios: Some Empirical Evidence", *The Accounting Review*, p. 90-96.
- FOSTER, J. E. y OK, E. A. (1999): "Lorenz Dominance and the Variance of Logarithms", *Econometrica*, Vol. 67, No. 4, p. 901-907.
- FRECKA, T. J. y LEE, C. F. (1983): "Generalized Financial Ratio Adjustment Process and Their Implications", *Journal of Accounting Research*, Vol. 21, No. 1, p. 308-316.

GALLIZO, J. L. y SALVADOR, M. J. (2000): "Medida del Proceso de Ajuste de los Ratios Financieros. Un Análisis en Sectores Industriales", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXIX, No. 103, p. 37-56.

GARCÍA-AYUSO, M. (1996): "Técnicas de análisis factorial aplicadas al análisis de la información financiera", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXV, No. 86, p. 57-101.

GOERLICH, F. J. (2000): "Desigualdad, Diversidad y Convergencia: (más) Instrumentos de Medida -Estadística Descriptiva-", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Abril, Valencia.

KONINGS, J. y ROODHOOFT (1997): "Financial Ratio Cross-Section Dynamics: a Non-Parametric Approach", *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(9) & (10), p.1331-1342.

LAMO, A. (2000): "On Convergence Empirics some Evidence for Spanish Regions", *Investigaciones Económicas*, Vol. 24(3), p. 681-707.

LAU, A., LAU, H. y GRIBBIN (1995): "Cross Sectional Distributions of Financial Ratios". *Journal of Business and Economic Statistics*, p.520-549.

LEE, C., y WU, C.(1988): "Expectation Formation and Financial Ratios", *Journal of Accounting Research*, 7, p. 292-306.

LEV, B. (1969): "Industry Averages as Targets for Financial Ratios", *Journal of Accounting Research*, Vol. 7, No.2 , p. 290-299.

MARTÍN JIMÉNEZ, D. (1999): "Factores comunes en la información financiera de las empresas y su relación con el tamaño", *Revista de Contabilidad*, Vol. 2, No.3, enero-junio, p.133-162.

MCLEAY, S. J. (1986A): "Student's t and the Distribution of Financial Ratios", *Journal of Business, Finance and Accounting*, p. 209-222.

OZKAN A. (2001): "Determinants of Capital Structure and Adjustment to Long Run Target: Evidence from UK Company Panel Data", *Journal of Business, Finance and Accounting*, No. 28 (1) & (2), p. 175-198.

PELES, Y. C. y M. I. SCHNELLER (1989): "The Duration of Adjustment Process of Financial Ratios", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, p.527-32

PÉREZ, F. y TORTOSA-AUSINA, E. (2001): "Product Mix Clubs, Divergence and Inequality of Spanish Banking Firms", *Applied Financial Economics*, No. 12, p. 431-445.

QUAH, D. T. (1993a): "Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth", *European Economic Review*, Vol. 37, p.426-34.

\_\_\_\_\_ (1993b): "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, p. 427-443.

REES, B. (1995): *Financial Analysis*. Prentice Hall.

RODRÍGUEZ, E. (2002): "Limitaciones del análisis univariante mediante ratios contables. Una contrastación empírica para el estudio de la decisión de dividendos", *X Encuentro de Profesores Universitarios de Contabilidad*, Santiago de Compostela.

SHEATHER, S. J. y JONES, M. C. (1991): "A Reliable Data-Based Bandwidth Selection Method for Kernel Density Estimation", *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B* 53, p. 683-690.

SILVERMAN, B. W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall. London.

STOKEY, N. L. y LUCAS, R. E. JR. (1989): "Recursive Methods in Economic Dynamics", Harvard University Press, Cambridge MA.

TIPPETT, M. (1990): "An Induced Theory of Financial Ratios", *Accounting and Business Research*, Vol.21, No. 81, p. 77-85.

\_\_\_\_\_ y WHITTINGTON, G. (1995): "An Empirical Evolution of an Induced Theory of Financial Ratios", *Accounting and Business Research*, Vol. 25, No.99, p. 208-218.

WAND, M. P. y JONES, M. C. (1994): *Kernel Smoothing*, Chapman and Hall. London.

WU, C. y HO, S. K. (1997): "Financial Ratio Adjustment: Industry-Wide Effects or Strategic Management", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, No. 9, p. 71-88