

# TENSIÓN EMPRESARIAL EN PAÍSES DEL SUR DE EUROPA

**Pilar Gargallo Valero**

Departamento de Métodos Estadísticos

Universidad de Zaragoza

e-mail: pigarga@unizar.es

**Manuel Salvador Figueras**

Departamento de Métodos Estadísticos

Universidad de Zaragoza

e-mail: salvador@unizar.es

**José Luis Gallizo Larraz**

Departamento de Organización de Empresas

Universidad de LLeida

e-mail: gallizo@aegern.udl.es

## **Resumen**

En este trabajo se analiza la evolución del reparto del Valor Añadido (VA) en empresas del sector manufacturero de un grupo de países del sur de Europa (España, Francia, Italia y Portugal) durante el periodo 1990 a 1999 y utilizando datos de la base BACH. Para ello se utiliza un modelo lineal dinámico normal matricial que permite extraer los factores subyacentes a esta evolución y, además, analizar las semejanzas y diferencias existentes entre las empresas y países considerados. Este estudio revela que dicha evolución viene determinada por la existencia de un factor que mide, esencialmente, el nivel de tensión empresarial existente en dicho reparto. Este factor evoluciona de forma similar en empresas del mismo país y su nivel tiende a ser mayor en empresas pequeñas debido a la elevada importancia relativa de sus costes laborales frente a su nivel de ganancias.

*Palabras clave:* Ratios Financieros, Modelos Lineales Dinámicos Normales Matriciales, Gibbs Sampling.

## 1. Introducción.

El número de trabajos existentes en la literatura económica dedicados al estudio del valor económico generado en la actividad empresarial ha crecido de forma considerable en los últimos años (Evraert et al., 1998), debido a la importancia que esta magnitud tiene en las decisiones de inversión que deben tomar los agentes económicos (Belkaoui and Fekra, 1994).

Una vez que se ha generado el valor dentro de la empresa, éste se distribuye entre todos los agentes que han colaborado en su formación. Sin embargo, en la literatura, no se le ha prestado la debida atención al modo en el que dicha distribución se lleva a cabo (Gallizo et al., 2002). Una razón que puede explicar la escasez de estudios existentes sobre la distribución del valor en la empresa puede ser la preponderancia de trabajos dedicados a la aproximación de la creación del valor para el accionista (*Shareholder Value Approach*), frente a una visión más amplia de la empresa. Actualmente, y quizás en un nuevo contexto del valor, aparecen otras formulaciones como, por ejemplo, la Teoría de los Agentes Sociales (*Stakeholder Theory*) que no es más que una crítica a la fuerte doctrina de los accionistas (*Strong Stockholder Doctrine*) de la Ley americana de Corporaciones y de su Teoría Económico-Financiera (Marr y Walker, 2001).

La medida tradicionalmente utilizada para determinar el valor económico generado por una empresa es el valor añadido (VA), el cual es una medida contable de la ganancia total antes de realizar el reparto entre el grupo de agentes sociales. El modo en el que dicha ganancia total se reparte entre los distintos agentes es, en parte, una decisión de la Gerencia de la empresa (Belkaoui, 1996); sin embargo, desde la perspectiva de los agentes económicos, el VA proporciona tanto información económica como social, identificando la porción de output que aporta cada participante en el proceso productivo de la empresa. Por tanto, es un concepto mucho más amplio que el de beneficio ya que no se centra puramente en el reparto del capital, sino que ilustra como el excedente de la empresa se reparte entre los diversos agentes económicos interesados en la marcha de la misma, tales como: empleados, aportantes de capital, el Estado y la propia empresa.

Todo lo anterior pone de manifiesto el interés de estudiar la distribución del valor generado en una empresa y de intentar sacar a la luz los factores subyacentes a esta distribución. En este sentido, un primer estudio realizado es el trabajo de Gallizo et al. (2002), el cual analiza este proceso en la Industria de Fabricación de Material de Transporte de España. Estos autores muestran que el factor principal que determina dicha distribución es la tensión producida entre los distintos agentes económicos.

En este trabajo, extendemos el estudio de Gallizo et al. (2002) al análisis de la evolución de un conjunto de ratios que revelan la distribución de la riqueza generada en empresas del sector manufacturero de un grupo de países del sur de Europa, más concretamente, España, Francia, Italia y Portugal durante el periodo 1990-1999. Los datos se han tomado del proyecto BACH. Para llevar a cabo este estudio, hemos construido un Modelo Lineal Dinámico Normal Matricial (MLDNM), utilizando la metodología Bayesiana desarrollada por Salvador et al. (2002). Esta aproximación nos permite llevar a cabo un Análisis de Componentes Principales Dinámico de dichos ratios junto con una Análisis Cluster Jerárquico para determinar grupos homogéneos de empresas existentes en los datos.

Nuestro estudio muestra que la evolución anteriormente mencionada está determinada fundamentalmente por la existencia de un factor que denominamos tensión empresarial puesto que refleja la tensión presente en la empresa. Esta tensión surge como resultado de la combinación de dos intereses diferentes en la distribución de la riqueza generada: por una parte, los gastos internos necesarios para el desarrollo del ciclo productivo (costes laborales, intereses, depreciaciones materiales) y, por otra, los gastos de los agentes externos (dividendos e impuestos). Hemos encontrado que dicha tensión evoluciona de manera similar en toda la muestra de empresas, mostrando una tendencia creciente que alcanza su máximo en 1993, y, por tanto, sigue una trayectoria decreciente como consecuencia de la situación económica que atraviesan los países considerados en la segunda mitad de 1990. Además, el nivel de tensión tiende a ser mayor en empresas pequeñas que en empresas grandes debido a los altos costes laborales frente a su nivel de ganancias.

La organización del trabajo es como sigue. La Sección 2 establece la importancia del concepto del VA. Los datos y el análisis estadístico aplicado se describen en la Sección 3. La Sección 4 presenta los resultados y, finalmente, la Sección 5 cierra el trabajo con una revisión de las conclusiones principales.

## **2. Distribución del Valor Añadido.**

El valor añadido (VA) de una empresa se define como la diferencia entre el valor de la producción (P) generada por la empresa y los gastos en los que ha incurrido para generarla (G). Utilizando la Estructura de la Cuenta de Pérdidas y Ganancias de la Empresa, el VA puede representarse también, como:

$$VA = W + I + DP + T + DD + RE \quad (1)$$

siendo W gastos de personal, I gastos financieros, DP amortizaciones y provisiones, T impuesto sobre el beneficio y otros tributos, DD Dividendos y RE reservas o beneficios retenidos por la empresa.

De la expresión (1) se deduce que el VA es un indicador importante de la actividad económica y social de una empresa, al mostrar la forma en la que su excedente se reparte entre los diversos agentes económicos interesados en la marcha de la misma (empleados, aportantes de capital, el Estado y la propia empresa), identificando la porción de *output* que aporta cada participante en el proceso productivo de la empresa. Por todo ello, resulta interesante analizar cuáles son las componentes que determinan su distribución en el tiempo para, una vez determinadas, poder estudiar cuál ha sido el comportamiento de las empresas consideradas con vistas a tomar decisiones adecuadas de gestión empresarial o de inversión.

## **3. Análisis Estadístico**

### *Los datos*

Los datos analizados en este trabajo se han obtenido del proyecto BACH (Business Accounts Harmonized Data Bank) cuyo objetivo era la creación de una base de datos que recogiese información de las empresas no financieras, clasificadas

en cuanto a tamaño y sector de actividad. Este banco de datos fue creado por la Comisión de las Comunidades Europeas y es el único medio que permite establecer comparaciones entre industrias y países respecto a determinadas medidas funcionales, tales como: estructura financiera de las empresas, niveles de rentabilidad, distribución de valor añadido, etc. Con esta base de datos es posible construir diferentes ratios financieros que pueden ser de gran utilidad a la hora de tomar decisiones en muchos contextos.

La muestra contiene empresas del sector manufacturero para un grupo de países del Sur de Europa, más específicamente, España, Francia, Italia y Portugal (ver Tabla 1). Hemos limitado el estudio a estos cuatro países debido, por una parte, a la disponibilidad de los datos y, por otra, a que poseen un nivel de capitalización similar para las empresas del sector manufacturero (ver European Commission, 1997; Rivaud-Danset *et al*, 2001 y Serrano *et al*, 2002). Además, con fines comparativos, las empresas se han clasificado en tres categorías de acuerdo a su tamaño: Pequeñas, Medianas y Grandes<sup>1</sup> y, con el fin de homogeneizar los datos, hemos considerado los 5 ratios que aparecen listados en la Tabla 2. Las series analizadas son anuales y cubren el período 1990-1999, ambos inclusive.

**Tabla 1:** Contribución a la base BACH de los países usados en el trabajo

<b>PAÍS</b>	<b>FUENTE</b>	<b>Nº DE EMPRESAS</b>	<b>CUBRIMIENTO</b>
<b>España</b>	Banco de España	7,500	33% de vol. negocio
<b>Francia</b>	Banque de France	28,000	64.6 de empleados
<b>Italia</b>	Centrale dei Bilanci	34,990	45% de valor añadido
<b>Portugal</b>	Banco de Portugal	13,133	56% de vol. negocio

**Tabla 2.** Ratios analizados

<b>Definiciones</b>	<b>items Bach</b>
Gastos de personal a valor añadido	W/VA
Amortizaciones a valor añadido	DP/VA
Gastos financieros a valor añadido	I/VA
Impuestos a valor añadido	T/VA
Beneficios a valor añadido	RE/VA

<sup>1</sup> Se distinguen tres categorías de empresas: (Rec.96/28/CE)

- Empresas pequeñas: cuando el volumen de ventas es menor que 7 millones de Euros
- Empresas medianas: cuando el volumen de ventas está entre 7 y 40 millones de Euros
- Empresas grandes: cuando el volumen de ventas es mayor que 40 millones de Euros

Nuestro objetivo es extraer los factores subyacentes a la evolución conjunta de los 5 ratios listados en la Tabla 2 para las 12 series temporales multivariantes correspondientes a cada combinación país-tamaño. Estas series aparecen representadas en las Figuras 1 a 5.

### *El Modelo*

El Análisis estadístico realizado se basa en la metodología bayesiana descrita en Salvador et al. (2002). Dicha metodología utiliza Modelos Lineales Dinámicos Normales Matriciales (MLDNM) que permiten modelizar explícitamente las tendencias subyacentes de cada serie sin tener que recurrir a resultados asintóticos para estimarlas.

Sea  $\{Y_t, t = 1, \dots, T\}$  donde  $Y_t = \begin{pmatrix} Y_{1,t}^1 & \dots & Y_{K,t}^1 \\ \dots & \dots & \dots \\ Y_{1,t}^J & \dots & Y_{K,t}^J \end{pmatrix}$  es la matriz  $J \times K$  de observaciones

con  $Y_{k,t}^j$  el valor de la fila  $j$ -ésima y de la columna  $k$ -ésima en el instante  $t$  para cada  $j = 1, \dots, J$ ,  $k = 1, \dots, K$  y  $t = 1, \dots, T$ . Además, sea  $D_t = \{Y_t, D_{t-1}\}$  el conjunto de información en el período  $t$ .

El MLDNM utilizado en el trabajo viene dado por las siguientes expresiones:

$$\text{Ecuación de observación: } Y_t = F_t \Theta_t + E_t \quad E_t \sim \text{MN}_{J \times K}(0_{J \times K}, V_t, \Sigma) \quad (2)$$

$$\text{Ecuación de Evolución: } \Theta_t = G_t \Theta_{t-1} + \Omega_t \quad \Omega_t \sim \text{MN}_{p \times K}(0_{p \times K}, W_t, \Sigma) \quad (3)$$

$$\text{Información Inicial} \quad (\Theta_0 / D_0) \sim \text{MN}_{p \times K}(m_0, C_0, \Sigma) \quad (4)$$

con errores observacional  $\{E_t, t = 1, \dots, T\}$  y errores de evolución  $\{\Omega_t, t = 1, \dots, T\}$  interna y mutuamente independientes, e independientes de  $(\Theta_0 / D_0)$  donde:

(a)  $\Theta_t = \begin{pmatrix} \theta_{1,t}^1 & \dots & \theta_{K,t}^1 \\ \dots & \dots & \dots \\ \theta_{1,t}^J & \dots & \theta_{K,t}^J \end{pmatrix}$  es la matriz  $p \times K$  de estados del modelo, con el vector

$p \times 1$ ,  $\theta_{k,t}^j = (\theta_{k,t}^{j,1}, \dots, \theta_{k,t}^{j,p})'$ , conteniendo las componentes no estacionarias (tendencias determinísticas y aleatorias, ciclos, factores estacionales, etc.) de la evolución de la serie univariante  $\{Y_{k,t}^j; t = 1, \dots, T\}$ .

(b)  $F_t$  es una matriz de regresión conocida de orden  $J \times p$

(c)  $G_t$  es una matriz de evolución conocida de orden  $p \times p$

(d)  $V_t$  es una matriz de varianzas de observación conocida de orden  $J \times J$

(e)  $W_t$  es una matriz de varianzas de evolución conocida de orden  $p \times p$

(f)  $\Sigma$  es una matriz de varianzas transversales conocida de orden  $K \times K$

(g)  $NM_{a \times b}(m, V, \Sigma)$  denota la distribución normal matricial con vector de medias  $m$  ( $a \times b$ ), matriz de varianzas y covarianzas a izquierda  $V$  ( $a \times a$ ) y matriz de varianzas y covarianzas a derecha  $\Sigma$  ( $b \times b$ ).

**Nota 1.**

1) Las matrices  $\{F_t; t=1, \dots, T\}$  y  $\{G_t; t=1, \dots, T\}$  determinan la parte sistemática del modelo así como la evolución futura de las series y se construyen de acuerdo al tipo de componentes de la serie (ver ejemplos en West y Harrison, 1997).

2) Si el modelo (2)-(4) es cierto, entonces:

$$\forall j, j' \in \{1, \dots, J\}, k \in \{1, \dots, K\}, t \in \{1, \dots, T\}$$

$$\text{Corr}\left(Y_{k,t}^j, Y_{k,t}^{j'} \mid \theta_{k,t}^j, \theta_{k,t}^{j'}, D_{t-1}\right) = \frac{V_{jj',t}}{V_{jj,t}^{1/2} V_{j'j',t}^{1/2}} \quad (5)$$

donde  $V_t = (V_{jj',t})$ . Por tanto, la matriz  $V_t$  determina el grado de relación lineal entre las series correspondientes a dos individuos diferentes, una vez que se ha eliminado la influencia de las componentes no estacionarias. Como consecuencia de este hecho, esta matriz se puede utilizar para analizar la similaridad entre individuos.

3)  $\forall$  matriz  $A$   $K \times K$  se verifica que, si  $Z_t = Y_t A$ , entonces  $Z_t$  sigue un MLDNM dado por la quintupla  $\{F_t, G_t, V_t, W_t, A' \Sigma A\}$ . Por esta razón, la matriz  $\Sigma$  determina las componentes principales dinámicas de las series multivariantes:

$$\{Y_t^j; t = 1, \dots, T; j = 1, \dots, J\} \text{ donde } Y_t^j = (Y_{1,t}^j, \dots, Y_{K,t}^j)'$$

4) La estimación de los parámetros del modelo se lleva a cabo de un modo secuencial utilizando el filtro de Kalman para obtener recursivamente los parámetros de las distribuciones a posteriori  $\Theta_t / D_t$  donde  $D_t = D_0 \cup \{Y_1, \dots, Y_t\}$  (ver Salvador et al., 2002, para más detalles).

#### *Extensiones del modelo*

El modelo (2)-(4) supone que todas las matrices de varianzas y covarianzas son conocidas. Esta es una hipótesis poco realista, por tanto, resulta imprescindible debilitarla proporcionando procedimientos alternativos para estimar los parámetros en esta situación.

Si la matriz de covarianzas  $\Sigma$  es desconocida, asumiremos que la distribución a priori es Normal matricial/Wishart invertida, es decir:

$$(\Theta_0, \Sigma) / D_0 \sim MN_{pJ \times K} W_{n_{\Sigma,0}}^{-1} (m_0, C_0, S_{\Sigma,0}) \quad (6)$$

o equivalentemente:

$$(\Theta_0 / \Sigma, D_0) \sim MN_{pJ \times K} (m_0, C_0, \Sigma) \quad (7)$$

$$(\Sigma / D_0) \sim W_K^{-1} (n_{\Sigma,0}, S_{\Sigma,0}) \quad (8)$$

donde  $W_K^{-1}(n,S)$  denota una distribución Wishart invertida con  $n$  grados de libertad y matriz de escala  $(nS)^{-1}$  ( $K \times K$ ). En este caso, es posible extender el filtro de Kalman para estimar los parámetros del modelo (ver Salvador et al. (2002) para más detalles).

Si las matrices de covarianza  $\{V_t; t=1,\dots,T\}$  y  $\{W_t; t=1,\dots,T\}$  son desconocidas, no es posible obtener expresiones analíticas exactas de las distribuciones a posteriori. Por esta razón, Salvador et al. (2002) proponen varios algoritmos de simulación Monte Carlo basados en Cadenas de Markov (MCMC) con el fin de obtener tales distribuciones de una forma aproximada y distinguen tres casos.

En el primero, las matrices  $V$ ,  $W$  y  $\Sigma$  se suponen constantes desconocidas con distribuciones a priori iniciales dadas por (6)

$$(V / D_0) \sim W_J^{-1}(n_{V,0}, S_{V,0}) \quad (9)$$

$$(W / D_0) \sim W_{pJ}^{-1}(n_{W,0}, S_{W,0}) \quad (10)$$

En este caso, debido a la facilidad de simular muestras de las distribuciones completamente condicionadas, utilizamos el Gibbs Sampling como método de cálculo para aproximar la distribución a posteriori (ver Salvador et al., 2002, para más detalles).

Con el fin de aumentar la adaptabilidad de las componentes dinámicas del modelo, conviene, en algunas ocasiones, debilitar la hipótesis de constancia de la matriz de evolución  $W$ . Una manera sencilla y eficaz de especificarla es utilizar factores de descuento, tal y como describen West y Harrison (1997), que permiten modelizar diversos grados de dinamicidad en la evolución de las distintas componentes del modelo. Por tanto, en este segundo caso considerado por Salvador et al. (2002), las matrices  $V$  y  $\Sigma$  son constantes desconocidas y la matriz  $W_t$  se estima de un modo secuencial mediante la expresión:

$$W_t = \Delta^{-1/2} G_t C_{t-1} G_t' \Delta^{-1/2} - G_t C_{t-1} G_t' \quad (11)$$

donde  $\Delta = \text{diag} \{\delta_1, \dots, \delta_p\}$  con  $0 < \delta_i \leq 1$  ( $i = 1, \dots, p$ ) los factores de descuento aplicados a cada componente del modelo.

Finalmente, si nosotros queremos analizar la estabilidad de las relaciones de similitud entre los individuos considerados podemos debilitar la hipótesis de constancia en el tiempo de la matriz  $V$ . Salvador et al. (2002) resuelven este problema extendiendo al campo multivariante los resultados presentados en West y Harrison (1997), haciendo  $V_t = S_{V,T}(T-t)$   $t=0, \dots, T$  que se calculan utilizando las siguientes fórmulas recursivas:

$$n_{V,t} = \delta_v n_{V,t-1} + K \quad t=1, \dots, T \quad (12)$$

$$S_{V,t} = \frac{1}{n_{V,t}} \left( \delta_v n_{V,t-1} S_{V,t-1} + u_t \hat{\Sigma}^{-1} u_t' \right) \quad t=1, \dots, T \quad (13)$$

$$S_{V,T}^{-1}(h) = S_{V,T-h}^{-1} + \delta_v \left( S_{V,T}^{-1}(h-1) - S_{V,t-h}^{-1} \right) \quad h=1, \dots, T \quad (14)$$

donde  $n_{V,0}$ ,  $S_{V,0}$  vienen dados en la distribución inicial (9),  $S_{V,T}^{-1}(0) = S_{V,T}^{-1}$ ,  $0 < \delta_v \leq 1$  es un factor de descuento que determina el grado de dinamicidad de  $V_t$ ,  $u_t$  son los errores de predicción a un paso y la matriz  $\hat{\Sigma}$  es una estimación previa de  $\Sigma$ .

#### 4. Resultados

En nuestro problema particular,  $K=5$ ,  $J=12$  y  $T=10$ , además, basándonos en el gráfico de las series, el modelo que hemos utilizado es un modelo polinomial de segundo orden en el que  $\theta_{k,t}^j = (\mu_{k,t}^j, \beta_{k,t}^j)'$  donde  $\mu_{k,t}^j$  es el nivel de  $Y_{k,t}^j$  y  $\beta_{k,t}^j$  representa la pendiente de  $Y_{k,t}^j$  en el instante  $t$ . En este caso,  $p=2$  y  $\forall t F_t = (1,0) \otimes I_{12}$  y  $G_t = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \otimes I_{12}$  donde  $\otimes$  denota el producto de Kronecker.

Los parámetros de la distribución a priori se han tomado del siguiente modo: la matriz  $m_0$  se ha construido tomando los valores medios de las series analizadas como estimaciones a priori de los niveles iniciales,  $\mu_{k,0}^j$ , y 0 como el valor inicial de

las pendientes  $\beta_{k,0}^j$ ;  $n_{\Sigma,0} = 6$  y  $S_{\Sigma,0} = 0.01I_5$ ;  $n_{V,0} = 13$  y  $S_{V,0} = 0.01I_{12}$ ;  $n_{W,0} = 25$  y  $S_{W,0} = 0.01I_{24}$  y, finalmente,  $C_0 = 0.01I_{24}$ . Notar que la distribución a priori es difusa debido a los valores que toman los grados de libertad  $n_{\Sigma,0}$ ,  $n_{V,0}$  y  $n_{W,0}$ .

Nosotros hemos considerado los siguientes modelos:

$M_1$ : El MLDNM de ecuaciones (2) y (3) con matrices de varianzas  $V$ ,  $W$  y  $\Sigma$  constantes desconocidas.

$M_2$ : El MLDNM de ecuaciones (2) y (3) con matrices de varianzas  $V$  y  $\Sigma$  constantes desconocidas y  $W_t$  obtenida mediante factores de descuento.

$M_3$ : El MLDNM de ecuaciones (2) y (3) con matrices de varianzas  $W$  y  $\Sigma$  constantes desconocidas y  $V_t$  obtenida mediante factores de descuento.

$M_4$ : El MLDNM de ecuaciones (2) y (3) con matriz de varianzas  $\Sigma$  constante desconocida y  $V_t$  y  $W_t$  obtenidas mediante factores de descuento.

Para los modelos  $M_2$  y  $M_4$  hemos tomado los factores de descuento  $\delta_1 = \delta_2 = 0.9$ , mientras que para  $M_3$  y  $M_4$  hemos usado además el factor de descuento  $\delta_v = 0.99$ . La Tabla 3 contiene los resultados de comparar intra-muestralmente los modelos con los siguientes criterios: logaritmo de la función de verosimilitud (LFV), desviación absoluta media (DAM) y error cuadrático medio (ECM), así como los cubrimientos de los intervalos predictivos extramuestrales con un nivel de confianza del 95% (CUB95). Por su parte, la Tabla 4 contiene los resultados de la comparación extramuestral tomando 1990-1997 como periodo de estimación y el resto como periodo de validación.

**Tabla 3:** Comparación intramuestral de los modelos

<b>Modelos</b>	<b>LFV</b>	<b>DAM</b>	<b>ECM</b>	<b>CUB95</b>
<b><math>M_1</math>: <math>V</math>, <math>W</math> y <math>S</math> constantes.</b>	614.16	0.014	0.0007	95.50
<b><math>M_2</math>: <math>V</math> y <math>S</math> constantes y <math>W_t</math></b>	524.54	0.0226	0.0013	83.67
<b><math>M_3</math>: <math>W</math> y <math>S</math> constantes y <math>V_t</math></b>	535.66	0.0218	0.0013	88.67
<b><math>M_4</math>: <math>S</math> constantes y <math>W_t</math> y <math>V_t</math></b>	589.49	0.0231	0.0014	90.17

(aparecen en negrita los resultados obtenidos por el modelo con mejor comportamiento en cada criterio)

**Tabla 4:** Comparación extramuestral de Modelos

<b>Modelos</b>	<b>LFV</b>	<b>DAM</b>	<b>ECM</b>	<b>CUB95</b>
<b>M<sub>1</sub></b> : V, W y $\Sigma$ constantes.	334.92	0.0112	0.0003	98.33
<b>M<sub>2</sub></b> : V y $\Sigma$ constantes y $W_t$	334.46	0.0256	0.0012	96.67
<b>M<sub>3</sub></b> : W y $\Sigma$ constantes y $V_t$	339.88	0.0264	0.0015	91.67
<b>M<sub>4</sub></b> : $\Sigma$ constantes y $W_t$ y $V_t$	341.77	0.0460	0.0045	78.,33

(aparecen en negrita los resultados obtenidos por el modelo con mejor comportamiento en cada criterio)

Podemos notar que el mejor modelo es  $M_1$  para todos los criterios excepto para el criterio LFV extramuestral donde el mejor modelo es  $M_4$ . Además, el modelo  $M_1$  muestra un buen ajuste a los datos, con propiedades aceptables de cubrimiento de sus intervalos predictivos (ver criterio CUB95 en Tablas 3 y 4) y buen comportamiento de los errores de predicción a un paso estandarizados:

$$\left\{ \frac{y_{k,t}^j - E[Y_{k,t}^j | D_{t-1}, \mathbf{M}_1]}{D[Y_{k,t}^j | D_{t-1}, \mathbf{M}_1]}; t = 1, \dots, T; j = 1, \dots, J; k = 1, \dots, K \right\} \quad (15)$$

(ver Figuras 6 a 10). Por tanto, y a partir de este momento, nos limitaremos a presentar los resultados obtenidos utilizando el modelo  $M_1$ .

De la aplicación de un Análisis de Componentes Principales se obtiene que la primera componente explica un 60.39% de la varianza total, y el resto de componentes son menos importantes. La Tabla 5 muestra las correlaciones entre dicha componente y las variables originales. Esta componente es un contraste entre variables relacionadas con los gastos provenientes de la gestión de la empresa (Personal, Financieros y Amortizaciones) y los beneficios obtenidos de dicha gestión (Impuestos y Beneficios). Por tanto, esta componente refleja el nivel de tensión al que se encuentran sometidos los gerentes de las empresas a la hora de distribuir el valor añadido generado y, por esta razón podría denominarse componente de *nivel de tensión empresarial*.

**Tabla 5:** Correlaciones entre la primera componente principal de la matriz  $\hat{\Sigma}$  y las variables originales para el modelo  $M_1$

<b>Variab</b> les	<b>Primera Componente Principal</b>
<b>Gastos de personal</b>	0.766
<b>Amortizaciones</b>	0.402
<b>Gastos financieros</b>	0.279
<b>Impuestos</b>	-0.153
<b>Beneficios</b>	-0.971

La Figura 11 muestra la evolución de las puntuaciones factoriales estimadas para cada combinación país-tamaño. Aquí, podemos observar dos periodos diferentes, 1990-1993 y 1994-1999, divididos por una línea que representa la crisis de los 1990s. En el primero de los dos periodos, la tensión evoluciona en un sentido creciente. Fueron años caracterizados por la crisis, en los que los grupos sociales lucharon para obtener su parte en la distribución del escaso VA. Podemos notar que en esos años de crisis las empresas grandes fueron las primeras en sufrir un aumento en el factor tensión y, por tanto, las primeras en experimentar conflictos sociales. Una explicación de este hecho podría ser la mayor capacidad de las grandes empresas a canalizar los requerimientos sociales facilitados por una mayor afiliación a sindicatos (Weston et al, 1997).

Esta tensión alcanza su máximo para todas las series en 1993 debido a la crisis económica que afectó a todos los Estados Miembros de la Unión Europea. Podemos notar que de todas las empresas del grupo de países del Sur de Europa considerados, son las empresas grandes las que presentan el nivel de tensión mayor debido a las pérdidas significativas incurridas en ese año. Durante el Segundo periodo, es decir, a partir de 1994, el nivel de tensión sigue una trayectoria decreciente, más pronunciada en las empresas grandes. Es decir, en periodos de expansión económica las grandes empresas tienden a generar mayor VA por empleado y su nivel de tensión se reduce marcadamente. Este hecho pone de relieve que, durante este segundo periodo, parecía existir una relación inversa entre el tamaño de la empresa y el nivel de tensión presente en ella, fundamentalmente debido al hecho de que en empresas pequeñas los costes laborales poseen una importancia relativa mayor que la de su nivel de ganancias. Este segundo periodo

coincide con la entrada en una nueva era en la vida económica del sector industrial europeo marcada por la inauguración de la Unión Económica y Monetaria (UEM) que está provocando como resultado que el nivel de tecnología y de capital tienda cada vez a ser más similar.

Finalmente, se debería poner la atención en la existencia de un efecto país en la evolución de las series. En este sentido, la Figura 12 muestra el resultado de aplicar un cluster jerárquico utilizando el método del enlace medio intergrupos basado en la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas residual  $\hat{V}$  y utilizando como matriz de distancias 1 menos el valor absoluto de las correlaciones entre series.

Notar que las empresas se agrupan por país, siendo las empresas italianas las que presentan una evolución más homogénea seguidas por las españolas y las portuguesas y, en último lugar irían las francesas. Este efecto se encuentra, además, al comparar las series correspondientes a empresas que operan en el mismo país (ver Figuras 1 a 5 y comparar las series correspondientes a cada columna). La importancia de las características internas del país en cuestión (la negociación de los sindicatos y la componente del gasto social, etc.) contribuye a la aparición de una evolución similar en las empresas independiente de su tamaño. Esto nos lleva a pensar que las similitudes observadas a la vista de los resultados se agudizan y las condiciones en el reparto del valor añadido van a ser cada vez más parecidas entre los Estados miembros de la UE.

## **5. Conclusiones**

En este trabajo hemos analizado la evolución de la distribución del VA entre sus componentes en el caso de empresas del sector manufacturero de un grupo de países del sur de Europa, más concretamente, España, Francia, Italia y Portugal durante el periodo 1990-1999, utilizando la metodología propuesta por Salvador et al. (2002). Hemos encontrado que esta evolución es similar en todas las empresas analizadas y está explicada esencialmente por un factor. Este factor, al que hemos denominado, tensión empresarial, está presente en cada empresa debido a los gastos

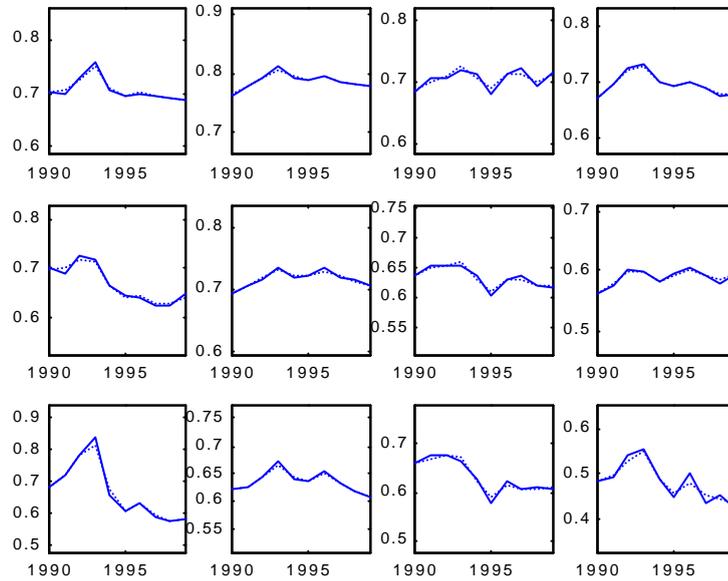
derivados de la actividad productiva, por una parte, y a la necesidad de obtener ganancias, por otra. Finalmente, sobre todo a partir de 1994, hemos notado la existencia de una relación inversa entre el nivel de tensión y el tamaño de las empresas debido, fundamentalmente, a los altos costes laborales existentes en las empresas pequeñas frente a los altos beneficios de las empresas grandes.

### **Bibliografía.**

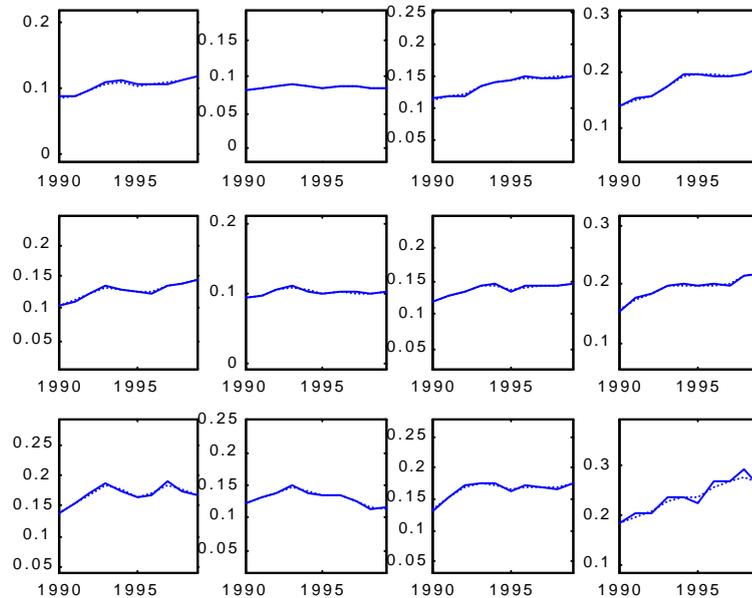
1. Belkaoui, A. (1996): *Takeover and Value Added Variables. In Performance Results in Value Added Reporting*. Quorum Books, Chapter 7.
2. Clarke, P. (2000): Shareholder Value. *Accounting Ireland*. October.
3. European Commission (1997): Financial Situation of European Enterprises. *European Economy*.
4. Evraert, S. and Belkaoui, R. (1998): Usefulness of Value Added Reporting: A Review and Synthesis of the Literature. *Managerial Finance*, 24, 11, p.1-15.
5. Frankel, J.A. and Rose A.K. (1997): Is EMU more justifiable ex-post than ex-ante?. *European Economic Review*, 41, pp. 753-760.
6. Gallizo, J.L., Gargallo, P. and Salvador, M. (2002): Sharing Wealth: Evidence from Financial Ratios in Spain. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 13:3, 214-34.
7. Marr, J. and Walker, S. (2001): *Stakeholder Power: A Winning Plan for Building Stakeholder Commitment and Driving Corporate Growth*.
8. Rivaud-Danset, D., Dubocage, E. and Salais, R. (2001): Comparison between the financial structure of SMES and that of large enterprises (LES) using the BACH database. ECFIN.

9. Salvador, M., Gallizo, J.L. and Gargallo, P. (2002): A Dynamic Principal Components Analysis based on Multivariate Matrix Normal Dynamic Linear Models. *Journal of Forecasting* (forthcoming).
10. Serrano, C. Mar, C. and Gallizo, J.L. (2002): A Multivariate Study of the Economy of the European Union via Financial Statements Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, serie D. The Statiscian*, vol. 51, Part 3, pp. 335-354.
11. West, M. and Harrison, P. J. (1997): *Bayesian Forecasting and Dynamic Models*. Springer, 2<sup>a</sup> Ed.
12. Weston, S and Martinez-Lucio, M. (1997): Trade unions, management and European works councils: Opening Pandora's box?. *International Journal of Human Resource Management*, vol. 8, No.6, pp.764-779.

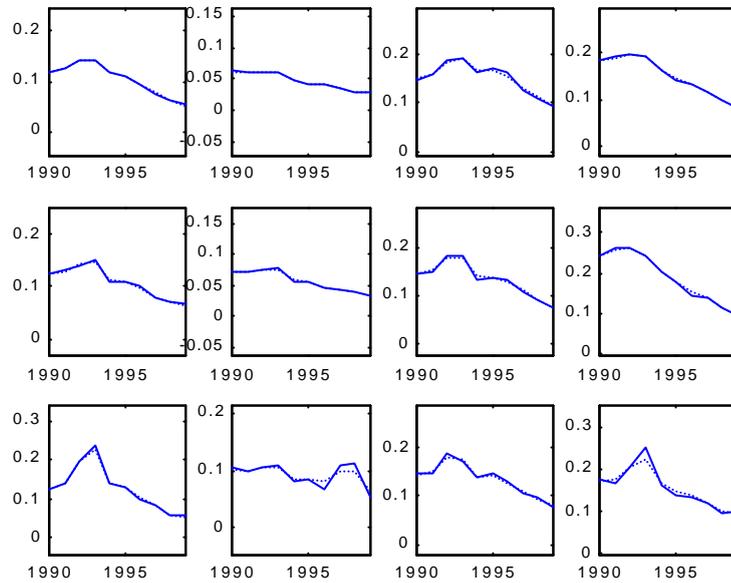
## FIGURAS



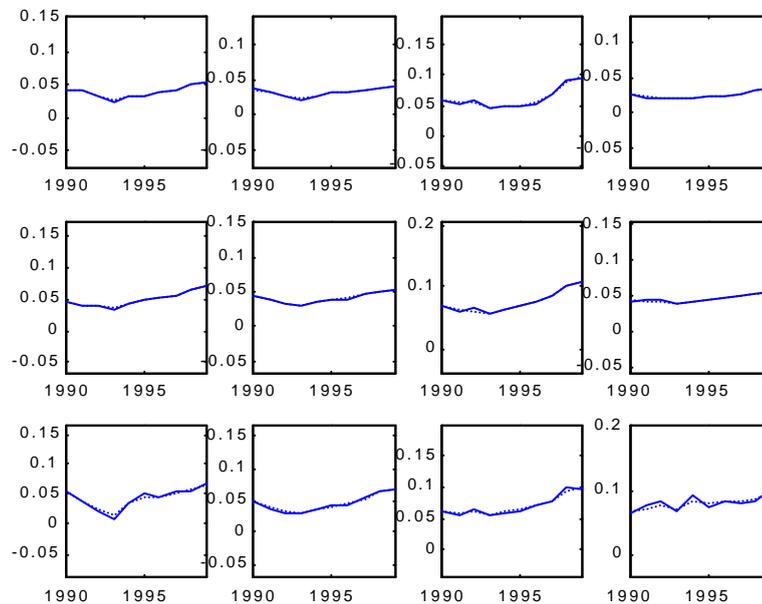
**Figura 1:** Series correspondientes al ratio de gastos de personal (línea continua) y las predicciones a un paso (línea discontinua)  $E[Y_{k,t}^j | D_{t-1}, \mathbf{M}_1]$ . Cada fila corresponde a un tamaño (empresas pequeñas, medianas y grandes) y cada columna a un país (España, Francia, Italia y Portugal).



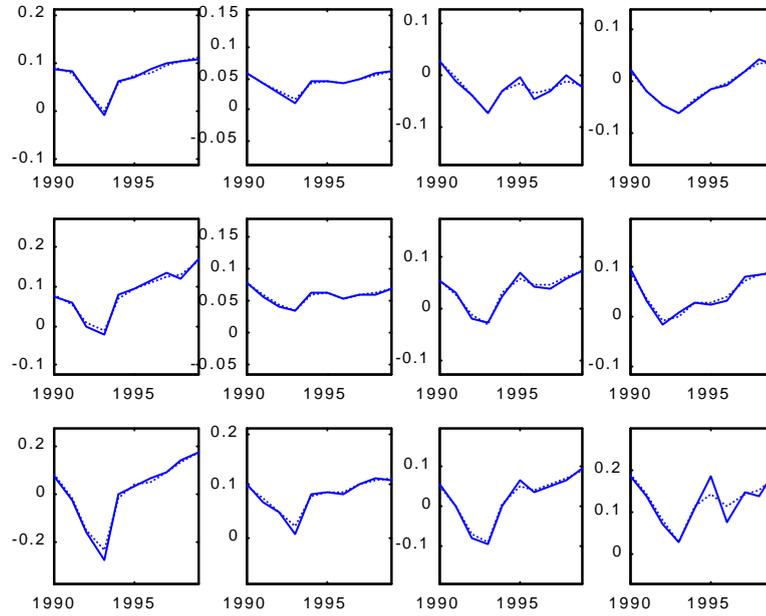
**Figura 2:** Series correspondientes al ratio de amortizaciones (línea continua) y las predicciones a un paso (línea discontinua)  $E[Y_{k,t}^j | D_{t-1}, \mathbf{M}_1]$ . Cada fila corresponde a un tamaño (empresas pequeñas, medianas y grandes) y cada columna a un país (España, Francia, Italia y Portugal).



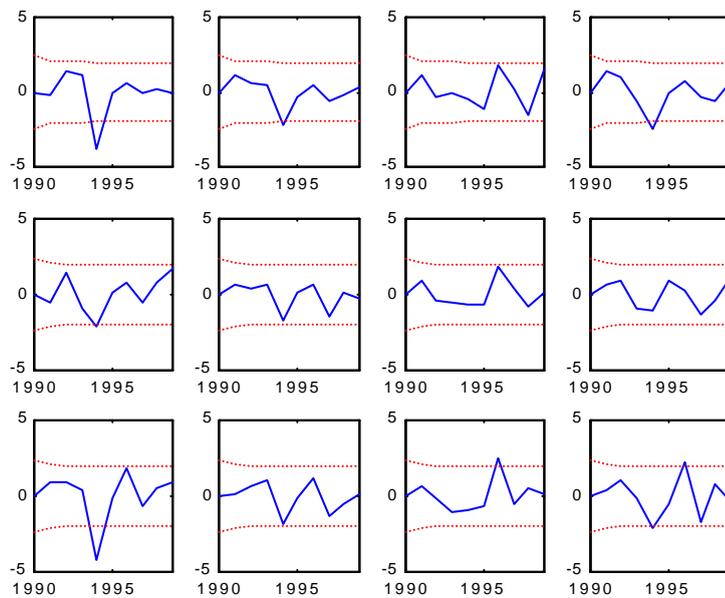
**Figura 3:** Series correspondientes al ratio de gastos financieros (línea continua) y las predicciones a un paso (línea discontinua))  $E[Y_{k,t}^j | D_{t-1}, M_1]$ . Cada fila corresponde a un tamaño (empresas pequeñas, medianas y grandes) y cada columna a un país (España, Francia, Italia y Portugal).



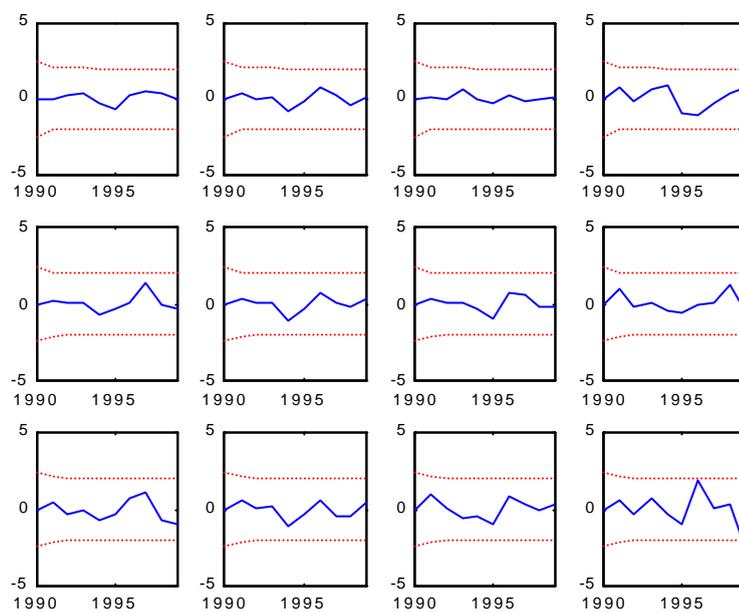
**Figura 4:** Series correspondientes al ratio de impuestos (línea continua) y las predicciones a un paso (línea discontinua))  $E[Y_{k,t}^j | D_{t-1}, M_1]$ . Cada fila corresponde a un tamaño (empresas pequeñas, medianas y grandes) y cada columna a un país (España, Francia, Italia y Portugal).



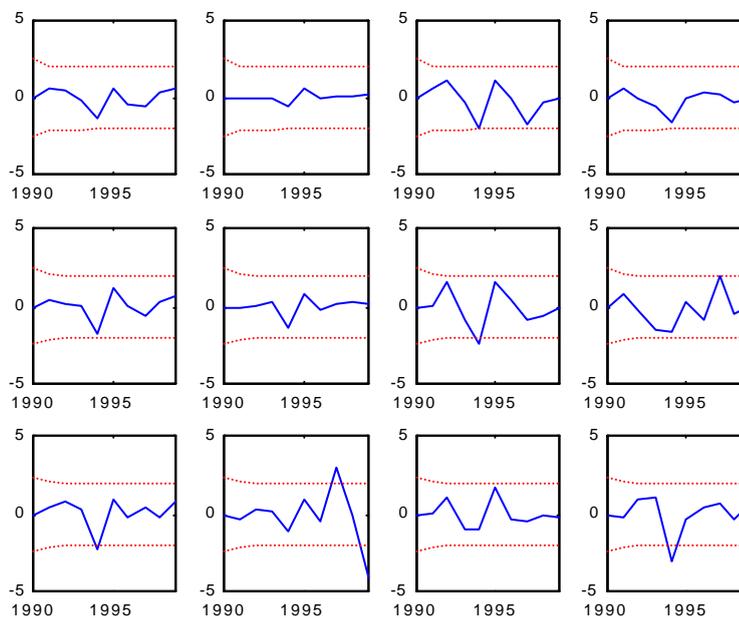
**Figura 5:** Series correspondientes al ratio de beneficios (línea continua) y las predicciones a un paso (línea discontinua)  $E[Y_{k,t}^j | D_{t-1}, \mathbf{M}_1]$ . Cada fila corresponde a un tamaño (empresas pequeñas, medianas y grandes) y cada columna a un país (España, Francia, Italia y Portugal).



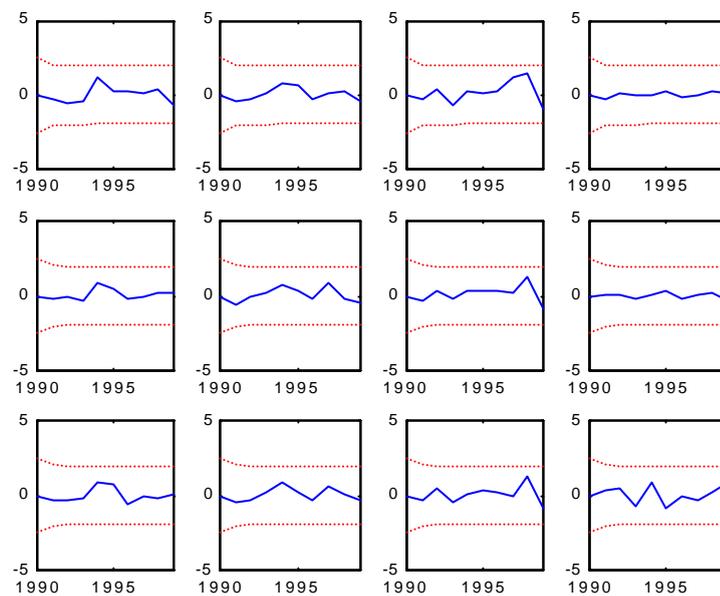
**Figura 6.-** Residuos a un paso estandarizados para el ratio correspondiente a los gastos de personal cuando se utiliza el modelo  $M_1$ .



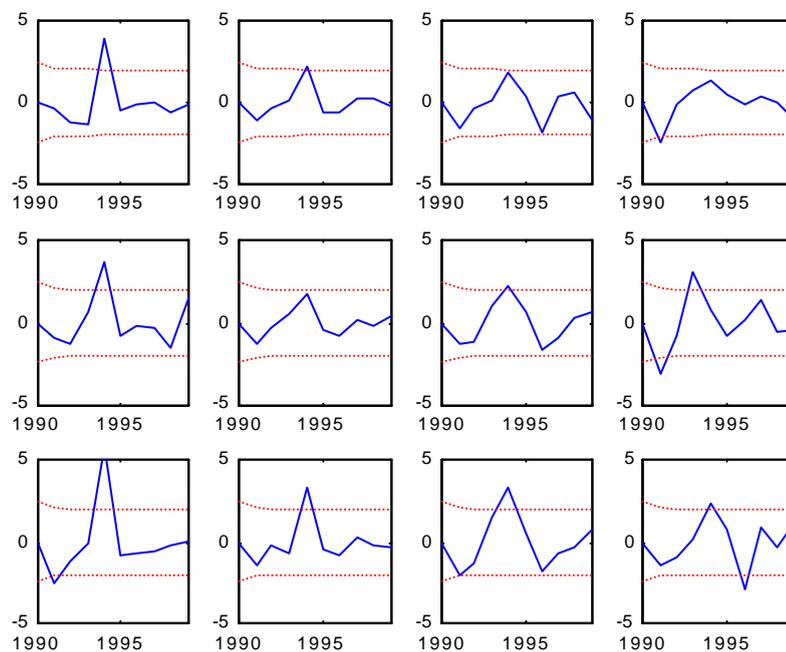
**Figura 7.-** Residuos a un paso estandarizados para el ratio correspondiente a amortizaciones cuando se utiliza el modelo  $M_1$ .



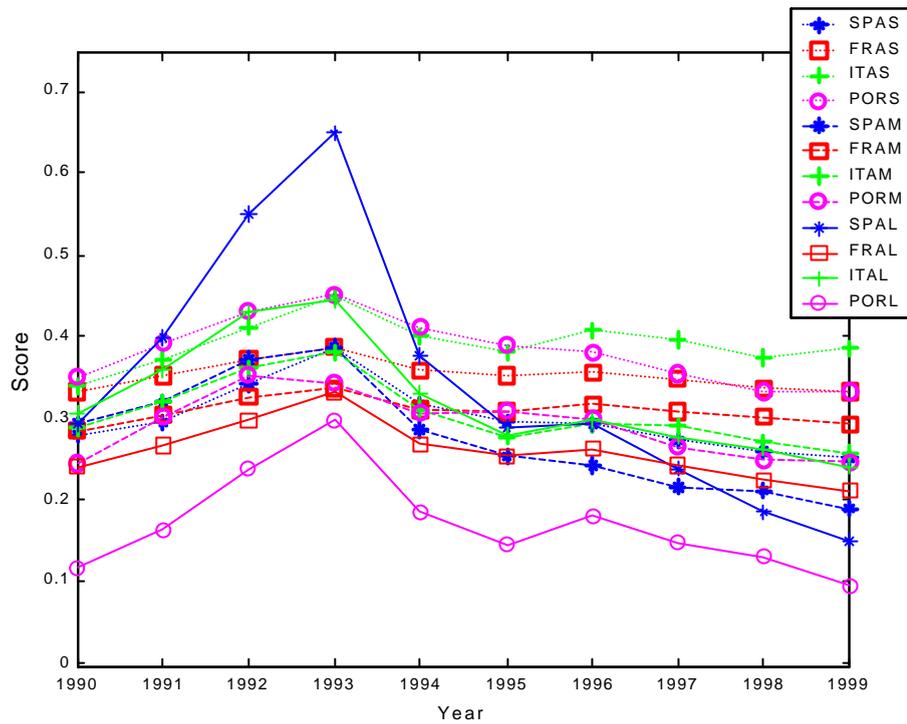
**Figura 8.-** Residuos a un paso estandarizados para el ratio correspondiente a gastos financieros cuando se utiliza el modelo  $M_1$ .



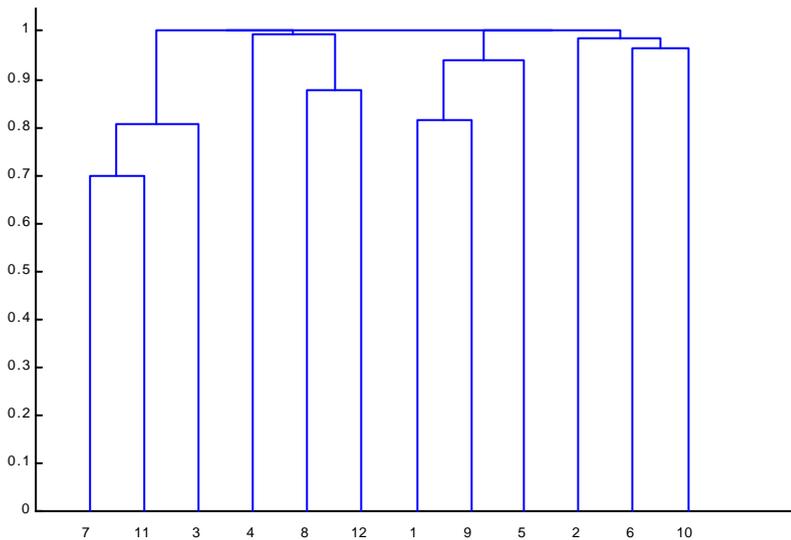
**Figura 9.-** Residuos a un paso estandarizados para el ratio correspondiente a impuestos cuando se utiliza el modelo  $M_1$ .



**Figura 10.-** Residuos a un paso estandarizados para el ratio correspondiente a beneficios cuando se utiliza el modelo  $M_1$ .



**Figura 11.-** Estimaciones de la evolución de las puntuaciones en la primera componente principal para cada individuo (país-tamaño) obtenidas con el modelo  $M_1$ . Cada serie representa un país y un tamaño de empresa. Así, por ejemplo, SPAL es la evolución estimada para las empresas grandes españolas.



**Figura 12.-** Dendrograma para el análisis cluster jerárquico obtenido con el modelo  $M_1$  (1=SPAS;2=FRAS;3=ITAS;4=PORS;5=SPAM;6=FRAM;7=ITAM;8=PORM;9=SPAL; 10=FRAL;11=ITAL;12=PORL)