

UNIVERSITAT AUTONOMA DE BARCELONA

Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales

Departament d'Economia de l'Empresa

TESIS DOCTORAL

ECONOMIAS DE ESCALA, EFICIENCIA FRONTERA Y CAMBIO
TECNICO A PARTIR DE FUNCIONES DE PRODUCCION: UNA
APLICACION A LAS EMPRESAS DEL MERCADO UNICO EUROPEO.

Realizada por: José Luis González Núñez

Dirigida por: Dr. Diego Prior Jiménez

Bellaterra, abril 1997

A handwritten signature in black ink, appearing to read "D. Prior", with a horizontal line underneath it.

Apéndice del capítulo 4.

Economías de escala y otras características tecnológicas a nivel sectorial. Proceso descriptivo sector a sector.

A continuación presentamos para cada uno de los sectores una síntesis de los principales resultados que se recogen en los anexos 1.a y 1.b. Dicha síntesis consta de una validación de las condiciones estadísticas y de regularidad; describiéndose posteriormente las principales características de escala de los modelos que han cumplido dichas condiciones¹⁰. Finalizaremos con un contraste de hipótesis entre los modelos que han satisfecho las condiciones estadísticas y de regularidad.

Sector 1. Minerales metálicos y carbón: El estadístico F es significativo en los modelos CES y Cobb-Douglas en 1991 y en todos los modelos a excepción del modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994. El estadístico t es significativo en los modelos CES ($b_1+b_2=1$) y Cobb-Douglas en 1994. Sólo los modelos Cobb-Douglas cumplen regularidad cada año, presentando las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/v} = 0,964$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,305$ y $E_{Q/v_2} = 0,659$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 1,208$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,453$ y $E_{Q/v_2} = 0,755$.

Sector 2. Gas y Petróleo: El estadístico F es siempre significativo en todos los modelos. Sin embargo, sólo en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994, el estadístico t es significativo. Los tres modelos cumplen regularidad y sus principales características son: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/v_1} = 0,714$ y $E_{Q/v_2} = 0,286$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 1,046$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,723$ y E_{Q/v_2}

¹⁰ En adelante, cuando en un modelo nos refiramos a que el estadístico t es significativo, entenderemos que son significativos cada uno de los coeficientes de regresión estimados al nivel de riesgo del 5%.

= 0,323. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v_1} = 0,688$ y $E_{q/v_2} = 0,312$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), ya que en este último año no podemos rechazar la H_{01} ($b_1+b_2=1$) sobre el modelo Cobb-Douglas¹¹.

Sector 3. Minerales no metálicos: En 1991 no ha sido estimado el modelo Translog. El estadístico F es significativo en los modelos CES, Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en todos los modelos a excepción del modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994. En 1991, sólo el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) presenta el estadístico t significativo, cumpliendo también regularidad. En 1994, sólo los modelos CES presentan los estadísticos t significativos, aunque no cumplen regularidad, por lo que la selección es realizada a partir de los modelos Translog y Cobb-Douglas, los cuales sólo son significativos según el estadístico F. El modelo Translog incumple monotonidad positiva del capital y del trabajo en un 18,18% y 27,2% de los casos, respectivamente. Dicho modelo también incumple cuasiconcavidad en un 9% de los casos. Por todo ello, es elegido el modelo Cobb-Douglas que si cumple regularidad. Las características principales de estos modelos son: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{q/v_1} = 0,916$ y $E_{q/v_2} = 0,084$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 1,098$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,152$ y $E_{q/v_2} = 0,946$.

Sector 4. Construcción inmobiliaria: El estadístico F es siempre significativo en todos los modelos. El estadístico t es significativo en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) cada año, los cuales cumplen regularidad. Sus características principales son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 1,085$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,420$ y $E_{q/v_2} = 0,665$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{q/v_1} = 0,329$ y $E_{q/v_2} = 0,671$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 0,967$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,395$ y $E_{q/v_2} = 0,572$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v_1} = 0,431$ y $E_{q/v_2} = 0,569$. Tanto en 1991 como en 1994 es seleccionado el modelo Cobb-Douglas

¹¹ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;35 grados de libertad, $F_a = 0,76$ y $F_c = 4,17$.

$(b_1+b_2=1)$, ya que en ambos casos no podemos rechazar la H_{01} ($b_1+b_2=1$) sobre el modelo Cobb-Douglas¹².

Sector 5. Construcción pesada: El estadístico F es siempre significativo en todos los modelos. En 1991 el estadístico t es significativo en todos los modelos a excepción del modelo Cobb-Douglas. Los modelos CES y CES ($b_1+b_2=1$), incumplen regularidad dado el valor de sus coeficientes. El modelo Translog incumple monotonidad positiva del capital y del trabajo en el 26,6% y 6,6% de los casos respectivamente. También incumple cuasiconcavidad en un 3,3% de los casos. Por lo tanto, es seleccionado el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), que sí cumple regularidad. En relación a 1994, el estadístico t es significativo en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), los cuales también cumplen regularidad. Las características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/v_1} = 0,75$ y $E_{Q/v_2} = 0,25$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 0,972$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,482$ y $E_{Q/v_2} = 0,490$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/v_1} = 0,502$ y $E_{Q/v_2} = 0,498$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), ya que en este último año no podemos rechazar la H_{01} ($b_1+b_2=1$) sobre el modelo Cobb-Douglas¹³.

Sector 6. Construcción comercial: El estadístico F es significativo en todos los modelos en 1991, pero sólo lo es en los modelos Translog, CES y Cobb-Douglas en 1994. El estadístico t es significativo en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991, que además también cumplen regularidad. En 1994 ningún modelo es significativo según el estadístico t. El modelo CES incumple regularidad dado el valor de sus coeficientes y el modelo Translog incumple la condición de monotonidad positiva del capital en el 100% de los casos; por lo tanto en

¹² Al nivel de riesgo del 5% y con 1;51 y 1;65 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 1,61$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 1,21$ y $F_c = 4,03$ en 1994.

¹³ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;39 grados de libertad, $F_a = 0,27$ y $F_c = 4,17$.

1994 elegimos el modelo Cobb-Douglas que sí cumple regularidad. Las características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 0,973$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,239$ y $E_{q/v_2} = 0,734$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{q/v_1} = 0,262$ y $E_{q/v_2} = 0,738$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 1,189$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,428$ y $E_{q/v_2} = 0,761$. En 1991 es seleccionado el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), ya que no podemos rechazar la H_{02} ($b_1+b_2=1$) sobre el modelo Cobb-Douglas¹⁴ y en 1994 es seleccionado el modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala.

Sector 7. Alimentación y tabaco: Mientras que el estadístico F siempre es significativo en los cinco modelos, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991, los cuales también cumplen regularidad, y en todos los modelos en 1994. En 1994 observamos que los modelos CES no cumplen regularidad dado el valor obtenido por sus parámetros. El modelo Translog es aceptado ya que sólo en un 2,7% y en un 2,2% de los casos incumple monotonidad positiva del capital y del trabajo, respectivamente. También incumple cuasiconcavidad en un 2,7% de los casos. Por lo tanto, los modelos Translog, Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) son los modelos que cumplen las condiciones estadísticas y de regularidad en 1994. Las principales características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 0,948$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,522$ y $E_{q/v_2} = 0,426$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{q/v_1} = 0,562$ y $E_{q/v_2} = 0,438$. c) Translog¹⁵ (1994), $E_{q/v} = 0,994$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,552$ y $E_{q/v_2} = 0,442$ y $E_{\lambda} = 0,283$. d) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 0,988$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,577$ y $E_{q/v_2} = 0,411$. e) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v_1} = 0,583$ y $E_{q/v_2} = 0,417$. La selección del modelo se realiza a partir del contraste de hipótesis que presentamos en la tabla siguiente.

¹⁴ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;8 grados de libertad, $F_{\alpha} = 0,4$ y $F_{\alpha} = 5,32$.

¹⁵ Los valores correspondientes al modelo Translog son valores medios.

Tabla 4.17

Contraste de hipótesis.

Cobb-Douglas (1991)				
Contraste hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F. estimado	F. crítico
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$).	5%	1;120	5,52	3,84
Translog (1994)				
Contraste Hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F. estimado	F. crítico
Cobb-Douglas	5%	3;175	7,6	2,7
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$).	5%	4;175	5,74	2,46
Cobb-Douglas (1994)				
Contraste Hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F. estimado	F. crítico
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$).	5%	1;172	0,149	3,49

En función de los resultados obtenidos seleccionamos el modelo Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala en 1991 y el modelo Translog en 1994.

Sector 6. Textil: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t sólo lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), los cuales también cumplen regularidad. Las características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 1,01$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,451$ y $E_{Q/V_2} = 0,559$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,445$ y $E_{Q/V_2} = 0,555$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,994$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,461$ y $E_{Q/V_2} = 0,533$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,461$ y $E_{Q/V_2} = 0,539$. Tanto en 1991 como en 1994, seleccionamos el modelo Cobb-

Douglas ($b_1+b_2=1$), ya que en ambos años no podemos rechazar la H_{01} ($b_1+b_2=1$) sobre el modelo Cobb-Douglas¹⁶.

Sector 9. Otros productos textiles: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t sólo lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), los cuales también cumplen regularidad. Las principales características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/v} = 0,973$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,468$ y $E_{Q/v_2} = 0,505$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/v_1} = 0,482$ y $E_{Q/v_2} = 0,518$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 0,995$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,545$ y $E_{Q/v_2} = 0,45$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/v_1} = 0,547$ y $E_{Q/v_2} = 0,453$. Tanto en 1991 como en 1994 es seleccionado el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), ya que en ambos casos no podemos rechazar la H_{01} ($b_1+b_2=1$) sobre el modelo Cobb-Douglas¹⁷.

Sector 10. Productos de la madera: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t sólo lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994, lo cuales también cumplen regularidad. En 1991 ningún modelo cumple regularidad dado el valor de sus coeficientes. También el modelo Translog incumple monotonocidad positiva del capital en el 44,4% de los casos y cuasiconcavidad en el 100%. En este caso, es elegido el modelo Cobb-Douglas dado que el coeficiente de regresión correspondiente a la elasticidad del trabajo es significativo y el correspondiente a la elasticidad del capital negativo, pero no significativo. Las principales características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/v} = 1,047$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/v_1} = -0,202$ y $E_{Q/v_2} = 1,249$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 1,085$ (rendimientos

¹⁶ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;38 y 1;63 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,08$ y $F_o = 4,17$ en 1991, y $F_a = 0,01$ y $F_o = 4,03$ en 1994.

¹⁷ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;12 y 1;44 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,22$ y $F_o = 4,75$ en 1991, y $F_a = 0,02$ y $F_o = 4,17$ en 1994.

crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,583$ y $E_{q/v_2} = 0,502$. c) Cobb-Douglas (1994), $(b_1+b_2=1)$, $E_{q/v_1} = 0,694$ y $E_{q/v_2} = 0,306$. En 1991 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala y en 1994 el modelo Cobb-Douglas $(b_1+b_2=1)$, al no poderse rechazar la H_{21} $(b_1+b_2=1)$ sobre el modelo Cobb-Douglas¹⁸.

Sector 11. Muebles: En 1991 el modelo Translog no ha sido estimado. Mientras que el estadístico F es significativo cada año en todos los modelos a excepción del modelo CES $(b_1+b_2=1)$, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas $(b_1+b_2=1)$, los cuales también cumplen regularidad. Las principales características de cada uno de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 0,997$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,455$ y $E_{q/v_2} = 0,542$. b) Cobb-Douglas $(b_1+b_2=1)$ (1991), $E_{q/v_1} = 0,452$ y $E_{q/v_2} = 0,548$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 1,101$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,517$ y $E_{q/v_2} = 0,584$. d) Cobb-Douglas $(b_1+b_2=1)$ (1994), $E_{q/v_1} = 0,533$ y $E_{q/v_2} = 0,467$. En 1991 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas $(b_1+b_2=1)$ y en 1994 el modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala, ya que mientras en el primer caso no podemos rechazar la H_{21} $(b_1+b_2=1)$, sí en el segundo¹⁹.

Sector 12. Papel: El estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, a excepción del modelo Cobb-Douglas $(b_1+b_2=1)$ en 1991. El estadístico t es significativo en el modelo CES $(b_1+b_2=1)$ en 1991 y en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas $(b_1+b_2=1)$ en 1994. Estos tres modelos cumplen regularidad dado el valor de sus coeficientes y dado que el modelo CES $(b_1+b_2=1)$ en sólo 1 de los 47 casos incumple monotonocidad positiva del capital y cuasiconcavidad. Las principales características de

¹⁸ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;14 grados de libertad los valores son $F_a = 1,77$ y $F_c = 4,6$.

¹⁹ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;7 y 1;36 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,09$ y $F_c = 5,59$ en 1991, y $F_a = 6,6$ y $F_c = 4,17$ en 1994.

estos modelos son: a) CES ($b_1+b_2=1$) (1991)²⁰, $E_{Q/v_1} = 0,265$ y $E_{Q/v_2} = 0,735$ y $E_u = 0,745$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 1,012$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,346$ y $E_{Q/v_2} = 0,666$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/v_1} = 0,353$ y $E_{Q/v_2} = 0,647$. En 1991 seleccionamos el modelo CES ($b_1+b_2=1$) y en 1994 el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), ya que no podemos rechazar la H_{02} ($b_1+b_2=1$)²¹.

Sector 13. Editorial e imprenta: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t también lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) y en el modelo CES ($b_1+b_2=1$) en 1994. Dichos modelos cumplen regularidad. Así, en el modelo CES ($b_1+b_2=1$) no se ha observado ningún caso en el que se incumpla monotonicidad positiva en alguno de sus inputs. Tampoco incumple cuasiconcavidad. Las principales características de cada uno de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/v} = 0,978$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,496$ y $E_{Q/v_2} = 0,482$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/v_1} = 0,498$ y $E_{Q/v_2} = 0,502$. c) CES ($b_1+b_2=1$) (1994)²², $E_{Q/v_1} = 0,397$ y $E_{Q/v_2} = 0,603$ y $E_u = 0,883$ d) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 1,03$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,318$ y $E_{Q/v_2} = 0,712$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/v_1} = 0,328$ y $E_{Q/v_2} = 0,672$.

La selección del modelo se realiza a partir del contraste de hipótesis que presentamos en la tabla siguiente.

²⁰ Los valores correspondientes al modelo CES ($b_1+b_2=1$) son valores medios. Se han obtenido además otros parámetros tales como: 1) parámetro de distribución del capital: $a = 0,665$. 2) parámetro de distribución del trabajo $(1-a) = 0,335$. 3) parámetro de sustitución: $\theta = 0,341$.

²¹ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;75 grados de libertad, los valores son $F_c = 0,39$ y $F_r = 4,03$.

²² Los valores correspondientes al modelo CES ($b_1+b_2=1$) son valores medios. Se han obtenido además otros parámetros tales como: 1) parámetro de distribución del capital: $a = 0,947$. 2) parámetro de distribución del trabajo: $(1-a) = 0,053$. 3) parámetro de sustitución: $\theta = 0,1315$.

Tabla 4.18

Contraste de hipótesis.

Cobb-Douglas (1991)				
Contraste hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _e crítico
Cobb-Douglas (b ₁ +b ₂ =1)	5%	1;37	0,58	4,17
CES (b ₁ +b ₂ =1) (1994)				
Contraste Hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _e crítico
Cobb-Douglas (b ₁ +b ₂ =1).	5%	1;64	4,283	4,03
Cobb-Douglas (1994)				
Contraste Hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _e crítico
Cobb-Douglas (b ₁ +b ₂ =1).	5%	1;64	1,55	4,03

En función de los resultados obtenidos seleccionamos el modelo Cobb-Douglas (b₁+b₂=1) en 1991 y el modelo CES (b₁+b₂=1) en 1994.

Sector 14. Química: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas (b₁+b₂=1), los cuales también cumplen regularidad. Las características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), E_{Q/v} = 1,042 (rendimientos crecientes a escala), E_{Q/v1} = 0,398 y E_{Q/v2} = 0,644. b) Cobb-Douglas (b₁+b₂=1) (1991), E_{Q/v1} = 0,381 y E_{Q/v2} = 0,619. c) Cobb-Douglas (1994), E_{Q/v} = 1,023 (rendimientos crecientes a escala), E_{Q/v1} = 0,547 y E_{Q/v2} = 0,476. d) Cobb-Douglas (b₁+b₂=1) (1994), E_{Q/v1} = 0,544 y E_{Q/v2} = 0,456. En 1991 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala y en 1994 el modelo

Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), ya que mientras en el primer caso rechazamos la H_{01} ($b_1+b_2=1$), no así en el segundo²³.

Sector 15. Refinerías: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), los cuales también cumplen regularidad. Las características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,982$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V1} = 0,639$ y $E_{Q/V2} = 0,343$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V1} = 0,637$ y $E_{Q/V2} = 0,363$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,999$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V1} = 0,426$ y $E_{Q/V2} = 0,573$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V1} = 0,426$ y $E_{Q/V2} = 0,574$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)²⁴.

Sector 16. Plástico y caucho: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t sólo lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), los cuales también cumplen regularidad. Las características de dichos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,978$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V1} = 0,345$ y $E_{Q/V2} = 0,633$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V1} = 0,358$ y $E_{Q/V2} = 0,642$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,973$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V1} = 0,351$ y $E_{Q/V2} = 0,622$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V1} = 0,358$ y $E_{Q/V2} = 0,642$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)²⁵.

²³ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;91 y 1;126 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 6,7$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 3$ y $F_c = 3,94$ en 1994.

²⁴ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;10 y 1;21 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,34$ y $F_c = 4,96$ en 1991, y $F_a = 0,001$ y $F_c = 4,35$ en 1994.

²⁵ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;23 y 1;61 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,5$ y $F_c = 4,3$ en 1991, y $F_a = 3,32$ y $F_c = 4,03$ en 1994.

Sector 17. Cuero: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994, los cuales cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,714$ y $E_{Q/V_2} = 0,286$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,911$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,655$ y $E_{Q/V_2} = 0,256$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,61$ y $E_{Q/V_2} = 0,39$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{23} ($b_1+b_2=1$) sobre el modelo Cobb-Douglas en 1994²⁶.

Sector 18. Canteras, arcilla y vidrio: El estadístico F es significativo en todos modelos estimados cada año. Por su parte, el estadístico t es significativo en el modelo CES ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) cada año. El modelo CES ($b_1+b_2=1$) cumple regularidad dado el valor que presentan los coeficientes de regresión y ya que sólo incumple monotonidad positiva del capital y cuasiconcavidad en 1 de los 73 casos. Los modelos Cobb-Douglas también cumplen regularidad. Las principales características de estos modelos son: a) CES ($b_1+b_2=1$) (1991)²⁷, $E_{Q/V_1} = 0,435$ y $E_{Q/V_2} = 0,565$ y $E_{\theta} = 0,408$. b) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,853$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,197$ y $E_{Q/V_2} = 0,656$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,228$ y $E_{Q/V_2} = 0,772$. d) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 1,006$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,479$ y $E_{Q/V_2} = 0,527$. e) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,479$ y $E_{Q/V_2} = 0,521$.

La selección del modelo se realiza a partir del contraste de hipótesis que presentamos en la tabla siguiente.

²⁶ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;11 grados de libertad los valores son $F_{\alpha} = 2,36$ y $F_{\alpha} = 4,75$.

²⁷ Los valores correspondientes al modelo CES ($b_1+b_2=1$) son valores medios. Se han obtenido además otros parámetros tales como: 1) parámetro de distribución del capital: $a = 0,927$. 2) parámetro de distribución del trabajo: $(1-a) = 0,073$. 3) parámetro de sustitución: $\theta = 1,448$.

Tabla 4.19

Contraste de hipótesis.

CES ($b_1+b_2=1$) (1991)				
Contraste hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _e crítico
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$)	5%	1;70	37,7	4,03
Cobb-Douglas (1991)				
Contraste Hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _e crítico
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$).	5%	1;70	24,2	4,03
Cobb-Douglas (1994)				
Contraste Hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _e crítico
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$).	5%	1;99	0,09	3,94

En 1991 rechazamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), por lo que debemos escoger entre el modelo CES ($b_1+b_2=1$) y el modelo Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala, siendo este último el elegido al tener el estadístico F mayor. En 1994 es seleccionado el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$).

Sector 19. Transformación de minerales metálicos: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos estimados cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), los cuales también cumplen regularidad. Las principales características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,988$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V1} = 0,322$ y $E_{Q/V2} = 0,666$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V1} = 0,323$ y $E_{Q/V2} = 0,677$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 1,001$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V1} = 0,344$ y $E_{Q/V2} = 0,657$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V1} = 0,345$ y $E_{Q/V2} = 0,655$.

Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{0c} ($b_1+b_2=1$)²⁸.

Sector 20. Fabricación productos metálicos: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos estimados cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en todos los modelos en 1994. Los modelos CES incumplen regularidad dado el valor de sus parámetros, pero no así el modelo Translog ya que sólo en un 3,2% de los casos incumple monotonidad positiva del capital y cuasiconcavidad, y en sólo un 1% de los casos incumple monotonidad positiva del trabajo. También cumplen regularidad los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en ambos años. Las principales características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 1,015$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,232$ y $E_{Q/V_2} = 0,783$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V} = 0,227$ y $E_{Q/V_2} = 0,773$. c) Translog²⁹ (1994), $E_{Q/V} = 1$ (rendimientos constantes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,502$ y $E_{Q/V_2} = 0,498$ y $E_L = 0,367$. d) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 1,019$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,485$ y $E_{Q/V_2} = 0,534$. e) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,376$ y $E_{Q/V_2} = 0,624$. La selección del modelo se realiza a partir del contraste de hipótesis que se presenta en la tabla 4.20 y cuyos resultados nos llevan a seleccionar el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y el modelo Translog en 1994.

Sector 21. Equipo industrial informático: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), los cuales también cumplen regularidad. Dichos modelos presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 1,025$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,279$ y

²⁸ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;72 y 1;77 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,57$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 0,001$ y $F_c = 4,03$ en 1994.

²⁹ Los valores correspondientes al modelo Translog son valores medios.

Tabla 4.20

Contraste de hipótesis.

Cobb-Douglas (1991)				
Contraste hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _c crítico
Cobb-Douglas (b ₁ +b ₂ =1).	5%	1;72	0,57	4,03
Translog (1994)				
Contraste Hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _c crítico
Cobb-Douglas	5%	3;86	21,03	2,79
Cobb-Douglas (b ₁ +b ₂ =1).	5%	4;86	16,08	2,56
Cobb-Douglas (1994)				
Contraste Hipótesis	Nivel riesgo	Grados libertad	F _e estimado	F _c crítico
Cobb-Douglas (b ₁ +b ₂ =1).	5%	1;89	0,5	3,94

y $E_{Q/v_2} = 0,746$. b) Cobb-Douglas (b₁+b₂=1) (1991), $E_{Q/v_1} = 0,267$ y $E_{Q/v_2} = 0,733$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 1,022$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,378$ y $E_{Q/v_2} = 0,644$. d) Cobb-Douglas (b₁+b₂=1) (1994), $E_{Q/v_1} = 0,376$ y $E_{Q/v_2} = 0,624$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas (b₁+b₂=1), al no poder ser rechazada la H_{01} (b₁+b₂=1)³⁰.

Sector 22. Equipo eléctrico y electrónico: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos CES (b₁+b₂=1), Cobb-Douglas y Cobb-Douglas (b₁+b₂=1) en ambos años y en el modelo CES en 1994. Ahora bien, ninguno de los modelos CES cumple regularidad dado el valor alcanzado por sus coeficientes. Los modelos Cobb-Douglas

³⁰ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;102 y 1;162 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_e = 2,28$ y $F_c = 3,94$ en 1991, y $F_e = 1,91$ y $F_c = 3,94$ en 1994.

si que cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q,V} = 1,02$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q,V1} = 0,444$ y $E_{Q,V2} = 0,576$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), $E_{Q,V1} = 0,447$ y $E_{Q,V2} = 0,553$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q,V} = 1,02$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q,V1} = 0,478$ y $E_{Q,V2} = 0,524$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), $E_{Q,V1} = 0,479$ y $E_{Q,V2} = 0,521$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)²¹.

Sector 23. Equipo de transporte: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y sus características son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q,V} = 1,031$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q,V1} = 0,297$ y $E_{Q,V2} = 0,734$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q,V1} = 0,315$ y $E_{Q,V2} = 0,685$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q,V} = 1,034$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q,V1} = 0,189$ y $E_{Q,V2} = 0,845$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q,V1} = 0,215$ y $E_{Q,V2} = 0,785$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)²².

Sector 24. Instrumental diverso: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), que también cumplen regularidad. Las principales características de dichos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q,V} = 0,995$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q,V1} = 0,33$ y $E_{Q,V2} = 0,665$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q,V1} = 0,329$ y $E_{Q,V2} = 0,671$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q,V} = 1,005$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q,V1} = 0,411$ y $E_{Q,V2} = 0,594$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q,V1} = 0,412$ y $E_{Q,V2} = 0,588$. Tanto en 1991 como en 1994

²¹ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;62 y 1;112 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,6$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 0,02$ y $F_c = 3,94$ en 1994.

²² Al nivel de riesgo del 5% y con 1;55 y 1;86 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 3,15$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 0,539$ y $F_c = 4,03$ en 1994.

seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)³³.

Sector 25. Industrias manufactureras varias: El estadístico F es significativo en todos los modelos cada año a excepción del modelo CES ($b_1+b_2=1$) en 1991. El estadístico t es significativo en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994. Dichos modelos cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,327$ y $E_{Q/V_2} = 0,673$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 1,029$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,555$ y $E_{Q/V_2} = 0,474$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,562$ y $E_{Q/V_2} = 0,438$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$) en 1994³⁴.

Sector 26. Transporte terrestre: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994. Dichos modelos cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,347$ y $E_{Q/V_2} = 0,653$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,972$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,374$ y $E_{Q/V_2} = 0,598$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,374$ y $E_{Q/V_2} = 0,598$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$) en 1994³⁵.

Sector 27. Transporte marítimo: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico

³³ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;44 y 1;66 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_{\alpha} = 0,015$ y $F_{\alpha} = 4,17$ en 1991, y $F_{\alpha} = 0,04$ y $F_{\alpha} = 4,03$ en 1994.

³⁴ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;24 grados de libertad los valores son $F_{\alpha} = 0,5$ y $F_{\alpha} = 4,26$.

³⁵ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;21 grados de libertad los valores son $F_{\alpha} = 1,1$ y $F_{\alpha} = 4,35$.

t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,976$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,461$ y $E_{Q/V_2} = 0,515$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,429$ y $E_{Q/V_2} = 0,571$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 1,022$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,615$ y $E_{Q/V_2} = 0,407$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,615$ y $E_{Q/V_2} = 0,407$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)³⁶.

Sector 28. Transporte aéreo: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y sus características son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 1,077$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,543$ y $E_{Q/V_2} = 0,534$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,467$ y $E_{Q/V_2} = 0,533$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 1,039$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,462$ y $E_{Q/V_2} = 0,577$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,423$ y $E_{Q/V_2} = 0,577$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)³⁷.

Sector 29. Autopistas: El estadístico F es significativo en todos los modelos cada año y el estadístico t lo es en los modelos CES ($b_1+b_2=1$) y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991. El primer modelo no cumple regularidad dado el valor de sus parámetros, aunque sí el segundo. En 1994 el estadístico t es significativo en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), que también cumple regularidad. Estos modelos presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,763$ y

³⁶ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;19 y 1;46 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,4$ y $F_c = 4,41$ en 1991, y $F_a = 0,2$ y $F_c = 4,17$ en 1994.

³⁷ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;9 y 1;15 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 2,4$ y $F_c = 5,12$ en 1991, y $F_a = 2,12$ y $F_c = 4,6$ en 1994.

$E_{Q/V_2} = 0,237$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,982$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,521$ y $E_{Q/V_2} = 0,461$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,53$ y $E_{Q/V_2} = 0,47$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{2k} ($b_1+b_2=1$) en 1994³⁸.

Sector 30. Comunicaciones: En 1991 los estadísticos F y t son significativos en los cinco modelos. En 1994 el estadístico F es significativo en todos los modelos y el estadístico t lo es en los modelos Translog y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). En relación a 1991, el modelo Translog no cumple regularidad, ya que un 10,5% y un 31,5% de los casos observados incumplen monotonidad positiva del capital y del trabajo, respectivamente, aunque si cumplen cuasiconcavidad. Los modelos CES y CES ($b_1+b_2=1$) incumplen regularidad, dado el valor de sus parámetros. En relación al modelo Translog en 1994, observamos que el mismo cumple monotonidad positiva del capital y del trabajo, ya que sólo se incumple dicha condición en el 3,3% de los casos observados. Sin embargo, incumple cuasiconcavidad en el 100% de dichos casos. Por su parte, el modelo Cobb-Douglas en 1991 y los modelos Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) cada año, cumplen regularidad. Las características de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,978$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,611$ y $E_{Q/V_2} = 0,367$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,597$ y $E_{Q/V_2} = 0,403$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,864$ y $E_{Q/V_2} = 0,136$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{2k} ($b_1+b_2=1$) en 1991³⁹.

Sector 31. Agua, gas y electricidad: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y sus características son: a)

³⁸ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;13 grados de libertad, los valores son $F_{\alpha} = 0,05$ y $F_{\alpha} = 4,75$.

³⁹ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;16 grados de libertad, los valores son $F_{\alpha} = 0,66$ y $F_{\alpha} = 4,5$.

Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,986$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,632$ y $E_{Q/V_2} = 0,354$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,635$ y $E_{Q/V_2} = 0,365$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 1,041$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,536$ y $E_{Q/V_2} = 0,505$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,515$ y $E_{Q/V_2} = 0,485$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)⁴⁰.

Sector 32. Mayoristas productos duraderos: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,95$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,569$ y $E_{Q/V_2} = 0,381$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,612$ y $E_{Q/V_2} = 0,388$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,962$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,524$ y $E_{Q/V_2} = 0,438$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,535$ y $E_{Q/V_2} = 0,465$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder rechazar la H_{01} ($b_1+b_2=1$)⁴¹.

Sector 33. Mayoristas productos no duraderos: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 1,009$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,411$ y $E_{Q/V_2} = 0,598$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,404$ y $E_{Q/V_2} = 0,596$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 1,007$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,521$ y $E_{Q/V_2} = 0,486$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,516$ y $E_{Q/V_2} = 0,484$. Tanto en 1991 como en 1994

⁴⁰ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;79 y 1;106 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,32$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 1,77$ y $F_c = 3,94$ en 1994.

⁴¹ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;63 y 1;119 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 2,38$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 2,12$ y $F_c = 3,94$ en 1994.

seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)⁴².

Sector 34. Material de construcción: El modelo Translog no ha sido estimado en ningún año. Mientras que el estadístico F es significativo en el modelo Cobb-Douglas en 1991 y en todos los modelos en 1994, el estadístico t lo es en el modelo Cobb-Douglas en 1991 y en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994, los cuales cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 1,147$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,387$ y $E_{q/v_2} = 0,760$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v_1} = 0,768$ y $E_{q/v_2} = 0,232$. Seleccionamos el modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala en 1991 y el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994.

Sector 35. Grandes almacenes: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) y en el modelo CES ($b_1+b_2=1$) en 1994. Ahora bien, este último modelo no cumple regularidad, dado el valor de sus parámetros. Si cumplen regularidad los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), los cuales presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 1,031$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,357$ y $E_{q/v_2} = 0,674$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{q/v_1} = 0,323$ y $E_{q/v_2} = 0,677$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 1,115$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,710$ y $E_{q/v_2} = 0,405$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v_1} = 0,729$ y $E_{q/v_2} = 0,271$. En 1991 es seleccionado el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) y en 1994 el modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala, dado el resultado que arroja la contrastación de la hipótesis H_{01} ($b_1+b_2=1$)⁴³.

⁴² Al nivel de riesgo del 5% y con 1:50 y 1:75 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,01$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 0,09$ y $F_c = 3,94$ en 1994.

⁴³ Al nivel de riesgo del 5% y con 1:18 y 1:26 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,5$ y $F_c = 4,41$ en 1991, y $F_a = 6,16$ y $F_c = 4,22$ en 1994.

Sector 36. Supermercados: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos también cumplen regularidad y sus características son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,996$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,441$ y $E_{Q/V_2} = 0,555$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,441$ y $E_{Q/V_2} = 0,559$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,908$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,289$ y $E_{Q/V_2} = 0,619$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,383$ y $E_{Q/V_2} = 0,617$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)⁴⁴.

Sector 37. Estaciones de servicio: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) y en el modelo CES ($b_1+b_2=1$) en 1994. Este último modelo no cumple regularidad dado el valor de sus parámetros. Si cumplen regularidad los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) que presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 1,044$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,68$ y $E_{Q/V_2} = 0,364$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V_1} = 0,663$ y $E_{Q/V_2} = 0,337$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,957$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V_1} = 0,596$ y $E_{Q/V_2} = 0,361$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V_1} = 0,638$ y $E_{Q/V_2} = 0,362$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)⁴⁵.

Sector 38. Almacenes textiles: El estadístico F es significativo en los modelos Translog, CES y Cobb-Douglas en 1991 y en todos los modelos en 1994. Sin embargo, el estadístico t sólo es significativo en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas

⁴⁴ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;28 y 1;37 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,01$ y $F_c = 4,22$ en 1991, y $F_a = 1,3$ y $F_c = 4,17$ en 1994.

⁴⁵ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;22 y 1;28 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 2,17$ y $F_c = 4,3$ en 1991, y $F_a = 1,19$ y $F_c = 4,22$ en 1994.

$(b_1+b_2=1)$ en 1994, que además también cumplen regularidad. En relación a 1991, el modelo Translog no cumple regularidad, ya que en un 37,5% de los datos observados, la productividad marginal del capital es negativa, aunque si cumple monotonidad positiva del trabajo y cuasiconcavidad. El modelo CES cumple regularidad, dado el valor de sus coeficientes. Dicho modelo, también cumple monotonidad positiva de cada input y cuasiconcavidad, ya que en sólo 2 de los 16 casos observados, la productividad marginal del capital es negativa. Por su parte, el modelo Cobb-Douglas también cumple regularidad. Las características de estos modelos son las siguientes: a) CES (1991)⁴⁶, $E_{Q/v} = 0,844$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,045$ y $E_{Q/v_2} = 0,8$ y $E_s = 0,708$. b) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/v} = 0,844$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,045$ y $E_{Q/v_2} = 0,799$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 0,968$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,56$ y $E_{Q/v_2} = 0,408$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/v_1} = 0,576$ y $E_{Q/v_2} = 0,424$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)⁴⁷.

Sector 39. Almacenes de muebles: No ha sido estimado el modelo Translog en 1991. El estadístico F es significativo en los modelos CES y Cobb-Douglas en 1991 y en los modelos Translog, CES y Cobb-Douglas en 1994. Por su parte, el estadístico t no es significativo en ninguno de ellos. Así, mientras el modelo Cobb-Douglas cumple regularidad siempre, el modelo CES no la cumple nunca dado el valor de sus parámetros. Por su parte, el modelo Translog si cumple regularidad en 1994, ya que en ninguno de los casos observados incumple monotonidad positiva de alguno de sus inputs o cuasiconcavidad. Las características principales de estos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/v} = 1,235$

⁴⁶ Los valores correspondientes a E_{Q/v_1} y E_{Q/v_2} del modelo CES son valores medios. Se han obtenido además otros parámetros tales como: 1) parámetro de distribución del capital: $a = 0,451$. 2) parámetro de distribución del trabajo: $(1-a) = 0,549$. 3) parámetro de sustitución: $\theta = 0,411$.

⁴⁷ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;12 y 1;16 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_s = 0,008$ y $F_c = 4,75$ en 1991, y $F_s = 0,27$ y $F_c = 4,5$ en 1994.

(rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 1,126$ y $E_{q/v_2} = 0,109$. b) Translog¹⁴ (1994), $E_{q/v} = 0,941$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,352$ y $E_{q/v_2} = 0,59$ y $E_s = 0,349$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 0,932$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,337$ y $E_{q/v_2} = 0,595$. En 1991 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala y en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala, al no poder ser rechazada la H_{02} sobre el modelo Translog¹⁴.

Sector 40. Restaurantes: En 1991 el estadístico F es significativo en los modelos Translog, CES y Cobb-Douglas, aunque no lo es el estadístico t. En 1994, tanto el estadístico F como el estadístico t son significativos en todos los modelos. El modelo Translog no cumple regularidad nunca, ya que tanto en 1991 como en 1994, en un 33,3% y un 42,8% de los casos observados, respectivamente, la productividad marginal del capital es negativa; sin embargo, en 1991 el modelo cumple monotonidad positiva del input trabajo y cuasiconcavidad. Los modelos CES no cumplen regularidad en 1994, dado el valor de sus parámetros. En 1991, el modelo CES cumple regularidad dado el valor de sus parámetros, aunque el análisis sobre la monotonidad de cada input y la cuasiconcavidad, muestra que en 5 de los 9 casos observados la productividad marginal del capital es negativa, siendo la productividad marginal del trabajo siempre positiva. El modelo, también incumple cuasiconcavidad en 5 de los 9 casos observados, por lo que es rechazado. Por su parte, los modelos Cobb-Douglas si cumplen regularidad. Las características de dichos modelos son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 1,063$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,129$ y $E_{q/v_2} = 0,934$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 1,008$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,242$ y $E_{q/v_2} = 0,766$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v_1} = 0,234$ y $E_{q/v_2} = 0,766$. En 1991 es seleccionado el

¹⁴ Los valores correspondientes al modelo Translog son valores medios.

¹⁵ Al nivel de riesgo del 5% y con 3;9 grados de libertad, los valores son $F_s = 0,16$ y $F_c = 3,86$.

modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala y en 1994 el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada en este último año la H_{22} ($b_1+b_2=1$)²⁰.

Sector 41. Minoristas: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/V} = 0,89$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V1} = 0,413$ y $E_{Q/V2} = 0,477$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/V1} = 0,561$ y $E_{Q/V2} = 0,439$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/V} = 0,967$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/V1} = 0,526$ y $E_{Q/V2} = 0,441$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/V1} = 0,553$ y $E_{Q/V2} = 0,447$. Mientras que en 1991 se rechaza la H_{22} ($b_1+b_2=1$) seleccionándose el modelo Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes, en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) al no ser rechazada dicha hipótesis²¹.

Sector 42. Hoteles: El estadístico F es significativo en los modelos Translog, CES y Cobb-Douglas en 1991 y en todos los modelos en 1994. El estadístico t no es significativo en ningún modelo en 1991 y sólo lo es en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994. En 1991 el modelo Translog no cumple regularidad ya que en un 26,6% y en un 20% de los casos, la productividad marginal del capital y del trabajo es negativa, respectivamente; aunque sí cumple cuasiconcavidad. El modelo CES incumple regularidad, dado el valor de sus parámetros. Por su parte, el modelo Cobb-Douglas sí cumple regularidad. De los modelos que en 1994 son significativos según el estadístico F, incluido el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) que lo es según el estadístico t, sólo los modelos Translog y CES cumplen regularidad. Un contraste de hipótesis entre los modelos Translog y CES nos lleva a no

²⁰ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;11 grados de libertad, los valores son $F_a = 0,12$ y $F_c = 4,96$.

²¹ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;15 y 1;34 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 15$ y $F_c = 4,6$ en 1991, y $F_a = 1,1$ y $F_c = 4,7$ en 1994.

rechazar la H_2 y a seleccionar el modelo CES en 1994³². Estos modelos presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 0,994$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v1} = 0,274$ y $E_{q/v2} = 0,720$. b) CES (1994)³³, $E_{q/v} = 1,094$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v1} = 1,015$ y $E_{q/v2} = 0,723$ y $E_s = 1,33$.

Sector 43. Servicios personales: No han sido estimados los modelos Translog y CES en 1991 y el modelo Translog en 1994. Los estadísticos F y t son significativos en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991. En 1994 el estadístico F es significativo en todos los modelos estimados, pero el estadístico t sólo lo es en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{q/v1} = 0,76$ y $E_{q/v2} = 0,24$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v1} = 0,691$ y $E_{q/v2} = 0,309$. Por lo tanto, es seleccionado el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) cada año.

Sector 44. Servicios empresariales: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y sus características son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 1,007$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v1} = 0,548$ y $E_{q/v2} = 0,459$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{q/v1} = 0,541$ y $E_{q/v2} = 0,459$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 1,001$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v1} = 0,62$ y $E_{q/v2} = 0,381$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v1} = 0,619$ y $E_{q/v2} = 0,381$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)³⁴.

³² Al nivel de riesgo del 5% y con 2;9 grados de libertad, los valores son $F_a = 1,49$ y $F_c = 4,26$.

³³ Los valores correspondientes al modelo CES son valores medios. Se han obtenido además otros parámetros como: 1) parámetro de distribución del capital: $a = 0,633$. 2) parámetro de distribución del trabajo: $(1-a) = 0,367$. 3) parámetro de sustitución: $\theta = -0,252$.

³⁴ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;51 y 1;108 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_a = 0,02$ y $F_c = 4,03$ en 1991, y $F_a = 0,0007$ y $F_c = 3,94$ en 1994.

Sector 45. Talleres de automoviles y parkings: No ha sido estimado el modelo Translog en 1991. El estadístico F es significativo en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en todos los modelos en 1994. Por su parte, el estadístico t es significativo en el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1991 y en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) en 1994, que también cumplen regularidad y presentan las siguientes características: a) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{Q/v_1} = 0,463$ y $E_{Q/v_2} = 0,537$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 1,218$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,605$ y $E_{Q/v_2} = 0,613$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{Q/v_1} = 0,455$ y $E_{Q/v_2} = 0,545$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$) en 1994³³.

Sector 46. Sanidad, educación y ocio: El estadístico F es significativo en los modelos Translog, CES y Cobb-Douglas en 1991 y en todos los modelos en 1994. El estadístico t es significativo en los modelos Cobb-Douglas en 1994, que también cumplen regularidad. En 1991 el modelo Translog incumple regularidad, ya que en un 18,75% y en un 37,5% de los casos observados, la productividad marginal del capital y del trabajo es negativa, respectivamente; aunque si cumple cuasiconcavidad. También el modelo CES incumple regularidad, dado el valor obtenido por sus coeficientes. Por su parte, el modelo Cobb-Douglas si cumple regularidad. Estos modelos tienen las siguientes características: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{Q/v} = 0,827$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,52$ y $E_{Q/v_2} = 0,307$. b) Cobb-Douglas (1994), $E_{Q/v} = 0,997$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{Q/v_1} = 0,752$ y $E_{Q/v_2} = 0,201$. c) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), $E_{Q/v_1} = 0,792$ y $E_{Q/v_2} = 0,208$. En 1991 es seleccionado el modelo Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala y en 1994 el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)³⁴.

³³ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;4 grados de libertad, los valores son $F_c = 1,5$ y $F_c = 7,71$.

³⁴ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;41 grados de libertad, los valores son $F_c = 1,18$ y $F_c = 4,17$.

Sector 47. Servicios de ingeniería: Mientras que el estadístico F es significativo en todos los modelos cada año, el estadístico t lo es en los modelos Cobb-Douglas y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$). Dichos modelos cumplen regularidad y sus características son: a) Cobb-Douglas (1991), $E_{q/v} = 1,06$ (rendimientos crecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,531$ y $E_{q/v_2} = 0,529$. b) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1991), $E_{q/v_1} = 0,497$ y $E_{q/v_2} = 0,503$. c) Cobb-Douglas (1994), $E_{q/v} = 0,997$ (rendimientos decrecientes a escala), $E_{q/v_1} = 0,169$ y $E_{q/v_2} = 0,828$. d) Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) (1994), $E_{q/v_1} = 0,168$ y $E_{q/v_2} = 0,832$. Tanto en 1991 como en 1994 seleccionamos el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), al no poder ser rechazada la H_{01} ($b_1+b_2=1$)²⁷.

Sector 48. Conglomerados: Como indicamos anteriormente, este sector no aparece en 1994. El estadístico F es significativo en todos los modelos estimados y el estadístico t lo es en los modelos CES ($b_1+b_2=1$) y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$); aunque el primer modelo no cumple regularidad dado el valor de sus parámetros. Si cumple regularidad el modelo Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$), que presenta las siguientes características, $E_{q/v_1} = 0,87$ y $E_{q/v_2} = 0,13$.

²⁷ Al nivel de riesgo del 5% y con 1;9 y 1;49 grados de libertad en 1991 y 1994, los valores son $F_{\alpha} = 0,3$ y $F_{\alpha} = 5,12$ en 1991, y $F_{\alpha} = 0,02$ y $F_{\alpha} = 4,03$ en 1994.

5. EFICIENCIA FRONTERA, CAMBIO TÉCNICO Y TASA DE VARIACION DEL OUTPUT Y DE SUS COMPONENTES DE LAS EMPRESAS EUROPEAS.

En este capítulo se analizan los resultados de las estimaciones realizadas sobre eficiencia frontera, cambio técnico y tasas de variación del output y de sus componentes.

5.1. Eficiencia frontera.

Las estimaciones sobre eficiencia frontera han sido realizadas en los años 1991 y 1994 para los modelos de producción que cumplieran las condiciones estadísticas y de regularidad señaladas en el capítulo anterior. Se han calculado las cuatro versiones de la eficiencia dada la escala ESE (ESE_{1991} , ESE_{1994} , ESE_{1991} y ESE_{1994}), la eficiencia de escala EES y las correspondientes versiones de la eficiencia total ET (ET_{1991} , ET_{1994} , ET_{1991} y ET_{1994}) a nivel global (conjunto total de empresas) y a nivel sectorial¹.

5.1.1. Eficiencia a nivel global (conjunto total de empresas).

Para cada año y en sus distintas versiones han sido calculados los distintos índices de eficiencia de cada empresa a partir de los modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes y rendimientos constantes a escala². También han sido calculados los distintos índices de eficiencia a partir del modelo Translog en 1994. Sin embargo, como que en dicho modelo el cálculo de la eficiencia de escala requiere un tratamiento especial, el mismo será expuesto en otro apartado.

¹ El valor de la eficiencia de escala EES es independiente de la distribución elegida en el cálculo de la eficiencia dada la escala ESE.

² En el anexo 2 pueden observarse los distintos índices de eficiencia de cada empresa en 1994 asumiendo una distribución gamma en el cálculo de la eficiencia dada la escala, ESE. Asimismo, puede observarse la identificación de cada empresa, la nacionalidad y el sector de pertenencia.

El lector interesado puede identificar en el anexo 2 los distintos índices de eficiencia para cada empresa teniendo en cuenta que las mismas están ordenadas por país y por orden alfabético, lo que facilita su búsqueda. En dicho anexo puede comprobarse la existencia de alguna empresa con un índice de eficiencia por encima de la unidad (hecho inevitable siempre que se asuma una determinada distribución de la eficiencia). Algunas empresas como Bis SA o como Europe 1 Communication SA, ambas en el caso francés, presentan índices fuera de lo normal, con valores, por ejemplo, de 20,1 y 10,9; sin embargo la gran mayoría de empresas se sitúa en valores por debajo de la unidad. De dicho anexo puede extraerse la más diversa información, por países, sectores, etc. En nuestro caso, ha sido realizada una extracción de la información por países, ya que un análisis de la eficiencia por sectores será efectuado posteriormente en las estimaciones a nivel sectorial. Tomando el índice de eficiencia total ET en cada modelo y extrayendo las p empresas más eficientes y las q empresas menos eficientes de la muestra, obtenemos los datos que se detallan a continuación en la tabla siguiente.

Tabla 5.1

Número de empresas correspondientes a cada país comprendidas entre las p empresas más eficientes y las q empresas menos eficientes de la muestra total. Año 1994.

País	CESRDE		CDRDE		CESRCOE		CDRCOE	
	p=265	q=251	p=284	q=251	p=284	q=251	p=286	q=249
Francia	35	23	35	24	33	23	34	24
Reino Unido	111	110	112	108	110	109	112	106
Italia	3	28	4	28	4	28	4	28
Alemania	49	8	46	26	8	26	8	8
España	7	26	8	8	49	8	46	26

Notas: CESRDE = CES con rendimientos decrecientes a escala, CDRCOE = Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala, CESRCOE = CES con rendimientos constantes a escala, CDRCOE = Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala.

Teniendo en cuenta el número de empresas de cada país en la muestra total de empresas, el porcentaje correspondiente a las empresas más eficientes es de un 10% en el caso de Francia, Reino Unido y España, mientras que es del 15,8% en el caso de Alemania y del 2,7% en el caso de Italia. Cuando calculamos el porcentaje sobre las menos eficientes obtenemos que, mientras en el Reino Unido y en España dicho porcentaje es del 10%, en el caso de Italia es del 25,6% y en el de Francia y Alemania del 6,6% y del 8,3%, respectivamente. Por lo tanto, las empresas eficientes se concentran en Alemania y Francia, las menos eficientes en Italia y con eficiencia intermedia en el Reino Unido y España. Esta afirmación, puede comprobarse con los índices medios de eficiencia por país, que presentamos a continuación.

Tabla 5.2

Eficiencia media por país. Año 1994.

País	CESRDE (CDRDE)			CESRCOE (CDRCOE)
	ESE	EES	ET	ESE
Francia	0,759 (0,745)	0,978 (1)	0,741 (0,747)	0,738 (0,745)
Reino Unido	0,675 (0,677)	0,981 (0,978)	0,662 (0,663)	0,676 (0,679)
Italia	0,512 (0,507)	0,976 (0,973)	0,500 (0,493)	0,512 (0,506)
Alemania	0,742 (0,738)	0,978 (0,974)	0,726 (0,719)	0,742 (0,737)
España	0,673 (0,672)	0,976 (0,973)	0,656 (0,654)	0,673 (0,671)

Notas: CESRDE = CES con rendimientos decrecientes a escala, CDRCOE = Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala, CESRCOE = CES con rendimientos constantes a escala, CDRCOE = Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala. Entre paréntesis los valores correspondientes a CDRDE y CDRCOE.

Como se desprende de la tabla anterior, son las empresas de Francia y Alemania las que presentan un mayor nivel de eficiencia, seguidas de las del Reino Unido y España. Con un

nivel de eficiencia sensiblemente inferior aparecen las de Italia. Además, la eficiencia de escala está muy próxima a la unidad, lo que muestra la poca importancia que tiene en la composición de la eficiencia total.

A continuación analizamos los índices medios de eficiencia por clase de tamaño a partir de los modelos que han cumplido las condiciones estadísticas y de regularidad en ambos años.

5.1.2. Modelos con rendimientos decrecientes a escala.

Los modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes cumplen las condiciones estadísticas y de regularidad cada año.

a) Modelo CES con rendimientos decrecientes a escala: en las tablas 5.3.a y 5.3.b se presenta la eficiencia media por clase de tamaño.

Tabla 5.3.a

Eficiencia media por clase de tamaño. Modelo CES con rendimientos decrecientes a escala (CESRDE). Año 1991.

Clase Tamaño	1 (n=363)	2 (n=623)	3 (n=398)	4 (n=141)	5 (n=24)
Valor Añadido	0,07-40	40-200	200-1000	1000-5000	5000-18681
ESE ₇	0,696	0,702	0,724	0,782	0,901
ESE ₃	0,889	0,897	0,924	0,998	1,150
ESE ₂	0,607	0,612	0,631	0,682	0,785
ESE ₁	0,034	0,034	0,035	0,038	0,044
EES	0,915	0,881	0,845	0,814	0,780
ET ₇	0,643	0,621	0,613	0,639	0,703
ET ₃	0,821	0,792	0,783	0,816	0,897
ET ₂	0,561	0,541	0,535	0,557	0,613
ET ₁	0,031	0,030	0,030	0,031	0,034

Nota: clase de tamaño según valor añadido en millones de Ecu.

Tabla 5.3.b

Eficiencia media por clase de tamaño. Modelo CES con rendimientos decrecientes a escala (CESRDE). Año 1994.

Clase Tamaño	1 (n=665)	2 (n=457)	3 (n=671)	4 (n=514)	5 (n=226)
Valor Añadido	0,02-20	20-50	50-200	200-1000	1000-24668
ESE ₁₉₉₄	0,616	0,678	0,727	0,759	0,738
ESE ₁₉₉₁	0,790	0,869	0,932	0,973	0,947
ESE ₁₉₉₀	0,531	0,583	0,626	0,653	0,636
ESE ₁₉₈₈	0,031	0,034	0,036	0,037	0,038
EES	0,983	0,981	0,979	0,976	0,973
ET ₁₉₉₄	0,606	0,665	0,711	0,740	0,718
ET ₁₉₉₁	0,777	0,852	0,912	0,949	0,921
ET ₁₉₉₀	0,522	0,572	0,612	0,637	0,618
ET ₁₉₈₈	0,030	0,033	0,035	0,036	0,037

Nota: clase de tamaño según valor añadido en millones de Ecu.

De la observación de las dos tablas anteriores se desprende un aumento de la eficiencia dada la escala con el tamaño de la empresa, aunque estas diferencias solo son significativas en 1994 entre las clases de tamaño $4 > 1$, $5 > 1$ y $3 > 1$ según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%. Por su parte, la eficiencia de escala siempre disminuye con el tamaño de la empresa, hecho lógico si tenemos en cuenta que nos encontramos en una situación de rendimientos decrecientes a escala. Por lo que respecta a la eficiencia total observamos que, tanto en 1991 como en 1994, se produce un incremento de la misma con el tamaño de la empresa. La diferencia entre las distintas clases de tamaño no es significativa en 1991 según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%, pero sí lo es entre las clases de tamaño $4 > 1$, $5 > 1$ y $3 > 1$ en 1994. Por otra parte, observamos una disminución no significativa de la eficiencia dada la escala y de la eficiencia total en la última clase de tamaño.

b) Modelo Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala:
 en las tablas 5.4.a y 5.4.b se presentan los valores medios de
 las distintas clases de eficiencia por clase de tamaño.

Tabla 5.4.a

Eficiencia media por clase de tamaño, Modelo Cobb-
Douglas con rendimientos decrecientes a escala
(CORDE). Año 1991.

Clase Tamaño	1 (n=363)	2 (n=623)	3 (n=398)	4 (n=141)	5 (n=24)
Valor Añadido	0,07-40	40-200	200-1000	1000-5000	5000-18681
ESE ₁₉₉₁	0,659	0,698	0,721	0,779	0,916
ESE ₁₉₉₄	0,841	0,892	0,921	0,995	1,171
RSE ₁₉₉₁	0,573	0,607	0,627	0,677	0,797
ESE ₁₉₉₁₋₉₄	0,057	0,060	0,062	0,067	0,079
EES	0,929	0,896	0,860	0,830	0,797
ET ₁₉₉₁	0,617	0,627	0,622	0,649	0,731
ET ₁₉₉₄	0,788	0,801	0,795	0,829	0,934
ET ₁₉₉₁₋₉₄	0,537	0,545	0,541	0,564	0,636
ET ₁₉₉₁₋₉₄₋₉₁	0,053	0,054	0,054	0,056	0,063

Nota: clase de tamaño según valor añadido en millones de Ecu.

De la observación de las tablas 5.4.a y 5.4.b. podemos concluir que la eficiencia dada la escala aumenta con el tamaño de la empresa en ambos años. Según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%, las diferencias entre las clases 5 > 1 y 5 > 2 son significativas en 1991. En 1994 existen diferencias significativas entre las clases de tamaño 4 > 1, 5 > 1 y 3 > 1. Por el contrario, y al igual que en el caso anterior, la eficiencia de escala disminuye con el tamaño de la empresa, siendo significativas, según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%, las diferencias entre las distintas clases de tamaño. En 1991 la eficiencia total aumenta con el tamaño de la empresa, aunque las diferencias entre las distintas clases de

tamaños nunca son significativas según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%; sin embargo, dichas diferencias si son significativas entre las clases 4 > 1 y 3 > 1 en 1994.

Tabla 5.4.b

Eficiencia media por clase de tamaño. Modelo Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala (CORDE). Año 1994.

Clase Tamaño	1 (n=665)	2 (n=457)	3 (n=671)	4 (n=514)	5 (n=226)
Valor Añadido	0,02-20	20-50	50-200	200-1000	1000-24668
ESE ₁₉₉₁	0,617	0,678	0,730	0,765	0,740
ESE ₁₉₉₂	0,792	0,870	0,936	0,981	0,949
ESE ₁₉₉₃	0,531	0,584	0,628	0,658	0,637
ESE ₁₉₉₄	0,027	0,029	0,032	0,033	0,032
EES	0,985	0,979	0,975	0,969	0,961
ET ₁₉₉₁	0,608	0,665	0,712	0,742	0,712
ET ₁₉₉₂	0,780	0,852	0,913	0,952	0,913
ET ₁₉₉₃	0,524	0,572	0,613	0,639	0,613
ET ₁₉₉₄	0,026	0,029	0,031	0,032	0,031

Nota: clase de tamaño según valor añadido en millones de Ecas.

c) Empresa europea versus empresa española: para finalizar este apartado vamos a realizar un análisis comparativo entre la empresa europea y la empresa española tomando los índices de eficiencia media que han sido calculados a partir de los modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala y que son presentados en la tabla 5.5. En dicha tabla podemos comprobar la existencia de una cierta ambigüedad en los resultados obtenidos en 1991, ya que, si bien según el modelo CES la empresa europea presenta una mayor eficiencia total que la empresa española, no es así en el modelo Cobb-Douglas en el que la empresa española presenta un mayor valor.

Tabla 5.5

Eficiencia media (empresa europea y española). Modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes a escala (CESRDE y CDRDE). Años 1991 y 1994.

CLASE DE EFICIENCIA	CESRDE		CDRDE	
	EUROPEAS	ESPAÑOLAS	EUROPEAS	ESPAÑOLAS
ESE ₁₉₉₁	0,717 (0,697)	0,719 (0,673)	0,705 (0,699)	0,720 (0,672)
ESE ₁₉₉₄	0,915 (0,893)	0,917 (0,863)	0,901 (0,896)	0,920 (0,862)
ESE ₁₉₉₁	0,625 (0,600)	0,627 (0,579)	0,614 (0,602)	0,626 (0,578)
ESE ₁₉₉₄	0,035 (0,035)	0,035 (0,033)	0,061 (0,030)	0,062 (0,029)
EES	0,872 (0,979)*	0,871 (0,976)	0,887 (0,976)*	0,887 (0,973)
ET ₁₉₉₁	0,627 (0,682)	0,624 (0,656)	0,627 (0,682)	0,637 (0,654)
ET ₁₉₉₄	0,800 (0,874)	0,796 (0,842)	0,801 (0,875)	0,814 (0,839)
ET ₁₉₉₁	0,547 (0,587)	0,544 (0,565)	0,545 (0,587)	0,554 (0,563)
ET ₁₉₉₄	0,031 (0,033)	0,031 (0,034)	0,054 (0,030)	0,055 (0,028)

Notas: * = diferencia significativa según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%. El valor correspondiente a 1994 entre paréntesis.

También en 1991, la eficiencia de escala es prácticamente igual en ambas clases de empresas y en los dos modelos, mientras que la eficiencia dada la escala es superior en la empresa española, aunque las diferencias nunca son significativas según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%. En relación a 1994, la situación empeora para la empresa española, ya que en ambos modelos los distintos índices de eficiencia son superiores en la empresa europea, aunque sólo de forma significativa en el caso de la eficiencia de escala según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

Resumiendo, existe un aumento de la eficiencia dada la escala y de la eficiencia total y una disminución de la eficiencia de escala con el tamaño de la empresa. Además, observamos una disminución de la eficiencia dada la escala a lo largo del periodo, aunque la eficiencia total aumenta debido al importante aumento de la eficiencia de escala. Los índices de eficiencia son análogos entre empresas europeas y españolas en 1991, aunque favorables a las primeras en 1994.

5.1.3. Modelos con rendimientos constantes a escala.

Los modelos CES ($b_1+b_2=1$) y Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$) cumplen las condiciones estadísticas y de regularidad cada año. Seguidamente presentamos los índices medios de eficiencia por clase de tamaño.

Tabla 5.6.a

Eficiencia media por clase de tamaño. Modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala (CESRCOE y CDRCOE). Año 1991.

Clase Tamaño	1 (n=363)	2 (n=623)	3 (n=398)	4 (n=141)	5 (n=24)
Valor Añadido	0,07-40	40-200	200-1000	1000-5000	5000-18681
CES con rendimientos constantes a escala (CESRCO)					
ESE _{med}	0,737	0,711	0,703	0,732	0,807
ESE _{max}	0,941	0,907	0,897	0,935	1,030
ESE _{min}	0,642	0,619	0,612	0,638	0,703
ESE _{std}	0,032	0,031	0,031	0,032	0,035
Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala (CDRCO)					
ESE _{med}	0,695	0,706	0,7	0,731	0,823
ESE _{max}	0,888	0,902	0,895	0,934	1,052
ESE _{min}	0,604	0,614	0,609	0,635	0,716
ESE _{std}	0,054	0,055	0,054	0,057	0,064

Nota: clase de tamaño según valor añadido en millones de Ecu.

Tabla 5.6.b

Eficiencia media por clase de tamaño, Modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala (CESRCE y CDRCE). Año 1994.

Clase Tamaño	1 (n=665)	2 (n=457)	3 (n=671)	4 (n=514)	5 (n=226)
Valor Añadido	0,02-20	20-50	50-200	200-1000	1000-24668
CES con rendimientos constantes a escala (CESRCE)					
ESE ₁₉₉₄	0,619	0,679	0,727	0,757	0,735
ESE ₁₉₉₁	0,793	0,87	0,932	0,971	0,942
ESE ₁₉₉₀	0,533	0,584	0,626	0,652	0,632
ESE ₁₉₈₉	0,031	0,034	0,036	0,038	0,036
Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala (CDRCE)					
ESE ₁₉₉₄	0,623	0,681	0,73	0,761	0,730
ESE ₁₉₉₁	0,799	0,873	0,936	0,976	0,936
ESE ₁₉₉₀	0,536	0,586	0,628	0,655	0,628
ESE ₁₉₈₉	0,027	0,029	0,031	0,033	0,031

Nota: clase de tamaño según valor añadido en millones de Ecu.

Tanto en 1991 como en 1994 puede observarse cómo la eficiencia dada la escala (que en este caso equivale a la eficiencia total) aumenta con el tamaño de la empresa, aunque en 1994 podemos percibir una disminución en la última clase de tamaño. De todas formas, las diferencias entre las distintas clases de tamaño nunca son significativas en 1991 según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%, pero sí que lo son en 1994 entre las clases de tamaño 4 > 1, 5 > 1 y 3 > 1 en el caso del modelo CES y entre las clases de tamaño 4 > 1 y 3 > 1 en el caso del modelo Cobb-Douglas.

Un análisis comparativo entre las empresas europeas y españolas, en base a los modelos anteriores, puede realizarse a partir de los valores obtenidos en la tabla 5.7.

Tabla 5.7

Eficiencia media. Empresas europeas y españolas. Modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala (CESRCOE y CDRCOE). Años 1991 y 1994.

CLASE DE EFICIENCIA	CESRCOE		CDRCOE	
	EUROPEAS	ESPAÑOLAS	EUROPEAS	ESPAÑOLAS
ESE ₁₉₉₁	0,718 (0,697)	0,716 (0,673)	0,706 (0,699)	0,718 (0,671)
ESE ₁₉₉₄	0,917 (0,893)	0,915 (0,863)	0,902 (0,897)	0,917 (0,860)
ESE ₁₉₉₁	0,626 (0,600)	0,624 (0,579)	0,614 (0,602)	0,624 (0,577)
ESE ₁₉₉₄	0,031 (0,035)	0,031 (0,033)	0,055 (0,030)	0,056 (0,029)

Nota: el valor correspondiente a 1994 entre paréntesis.

La tabla anterior muestra que en 1991 la empresa europea tiene una mayor eficiencia dada la escala que la empresa española según el modelo CES pero no según el modelo Cobb-Douglas, ya que en este último la empresa española presenta una eficiencia mayor. En 1994 la eficiencia dada la escala es siempre mayor en la empresa europea; aunque, tanto en un año como en otro, las diferencias entre ambas clases de empresas no son significativas según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

En resumen, al igual que en los modelos con rendimientos decrecientes a escala, constatamos un aumento de la eficiencia dada la escala con el tamaño de la empresa. Por otra parte, se observa una disminución de la eficiencia dada la escala a lo largo del periodo analizado y un mayor grado de la misma por parte de la empresa europea en relación a la española en 1994.

5.1.4. Modelo Translog.

Como dijimos anteriormente, en el modelo Translog el tamaño óptimo Q_{opt} depende no sólo del nivel de output sino también de la

relación entre inputs, siendo la determinación de dicho tamaño óptimo condición necesaria para calcular la eficiencia de escala de cada empresa. En nuestro caso, el modelo Translog que cumple las condiciones estadísticas y de regularidad es el estimado en 1994, sobre el que hemos calculado el tamaño óptimo para ocho relaciones distintas capital trabajo relevantes. Posteriormente, calculamos el índice de eficiencia de escala de cada una de las empresas que tienen la misma relación capital trabajo admitiendo un error del 10%, tal como indicamos en el capítulo 3. En la tabla siguiente se identifican las distintas relaciones capital trabajo y se estima el tamaño óptimo en cada caso para una submuestra de 1.105 empresas, lo que representa un 43,6% sobre el total de empresas de la muestra.

Tabla 5.8

Modelo Translog (año 1994). Relaciones capital trabajo relevantes V_1/V_2 y tamaño óptimo Q_{ro}

V_1/V_2 (+)	$d(Q_7/V_2)/dV_2=0$ (++)	Q_{ro}/V_2 (*)	Q_{ro} (**)	n (***)
20	2981	561,1	1672,7	16
54,6	3641	914,1	3328,4	153
70,1	3827	1037,9	3972,8	237
90	4024	1179,7	4746,8	286
148,4	4188	1534,5	6824,3	226
244,7	4915	2012,2	9899,6	118
403,4	5432	2657,1	14432,6	52
1096,6	6634	4745,7	31484,3	17

Notas: (+) = miles de ecus de activo por empleado, (++) = número de empleados que maximiza la productividad media por empleado, (*) = productividad media máxima en miles de ecus de valor añadido por empleado, (**) = producción correspondiente a la productividad media máxima en billones de ecus de valor añadido, (***) = número de empresas.

De la tabla anterior destacamos dos hechos importantes: a) a medida que se incrementa la relación capital trabajo, el máximo de la productividad media por empleado se sitúa en un número mayor de empleados; b) el valor máximo de la productividad media

por empleado se incrementa con la relación capital trabajo.

Una vez ha sido identificado el tamaño óptimo para cada relación relevante capital trabajo, calculamos la eficiencia de escala de cada empresa perteneciente a esa misma relación. El valor medio de las distintas clases de eficiencia para cada una de las relaciones capital trabajo relevantes se presenta en la tabla 5.9.

Tabla 5.9

Modelo Translog (1994). Eficiencia media según las distintas relaciones capital trabajo.

CLASE DE EFICIENCIA	$V_{1j}/V_{2j} \text{ (†)}$							
	20	54,6	70,1	90	145,4	244,7	400,4	1096,6
<i>ESE₁₀₀₀</i>	0,596	0,632	0,732 0,692	0,700 0,591	0,676 0,624	0,614 0,518	0,655 0,767	0,867 0,792
<i>ESE₁₀₀₀₀</i>	0,765	0,874	0,939 0,957	0,893 0,758	0,870 0,802	0,787 0,664	0,881 1,020	1,138 1,016
<i>ESE₁₀₀₀₀₀</i>	0,813	0,887	0,870 0,896	0,800 0,509	0,584 0,538	0,528 0,446	0,593 0,478	0,764 0,682
<i>ESE₁₀₀₀₀₀₀</i>	0,630	0,634	0,637 0,635	0,615 0,635	0,635 0,622	0,611 0,628	0,635 0,649	0,645 0,646
<i>EES</i>	0,938	0,937	0,934 0,924	0,911 0,935	0,921 0,925	0,908 0,925	0,931 0,964	0,934 0,882
<i>ET₁₀₀₀</i>	0,557	0,619	0,611 0,627	0,652 0,549	0,626 0,550	0,556 0,478	0,622 0,705	0,802 0,658
<i>ET₁₀₀₀₀</i>	0,714	0,820	0,876 0,894	0,836 0,704	0,802 0,747	0,731 0,622	0,796 0,959	1,028 0,855
<i>ET₁₀₀₀₀₀</i>	0,479	0,550	0,558 0,539	0,565 0,471	0,539 0,469	0,479 0,411	0,536 0,509	0,690 0,621
<i>ET₁₀₀₀₀₀₀</i>	0,028	0,032	0,035 0,032	0,031 0,028	0,032 0,029	0,028 0,024	0,031 0,026	0,041 0,025

Notas: (†) - miles de ecus de activo por empleado. Los valores en cursiva son los correspondientes a las empresas españolas que son un total de 50. En las dos primeras relaciones capital trabajo, no aparecen empresas españolas.

De la tabla anterior deducimos lo siguiente:

a) Las distintas clases de eficiencia dada la escala y eficiencia total tienden a aumentar con la relación capital trabajo. De todas formas, puede observarse una disminución de la eficiencia en las relaciones capital trabajo intermedias, haciéndose más patente dicha disminución en la correspondiente a 244,7 mil ecus de activo por empleado. Todo ello nos lleva a admitir que, según

el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%, las únicas diferencias significativas en eficiencia dada la escala y en eficiencia total se producen entre 1.096,6 y 244,7 mil ecus de activo por empleado y entre 70,1 y 244,7 mil ecus de activo por empleado (en ambos casos favorable a la primera relación capital trabajo).

b) Más claros son los resultados obtenidos en relación a la eficiencia de escala. En este caso puede observarse una disminución de la misma al aumentar la relación capital trabajo, siendo numerosas las diferencias significativas que se producen entre las distintas relaciones capital trabajo según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

c) En general, las empresas españolas presentan una eficiencia dada la escala y una eficiencia total inferiores a las de sus homólogas europeas, salvo en la relación capital trabajo correspondiente a 403,4 mil ecus de activo por empleado. En relación a la eficiencia de escala, los resultados son menos claros ya que dependen de la relación capital trabajo finalmente elegida. Para relaciones capital trabajo intermedias, la empresa española presenta una mayor eficiencia de escala que la empresa europea, pero no así para relaciones capital trabajo más elevadas o más bajas, ya que en estos casos la eficiencia de escala es mayor en la empresa europea. De todas formas, el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%, no muestra para ninguna clase de eficiencia, diferencias significativas entre ambas clases de empresas.

A continuación analizamos el comportamiento de las diferentes clases de eficiencia por clase de tamaño para las distintas relaciones capital trabajo³. En general pueden observarse los siguientes hechos:

³ En el anexo 3 se presenta el valor medio de las distintas clases de eficiencia por clase de tamaño y para cada una de las relaciones capital trabajo relevantes.

a) En aquellas empresas en las que la relación capital trabajo es baja (casos correspondientes a 20 y 54,6 mil ecus de activo por empleado), observamos una ligera relación curvilínea entre las distintas clases de eficiencia dada la escala y de eficiencia total con el tamaño de la empresa; en el primer caso la relación tiene forma de U y en el segundo en forma de U invertida. De todas formas, las diferencias entre las distintas clases de tamaño nunca son significativas según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

b) Para relaciones capital trabajo más elevadas, observamos una tendencia creciente de las distintas clases de eficiencia dada la escala y eficiencia total con el tamaño de la empresa. En aquellas empresas con una relación capital trabajo intermedia (casos correspondientes a 70,1; 90; 148,4 y 244,7 mil ecus de activo por empleado), se producen diferencias significativas entre las distintas clases de tamaño, mientras que en las empresas con una relación capital trabajo más elevada, (casos correspondientes a 403,4 y 1096,6 mil ecus de activo por empleado), la tendencia es ambigua o ligeramente creciente pero nunca significativa según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

c) Más contundentes son los resultados a nivel de la eficiencia de escala. En este caso, puede apreciarse una relación curvilínea con el tamaño en forma de U invertida, siendo las diferencias fuertemente significativas en las empresas con una relación capital trabajo intermedia según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%. En las empresas con una relación capital trabajo más alta o más baja, la relación entre la eficiencia de escala y el tamaño sigue teniendo forma de U invertida, aunque no significativa. Estos resultados son coincidentes con los obtenidos en la tabla 5.8 en el cálculo del tamaño óptimo Q_m y

* Esta tendencia, un tanto ambigua, puede deberse al escaso número de empresas en alguna clase de tamaño; por ejemplo, en la relación capital trabajo correspondiente a 20 mil ecus de activo por empleado, el número de empresas en la primera y quinta clase de tamaño es de 1 y 0 empresas, respectivamente.

con los propugnados por la teoría neoclásica de la producción en relación a la existencia de un tamaño de producción óptimo en la empresas de tamaño medio.

5.2. Eficiencia por sector.

Distinguimos aquellos sectores en los que aparecen los modelos CES y/o los modelos Cobb-Douglas de aquellos en los que aparece el modelo Translog.

5.2.1. Eficiencia por sector (modelos CES y Cobb-Douglas).

En los anexos 4.a y 4.b se presenta el valor medio de los distintos índices de eficiencia de cada sector para cada año. Estos índices han sido calculados en todas sus versiones para los modelos que cumplen las condiciones estadísticas y de regularidad, los cuales ya han sido identificados en la tabla 4.15 y continuación del capítulo anterior. En dichos anexos aparece el valor medio de la eficiencia dada la escala de aquellos sectores en los que sólo se dan rendimientos constantes a escala y el valor medio de la eficiencia dada la escala, eficiencia de escala y eficiencia total de aquellos sectores en los que se dan rendimientos crecientes o decrecientes a escala. En aquellos sectores en los que aparecen empresas españolas, sus índices medios de eficiencia aparecen entre paréntesis y en cursiva.

De la observación de dichos anexos extraemos las siguientes conclusiones:

a) El valor mucho más elevado de la eficiencia dada la escala en la versión del máximo error positivo ESE_{max} , en relación al valor correspondiente según la estimación a nivel global. Este índice alcanza valores semejantes a los correspondientes a la eficiencia dada la escala asumiendo una distribución gamma o seminormal, e incluso en algún sector dicho valor es superior. En cualquier caso, la estimación de dicho índice a nivel sectorial es mucho

más adecuada que a nivel global, dadas en este último caso las diferencias existentes entre las magnitudes económicas de las empresas de distintos sectores.

b) Al igual que observamos a nivel global, en aquellos sectores en los que existen rendimientos crecientes o rendimientos decrecientes a escala, el valor medio de la eficiencia de escala se sitúa por encima del valor medio de la eficiencia dada la escala. Tan solo existe alguna excepción cuando asumimos la distribución exponencial en el cálculo de la eficiencia dada la escala. De todas formas, el hecho de que en la mayoría de sectores el valor medio de la eficiencia de escala tome valores cercanos a la unidad, nos muestra la poca importancia que la misma tiene en la formación de la eficiencia total.

c) Existen algunos sectores en los que el valor medio de la eficiencia de escala se aleja de la unidad, con lo que en estos casos el tamaño de la empresa sí que incide en la composición de la eficiencia total. Ahora bien, un análisis más detallado nos muestra que en la mayoría de estos casos, el modelo con rendimientos crecientes o decrecientes a escala no es significativo según el estadístico t ó bien el modelo es rechazado según la contrastación de hipótesis a favor del modelo con rendimientos constantes a escala, por lo que un valor de la eficiencia de escala por debajo de la unidad solo es destacable en los sectores de Canteras Arcilla y Vidrio, y Minoristas ambos en 1991; y por encima de la unidad en los sectores de Minerales Metálicos y Carbón, y Muebles en 1994.

d) La existencia de rendimientos decrecientes a escala en los sectores correspondientes a 1991 nos indica que desde un punto de vista tecnológico, las empresas deberían reducir el tamaño con el fin de aumentar la eficiencia de escala y por lo tanto la eficiencia total; mientras que la existencia de rendimientos crecientes en los dos sectores correspondientes a 1994, nos indica que las empresas integrantes de los mismos, deberían aumentar su tamaño con el fin de aumentar la eficiencia de escala

y la eficiencia total. Exceptuando estos casos, a las empresas comprendidas en el resto de sectores les es indiferente aumentar o no su tamaño, ya que la eficiencia total depende de la eficiencia dada la escala pero no de la eficiencia de escala.

e) En relación a la eficiencia dada la escala destacamos el elevado número de sectores en los que dicha eficiencia disminuye a lo largo del periodo. Así, sobre un total de 47 sectores, dicha eficiencia disminuye en 33, aumenta en 12 y apenas se observa variación en 2 sectores. En los sectores de Gas y Petróleo, Construcción Inmobiliaria, Papel, Canteras Arcilla y Vidrio, Transporte Aéreo, Autopistas, Material de Construcción, Almacenes Textiles, Hoteles, Talleres de Automoción y Parkings y Servicios de Ingeniería, la eficiencia dada la escala aumenta; en el resto de sectores, dicha eficiencia disminuye, a excepción de los sectores de Plástico y Caucho y, Sanidad Educación y Ocio en los que apenas varía.

f) En 1991 destacan una serie de sectores con un nivel de eficiencia dada la escala bastante elevado, tales como los de Minerales no Metálicos, Muebles, Refinerías, Instrumental Diverso y Servicios Personales, con valores medios que oscilan entre 0,893 y 0,852. Por el contrario, existen sectores como los de Gas y Petróleo, Construcción Inmobiliaria y Autopistas con una eficiencia bastante baja, ya que sus valores medios se sitúan entre 0,619 y 0,304. En 1994 aparecen los sectores Papel, Plástico y Caucho Transporte Aéreo y Restaurantes con una eficiencia media entre 0,85 y 0,818; mientras que sectores como los de Minerales Metálicos y Carbón, Gas y Petróleo, Alimentación y Tabaco y Comunicaciones, presentan la eficiencia más baja, oscilando sus valores medios entre 0,622 y 0,525³.

g) En general, puede apreciarse que en 1991 el valor medio de la eficiencia dada la escala correspondiente a los sectores industriales es superior al de los sectores comerciales y de

³ Todos estos valores vienen referidos al caso de la distribución gamma.

servicios. En 1994 las diferencias entre los distintos sectores se reducen, debido a una disminución de la eficiencia dada la escala en los sectores industriales y debido a un fuerte incremento de dicha eficiencia en alguno de los sectores comerciales y de servicios, tales como los de Autopistas, Transporte Aéreo o Almacenes Textiles.

h) En relación a los sectores con un mayor peso específico (aquéllos cuyo número de empresas es superior a 100), hemos de señalar que en 1991 la eficiencia media se sitúa entre 0,7 y 0,8 y que, en general, se observa un descenso de dicha eficiencia a lo largo del periodo analizado, ya que el valor medio de la misma pasa de 0,72 a 0,61 en el sector de Alimentación y Tabaco, de 0,801 a 0,759 en el sector de Equipo Industrial e Informático, de 0,756 a 0,719 en el sector de Equipo Eléctrico y Electrónico y de 0,758 a 0,664 en el sector de Agua, Gas y Electricidad. Por el contrario, en el sector de Canteras, Arcilla y Vidrio el valor medio de la eficiencia dada la escala pasa de 0,772 a 0,783, mientras que en el sector de Servicios Empresariales lo hace de 0,709 a 0,723⁶. Todo ello, nos confirma los resultados obtenidos anteriormente en relación a la existencia de una mayoría de sectores en los que la eficiencia dada la escala disminuye a lo largo del periodo.

i) Cuando realizamos un análisis comparativo entre la empresa europea y la empresa española observamos que en el año 1991 la empresa europea presenta un valor medio de la eficiencia dada la escala superior en 15 de los 26 sectores, en 2 sectores no existen diferencias y en 9 sectores la diferencia es favorable a la empresa española. Cuando analizamos el año 1994 la situación empeora para la empresa española, ya que en 19 de los 26 sectores el valor medio de la eficiencia dada la escala es superior en la empresa europea, en 1 sector no hay diferencias y en 6 sectores la diferencia es favorable a la empresa española. En la tabla 5.10 siguiente identificamos cada uno de estos sectores.

⁶ Al igual que en el caso anterior, todos estos valores vienen referidos al caso de la distribución gamma.

Tabla 5.10

Eficiencia dada la escala (distribución gamma). Empresa europea versus empresa española.

Num.	SECTOR	1991		1994	
		EUR	ESP	EUR	ESP
1	Minerales metálicos y carbón		*		*
2	Gas y petróleo			+	
4	Construcción inmobiliaria		*		
5	Construcción pesada	+		+	
6	Construcción comercial		*		
7	Alimentación y tabaco		*	+	
9	Otros productos textiles			+	
10	Productos de la madera		*	=	=
11	Muebles			+	
12	Papel	+		+	
13	Editorial e imprenta			+	
14	Química	+		+	
15	Refinerías	+			*
16	Plástico y caucho	+		+	
18	Canteras, arcilla y vidrio		*		*
19	Transformación miner. metálicos		*	+	
21	Equipo industrial informático	=	=	+	
22	Equipo eléctrico y electrónico	+		+	
23	Equipo de transporte	+		+	
24	Instrumental diverso	+		+	
26	Transporte terrestre		*		
29	Autopistas	+			*
30	Comunicaciones	+		+	
31	Agua gas y electricidad		*		*
32	Mayoristas bienes duraderos	+			*
33	Mayoristas bienes no duraderos	+		+	
35	Grandes almacenes			+	
36	Supermercados	+			
37	Estaciones de servicio	=	=		
44	Servicios empresariales	+		+	
45	Talleres automoción y parkings	+		+	

Notas: + = diferencia favorable a la empresa europea, * = diferencia favorable a la empresa española, = no existe diferencia entre ambas clases de empresas. Dos celdas en blanco por sector y año indican la no existencia de empresas españolas.

5.2.2. Eficiencia por sector (modelo Translog).

A nivel sectorial, el modelo Translog cumple las condiciones estadísticas y de regularidad en los sectores de Alimentación y Tabaco, y Fabricación de Productos Metálicos, ambos en 1994. De la misma manera que hemos hecho a nivel global, calculamos el tamaño óptimo Q_{ro} para cinco relaciones relevantes capital trabajo en el sector de Alimentación y Tabaco y para cuatro relaciones relevantes capital trabajo en el sector de Fabricación de Productos Metálicos. Posteriormente calculamos el índice de eficiencia de escala EES de cada una de las empresas que se encuentran en una misma relación, admitiendo un error del 10%. A partir de aquí ya podemos calcular el índice de eficiencia total ET en función de las distintas distribuciones asumidas en el cálculo de la eficiencia dada la escala ESE (máximo error positivo, gamma, exponencial y seminormal).

En la tablas 5.11.a y 5.11.b, presentadas a continuación, se identifican las distintas relaciones capital trabajo relevantes y se estima el tamaño óptimo correspondiente a los sectores de Alimentación y Tabaco y Fabricación de Productos Metálicos.

Tabla 5.11.a

Sector de Alimentación y Tabaco (modelo Translog año 1994). Relaciones capital trabajo relevantes y tamaño óptimo Q_{ro} .

V_1/V_2 (+)	$d(Q_r/V_2)/dV_2=0$ (++)	Q_{ro}/V_2 (*)	Q_{ro} (**)	n (***)
54,6	31888	208,7	6655,8	5
90	3378	297,3	1004,5	18
148,4	356	407	145	26
244,7	37	535,4	20	14
403,4	4	677,2	2,67	4

Notas: (+) = miles de euros de activo por empleado. (++) = número de empleados que maximiza la productividad media por empleado. (*) = productividad media máxima en miles de euros de valor añadido por empleado. (**) = producción correspondiente a la productividad media máxima en millones de euros de valor añadido. (***) = número de empresas.

Tabla 5.11.b

Sector de Fabricación de Productos Metálicos (modelo Translog año 1994). Relaciones capital trabajo relevantes y tamaño óptimo, Q_{ro} .

V_1/V_2 (+)	$d(Q_1/V_2)/dV_2=0$ (++)	Q_{ro}/V_2 (*)	Q_{ro} (**)	n (***)
54,6	3519	90,4	318	9
73,7	5659	109,6	620,3	23
99,5	9100	128,6	1170,5	19
148,4	17137	151,2	2592,1	3

Notas: (+) = miles de ecus de activo por empleado, (++) = número de empleados que maximiza la productividad media por empleado, (*) = productividad media máxima en miles de ecus de valor añadido por empleado, (**) = producción correspondiente a la productividad media máxima en millones de ecus de valor añadido, (***) = número de empresas.

Como se observa en las dos tablas anteriores el número de empresas que integran las muestras respectivas es de 67 y 54, lo que representa un porcentaje sobre el total de empresas de cada uno de los sectores del 37% y del 58,7%, respectivamente.

De la tabla 5.11.a, referente al sector de Alimentación y Tabaco, destacamos: a) el máximo de la productividad media por empleado disminuye con la relación capital trabajo; b) el valor máximo de la productividad media por empleado aumenta con la relación capital trabajo, pero el valor correspondiente a la producción disminuye.

En relación al sector de Fabricación de Productos Metálicos y según se desprende de la tabla 5.11.b, observamos que: a) a medida que se incrementa la relación capital trabajo, el máximo de la productividad media por empleado se sitúa en un mayor número de empleados; b) el valor máximo de la productividad media por empleado se incrementa con la relación capital trabajo.

Una vez ha sido identificado el tamaño óptimo para cada relación capital trabajo relevante, calculamos la eficiencia de escala de cada empresa. El valor medio de las distintas clases de

eficiencia para cada una de las relaciones capital trabajo, se presenta en las tablas 5.12.a y 5.12.b.

Tabla 5.12.a

Alimentación y Tabaco (modelo Translog 1994). Eficiencia media según distintas relaciones capital trabajo.

CLASE DE EFICIENCIA	V_1/V_2 (+)				
	54,5	96	148,4	244,7	403,4
ESE _{med}	0,457	0,563 0,452	0,721 0,627	0,566	0,609 0,545
ESE _{max}	0,616	0,716 0,707	0,916 1,027	0,747	0,775 0,656
ESE _{med}	0,542	0,465 0,456	0,596 0,666	0,464	0,503 0,453
ESE _{max}	0,127	0,169 0,127	0,140 0,156	0,114	0,110 0,106
EES	0,996	1,046 0,975	1,070 1,040	1,021	0,875 0,918
ET _{med}	0,657	0,580 0,536	0,775 0,836	0,597	0,511 0,504
ET _{max}	0,637	0,739 0,655	0,937 1,057	0,760	0,676 0,641
ET _{med}	0,541	0,479 0,474	0,640 0,692	0,493	0,439 0,426
ET _{max}	0,127	0,112 0,104	0,150 0,162	0,116	0,103 0,098

Notas: (+) = miles de euros de activo por empleado. Los valores en cursiva son los correspondientes a las empresas españolas.

De la tabla anterior destacamos:

a) Aunque no se observa una tendencia definida de las distintas clases de eficiencia dada la escala y eficiencia total con la relación capital trabajo, podemos admitir un ligero descenso en ambos casos. De todas formas, no existen diferencias significativas entre las distintas relaciones capital trabajo según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

b) Más claros son los resultados a nivel de eficiencia de escala, la cual presenta una forma curvilínea con un máximo para las empresas con relación capital trabajo intermedia. En este caso sí que se producen numerosas diferencias significativas entre las distintas relaciones capital trabajo según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

c) En general, la empresa española presenta una eficiencia dada la escala y una eficiencia total inferiores a las de las empresas europeas, salvo para una relación capital trabajo intermedia (la correspondiente a 148,4 mil ecus de activo por empleado), en la que se muestra superior. De todas formas, no existen diferencias entre ambas clases de empresas según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

Tabla 5.12.b

Fabricación Productos Metálicos (modelo Translog 1994). Eficiencia media según distintas relaciones capital trabajo.

CLASE DE EFICIENCIA	V ₁ /V ₂ (+)			
	54,6	73,7	99,5	148,4
ESE _{esp}	0,777	0,821	0,775	0,783
ESE _{eur}	0,945	0,998	0,942	0,952
ESE _{int}	0,713	0,753	0,711	0,719
ESE _{mix}	0,335	0,354	0,324	0,337
EES	0,986	0,979	0,960	0,909
ET _{esp}	0,768	0,803	0,721	0,710
ET _{eur}	0,934	0,976	0,877	0,863
ET _{int}	0,705	0,736	0,662	0,652
ET _{mix}	0,331	0,346	0,311	0,306

Notas: (+) = miles de ecus de activo por empleado. No aparecen empresas españolas.

De la tabla 5.12.b podemos deducir los siguientes principales resultados:

a) Aunque no se observa una tendencia clara en las distintas clases de eficiencia dada la escala y eficiencia con la relación capital trabajo, si que podemos admitir una ligera tendencia creciente en el primer caso. Sin embargo, no existen diferencias significativas entre las distintas relaciones capital trabajo según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%.

b) La eficiencia de escala presenta una tendencia decreciente con la relación capital trabajo, produciéndose diferencias significativas según el test de Neuman-Keuls al nivel de riesgo del 5%, entre 54,6 y 148,4 mil ecus de activo por empleado y entre 73,7 y 148,4 mil ecus de activo por empleado (en ambos casos favorable a la primera relación capital trabajo).

A continuación analizamos el comportamiento de las diferentes clases de eficiencia por clase de tamaño, según las distintas relaciones capital trabajo⁷. Como resumen de lo expuesto en el anexo 5 podemos afirmar lo siguiente⁸:

a) Alimentación y Tabaco: en aquellas empresas con una relación capital trabajo intermedia o alta, se observa un crecimiento de la eficiencia dada la escala y de la eficiencia total con el tamaño. Sin embargo, este crecimiento sólo es significativo para las empresas con una relación capital trabajo intermedia (la correspondiente a 148,4 mil ecus de activo por empleado). La eficiencia de escala tiene forma de U invertida o ligeramente decreciente, produciéndose este último caso en las empresas con una relación capital trabajo elevada. De todas formas, las diferencias entre las distintas clases de tamaño nunca son significativas.

b) Fabricación de Productos Metálicos: observamos un aumento en las distintas clases de eficiencia con el tamaño de la empresa. Este crecimiento es significativo entre algunas clases de tamaño de las empresas con una relación capital trabajo intermedia. En las empresas con una relación capital trabajo más alta, la eficiencia dada la escala y la eficiencia total decrecen con el tamaño. De todas formas, el reducido número de empresas

⁷ En el anexo 5 se presenta el valor medio de las distintas clases de eficiencia por clase de tamaño para los sectores Alimentación y Tabaco, y Fabricación de Productos Metálicos según las distintas relaciones capital trabajo relevantes.

⁸ Aquí hemos de tener en cuenta que al comparar la media de una muestra con un valor fijo, utilizamos el test de comparación entre una muestra y una constante.

existentes en la relación capital trabajo más elevada, hace que tomemos con cierta cautela estos últimos resultados.

La principal conclusión que extraemos del apartado anterior es la poca importancia que la eficiencia de escala tiene en la formación de la eficiencia total, por lo que aumentar o disminuir el tamaño empresarial para obtener un mayor grado de eficiencia es discutible desde el punto de vista tecnológico. Sin embargo, la eficiencia dada la escala aumenta con el tamaño de la empresa y dada su mayor importancia como componente de la eficiencia total, causa que esta última también aumente con el tamaño de la empresa. Por todo ello, creemos que es importante analizar el comportamiento de la eficiencia dada la escala a lo largo del periodo, incluyendo su tasa de variación como uno de los factores explicativos de la tasa de variación del output. Los otros dos factores serían la tasa de variación en el consumo de inputs y la tasa de variación en el cambio técnico. Este es el objetivo del próximo apartado, en el que previamente se cuantificará el cambio técnico con el fin de conocer algunas de sus características principales, por ejemplo, si el cambio técnico es neutral; lo cual podría significar que si, por ejemplo, se verifica un incremento de la relación capital trabajo, un aumento en el output implicaría un mayor requerimiento de capital junto a una necesidad cada vez menor del factor trabajo. En resumen, en aquellos sectores en los que se da cambio técnico positivo junto a una estabilidad en la relación capital trabajo, las políticas de fomento del empleo mediante un aumento de la producción de la empresa, tendrán un efecto mayor desde la perspectiva de la generación de empleo.

5.3. Cambio técnico y descomposición de la tasa de variación del output.

Siguiendo el nivel de detalle empleado hasta ahora, el estudio del cambio técnico y el de la descomposición de la tasa de variación del output, se realiza igualmente a nivel global (conjunto total de empresas) y a nivel sectorial.

5.3.1. Cambio técnico a nivel global (conjunto total de empresas).

Ha sido calculado el cambio técnico de cada una de las empresas que aparecen en 1991 y en 1994 para cada tecnología a excepción de la tecnología Translog, la cual ha sido considerada poco representativa en 1991. Dicho cálculo ha sido realizado a partir de las expresiones [3.18] y [3.20] expuestas en el tercer capítulo; en el primer caso, con datos del momento 0 (año 1991) y en el segundo caso, con datos del momento 1 (año 1994); es decir, las expresiones correspondientes a $C_{01} = 1 - (ESE_{01,1}/ESE_{01})$ y $C_{11} = 1 - (ESE_{11}/ESE_{11,0})$, respectivamente. En la tabla 5.13 se presenta el valor medio del cambio técnico para el conjunto de empresas europeas y españolas, según las distintas tecnologías y según cada una de las distribuciones asumidas en el cálculo de la eficiencia dada la escala.

Tabla 5.13

Cambio técnico (valores medios).

Datos de 1991	EMPRESAS EUROPEAS			EMPRESAS ESPAÑOLAS		
Tecnología	C_{010}	C_{011}	C_{012}	C_{010}	C_{011}	C_{012}
CES	0,035	0,031	0,047	0,051	0,057	0,071
CES ($b_1+b_2=1$)	0,017	0,012	0,029	0,046	0,042	0,057
Cobb-Douglas	0,013	0,017	0,021	0,057	0,054	0,057
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$)	0,013	0,009	0,023	0,059	0,057	0,070
Datos de 1994	EMPRESAS EUROPEAS			EMPRESAS ESPAÑOLAS		
Tecnología	C_{110}	C_{111}	C_{112}	C_{110}	C_{111}	C_{112}
CES	0,036	0,032	0,048	0,059	0,055	0,071
CES ($b_1+b_2=1$)	0,017	0,013	0,029	0,046	0,042	0,057
Cobb-Douglas	0,019	0,015	0,025	0,059	0,055	0,069
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$)	0,020	0,017	0,030	0,063	0,060	0,073

Como se desprende de la tabla anterior, el cambio técnico medio ha sido positivo, obteniéndose valores semejantes según que la estimación haya sido realizada con datos de 1991 o con datos de 1994. Quizás, caben destacar ciertas diferencias en el caso de los modelos Cobb-Douglas, en los que puede observarse que el cambio técnico ha sido mayor con datos de 1994. Por otra parte, hemos de destacar que las empresas españolas presentan en todos los casos un cambio técnico superior al de las empresas europeas. Es decir, la estructura de inputs favorece una mayor tasa de cambio técnico en las empresas españolas por encima de la media europea.

Conocida la existencia de cambio técnico vamos a analizar la naturaleza de éste; es decir queremos comprobar si el mismo es neutral con respecto a la relación de capital trabajo, con lo que podremos conocer si se da un mayor progreso técnico en las empresas con una mayor intensidad de capital o bien con una mayor intensidad de trabajo. En este caso hemos estimado mediante (mco) la función siguiente:

$$\dot{C}_i = b_0 + b_1(V_{1i}/V_{2i}) + e_i.$$

Si el coeficiente de regresión b_1 , fuese positivo y significativo nos indicaría que se obtiene mayor progreso técnico en empresas con mayor dotación de capital por trabajador, si dicho coeficiente fuese negativo y significativo nos indicaría que se obtiene un mayor progreso técnico en empresas con menor intensidad de capital por trabajador.

El resultado de la estimación realizada sobre la expresión anterior muestra que el coeficiente de regresión es positivo y significativo, aunque con un valor extremadamente bajo, lo que nos dificulta su interpretación. Por esta razón hemos ensayado un nuevo ajuste, estimando la siguiente función semilogarítmica:

$$\dot{C}_i = b_0 + b_1 \ln(V_{1i}/V_{2i}) + e_i.$$

Los resultados obtenidos en la estimación de la expresión anterior, son presentados en la tabla 5.14.

Tabla 5.14

Cambio técnico y relación capital trabajo.

Modelo a estimar: $C_t = b_0 + b_1 \ln(V_{t,1}/V_{t,2}) + e_t$.						
Tecnología	b_0	b_1	t	R ² (%)	$\overline{C_{91}}$	$\overline{C_{94}}$
CES	-0,127	0,034	20,12	17,7	0,035	0,036
CES ($b_1+b_2=1$)	-0,146	0,034	23,1	21,9	0,017	0,017
Cobb-Douglas	-0,303	0,066	79,3	76,9	0,01	0,019
Cobb-Douglas ($b_1+b_2=1$)	-0,300	0,066	663,1	99,5	0,013	0,02

Nota: estadístico t significativo al nivel de riesgo del 1% o menos.

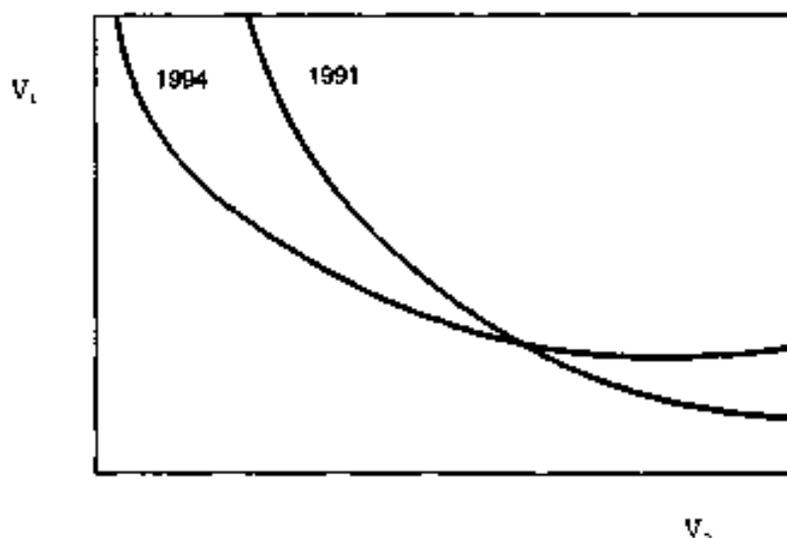
Aunque las estimaciones han sido realizadas asumiendo las tres distribuciones en el cálculo de la eficiencia (gamma, exponencial y seminormal), en la tabla anterior sólo han sido presentados los resultados correspondientes a la distribución gamma, ya que la única diferencia existente entre los resultados según las distintas estimaciones es el valor correspondiente a la constante. Como se desprende de la tabla anterior, podemos afirmar que existe correlación positiva entre el cambio técnico y la relación capital trabajo, y que el valor medio del cambio técnico ha sido positivo para todos los modelos, independientemente de si el cálculo ha sido realizado con datos de 1991 o con datos de 1994. También destacamos el hecho de que los modelos Cobb-Douglas presentan mejor ajuste estadístico que los modelos CES.

El esquema anterior puede sintetizarse en un gráfico en el que a partir de la representación de las isoquantas para 1991 y 1994, se observe un cambio técnico medio positivo, una relación creciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo

y un cambio técnico para el que la mayoría de empresas presentan un valor positivo*. La combinación de todo lo anterior queda plasmado en el gráfico 5.1.

Gráfico 5.1

Cambio técnico positivo, cambio técnico creciente en relación a capital/trabajo y mayoría de empresas con cambio técnico positivo. (Nivel global).



Con el fin de interpretar más fácilmente los resultados obtenidos, vamos a calcular la elasticidad del cambio técnico en relación a capital/trabajo, $E_{C/(V_1/V_2)}$, en el caso de la tecnología Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala que es la que ha proporcionado el mejor ajuste; es decir:

$$\dot{C} = -0,300 + 0,066 \cdot \ln(V_1/V_2).$$

En la expresión anterior, el cambio técnico crece con la relación capital trabajo aunque menos que proporcionalmente. El cambio técnico es negativo por debajo de relaciones capital trabajo correspondientes a 94,2 mil ecus de activo por empleado, lo que

* En concreto, en el caso Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala dicha mayoría representa un porcentaje de empresas del 60%.

nos lleva a admitir la existencia de elasticidad decreciente y negativa en dicho tramo. En el tramo restante, la elasticidad siempre es positiva aunque también decreciente con la relación capital trabajo. El valor de la elasticidad para una serie de relaciones capital trabajo, es presentado a continuación.

Tabla 5.15

Elasticidad del cambio técnico en relación a capital/trabajo.

$\dot{C} = -0,301 + 0,066 \cdot \ln(V_1/V_2)$	
V_1/V_2 (+)	$E_{\dot{C}/(V_1/V_2)}$
20,1	-0,647
54,6	-1,833
148,4	2,200
244,7	1,047
403,4	0,687
665,1	0,511

Nota: (+) = en miles de Ptas de activo por empleado.

Para 121,87 mil ecus de activo por empleado en el caso de las empresas europeas y para 242,9 mil ecus de activo por empleado en el caso de las empresas españolas, (valores correspondientes al valor medio de $\ln V_1 - \ln V_2$, respectivamente), obtenemos una elasticidad del cambio técnico en relación a capital/trabajo de 3,88 en las empresas europeas y de 1,05 en las españolas¹⁰.

También en el resto de modelos, el cambio técnico crece menos que proporcionalmente con la relación capital trabajo, obteniéndose

¹⁰ Por lo tanto, para esas relaciones respectivas capital trabajo, un incremento del 1% en la relación capital trabajo nos lleva a un incremento del cambio técnico del 3,88% en el caso de las empresas europeas y del 1,05% en caso de las empresas españolas.

valores negativos hasta cierta relación capital trabajo y positivos después. Concretamente, en el modelo CES ($b_1+b_2=1$), que es el que presenta mejor ajuste de entre los dos modelos CES, el cambio técnico es negativo para una relación capital trabajo por debajo de 73,26 mil ecus de activo por empleado. En este modelo, y para los valores medios de la relación capital trabajo, obtenemos una elasticidad del cambio técnico en relación a capital/trabajo de 1,965 para las empresas europeas y de 0,834 para las empresas españolas.

5.3.2. Cambio técnico por sector.

El cambio técnico por sector se estima a partir de los modelos de producción que fueron seleccionados mediante la contrastación de hipótesis y cuyos resultados fueron presentados en la tabla 4.15 y continuación. Dicha estimación es realizada asumiendo una distribución gamma para la eficiencia. En la tabla 5.16 y continuación se presenta la estimación semilogarítmica del cambio técnico en función de la relación capital trabajo, el valor medio del cambio técnico y el porcentaje de empresas con cambio técnico positivo o negativo.

De la observación de dicha tabla podemos destacar, por una parte, el elevado número de sectores con un R^2 próximo a la unidad y un coeficiente de regresión significativo al nivel de riesgo del 1% o menos y, por otra, la existencia de una mayoría de sectores en los que el cambio técnico es creciente con la relación capital trabajo.

Efectivamente, existen 28 sectores sobre un total de 46 en los que el coeficiente de regresión es positivo, aunque en 6 de ellos dicho coeficiente no es significativo al nivel de riesgo del 5%. De los 18 sectores restantes (aquellos sectores que presentan una relación decreciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo) solamente en uno de ellos el coeficiente de regresión obtenido no ha sido significativo al nivel de riesgo del 5%.

Tabla 5.16

Cambio técnico y relación capital-trabajo

N.º	SECTORES	$\hat{C}_i = b_0 + b_1 \ln(\hat{K}_{i,t} / \hat{L}_{i,t})$			$\overline{C_{0i}}$	$\overline{C_{1i}}$	POR (++)
		b_0	b_1	\bar{x}^2 (%)			
1	Minerales metálicos y carbón	-1,562	2,344*	99,4	0,371	0,107	64,2*
2	Gas y petróleo	-0,398	-0,044	99,8	-0,726	-0,721	100**
3	Minerales no metálicos	6,926	-1,753	96,6	-0,442	-0,397	69**
4	Construcción inmobiliaria	-0,625	0,122	99,8	-0,193	-0,18	100**
5	Construcción pesada	1,271	-0,279	95,4	0,016	-0,266	(***)
6	Construcción comercial	n.e.	n.e.	n.e.	0,544	0,527	100*
7	Alimentación y tabaco	-0,421	0,11	12,7	0,116	0,102	89,3*
8	Textil	0,217	0,014	99,9	0,096	0,10	100*
9	Otros productos textiles	-0,132	0,06	99,9	0,056	0,056	75*
10	Productos de la sadera	-2,559	0,592	94,3	0,213	0,214	75*
11	Muebles	-0,321	-0,042*	9,9	0,144	0,130	86,3*
12	Papel	-0,458	0,084	89,7	-0,027	-0,022	69,2**
13	Editorial e imprenta	0,551	-0,102	74,8	0,091	0,089	93,4*
14	Química	-0,459	0,117	43	0,056	0,083	79,6*
15	Refinerías	1,162	-0,211	99,8	-0,019	-0,0299	66,6**
16	Plástico y caucho	2,056	0,031*	5,2	0,356	0,356	100*
17	Cuero	0,358	-0,116	99,8	-0,107	-0,116	100**
18	Canteras, arcilla y vidrio	-1,232	0,226	43	-0,075	-0,062	51,1**
19	Transformación miner. metálicos	0,112	0,018	99,8	0,195	0,197	100*
20	Fabricación productos metálicos	-0,071	0,002*	0,1	-0,075	-0,046	58,6**
21	Equipo industrial informático	-0,422	0,106	99,4	0,059	0,066	55,3*
22	Equipo eléctrico y electrónico	-0,387	0,01	99,8	0,044	0,086	38*
23	Equipo de transporte	0,520	-0,095	99,8	0,03	0,061	94,4*
24	Instrumental diverso	-0,218	0,071	99,8	0,101	0,116	100*

Notas: n.e. = no estimado, ya que el número de casos no es mayor que el número de variables independientes más uno. (t) = coeficiente no significativo según el estadístico t al nivel de riesgo del 5% o menos. (++) = porcentaje de empresas con cambio técnico positivo (*) o negativo (**). (***) = cambio técnico indefinido.

Tabla 5.16 (continuación).

Cambio técnico y relación capital-trabajo

Núm.	SECTOR	$\hat{C}_i = b_0 + b_1 \ln(V_{i,t}/V_{i,t-1})$			\bar{C}_{0i}	\bar{C}_{1i}	POR (**)
		b_0	b_1	R ² (%)			
25	Industrias manufactur. varias	-0,371	0,202	99,8	0,224	0,098	100*
26	Transporte terrestre	-0,215	0,254	99,8	0,397	0,616	66*
27	Transporte marítimo	-0,219	0,073	99,8	0,173	0,164	100*
28	Transporte aéreo	0,212	-0,246	99,8	-0,631	-0,64	100**
29	Autopistas	1,526	-0,444	99,8	-0,741	-0,670	100**
30	Comunicaciones	-0,805	0,195	99,8	0,257	0,254	100*
31	Agua, gas y electricidad	0,759	-0,1	99,3	0,154	0,129	93,1*
32	Mayoristas bienes duraderos	0,387	-0,071	99,2	0,063	0,251	92,6*
33	Mayoristas bienes no duraderos	-0,558	0,112	99,1	-0,019	-0,209	51**
34	Materia de construcción	-4,714	1,039	92,6	-0,119	-0,693	51**
35	Grandes almacenes	-1,816	0,424	99,2	-0,138	-0,076	75**
36	Supercorredores	0,453	-0,044	99,2	0,263	0,262	100*
37	Estaciones de servicio	0,007	-0,029	99,8	-0,128	-0,11	100**
38	Almacenes textiles	-1,99	0,466	44,4	-0,078	-0,067	60**
39	Almacenes de muebles	6,813	-1,527	81	-0,045	-0,094	66,6**
40	Restaurantes	-0,311	0,121	49,7	0,076	0,071	60*
41	Minoristas	-0,076	0,015*	0,4	-0,021	0,006	(***)
42	Hotels	-2,377	0,397	51,6	-0,659	-0,21	71,4**
43	Servicios personales	0,453	-0,025	99,8	0,297	0,291	100*
44	Servicios empresariales	-0,317	0,05	99,6	-0,006	-0,005	91,1**
45	Talleres automoción y parkings	0,017	-0,063	99,9	-0,023	-0,022	100**
46	Sanidad, educación y ocio	-0,124	0,141*	10,8	0,042	0,033	91,3*
47	Servicios de ingeniería	1,459	-0,443	97,8	-0,373	-0,165	92,1**

Notas: n.e. = no estimado, ya que el número de casos no es mayor que el número de variables independientes más uno. (*) = coeficiente no significativo según el estadístico t al nivel de riesgo del 5% o menos. (**) = porcentaje de empresas con cambio técnico positivo (*) o negativo (**). (***) = cambio técnico indefinido.

El cambio técnico ha sido positivo en 25 sectores, negativo en 20 e indefinido en 2. Los sectores con un mayor cambio técnico positivo han sido los de Construcción Comercial, Servicios Personales, Supermercados, Comunicaciones, Productos de la Madera, Transformación Minerales Metálicos, Transporte Marítimo, y Agua Gas y Electricidad. Por el contrario, sectores como los de Autopistas, Gas y Petróleo, Hoteles y Minerales no Metálicos han tenido el mayor cambio técnico negativo.

En los sectores con mayor peso específico, Alimentación y Tabaco, Canteras, Arcilla y Vidrio, Equipo Industrial e Informático, Equipo Eléctrico y Electrónico, Agua, Gas y Electricidad, y Servicios Empresariales, el cambio técnico crece con la relación capital trabajo exceptuando el sector de Agua, Gas y Electricidad; siendo positivo en todos los sectores menos en el de Canteras, Arcilla y Vidrio, y Servicios Empresariales. En la tabla 5.17 se presentan algunas de las principales características del cambio técnico en relación a dichos sectores.

Tabla 5.17

Elasticidad del cambio técnico en relación a capital/trabajo.

Sector	$V_1/V_2(+)$	$(\exp)\ln(V_1/V_2) (++)$	$E_{C/(V_1/V_2)} (*)$
Alimentación y tabaco	46,7	130,3	0,976
Canteras, arcilla y vidrio	194,8	143,4	-3,264
Equipo industrial e informático	53,5	94,4	1,765
Equipo eléctrico y electrónico	18,1	80,2	0,673
Agua, gas y electricidad	1978,3	484,9	-0,711
Servicios empresariales	67,5	62,4	-12,66

Notas: (+) = miles de euros de activo/empleo que anula el cambio técnico en $C_1 = b_0 + b_1 \cdot \ln(V_1/V_2)$. (++) = miles de euros de activo/empleo correspondiente al valor medio de $\ln(V_1/V_2)$. (*) = elasticidad de los valores de la segunda columna.

En los sectores anteriores, la elasticidad del cambio técnico en relación al capital/trabajo es siempre decreciente, aunque con valores negativos para relaciones capital trabajo por debajo del valor que anula el cambio técnico, y positivos para relaciones capital trabajo por encima de dicho valor¹¹.

Los resultados obtenidos en las tablas 5.16 y continuación nos definen una serie de casos que se corresponden con las distintas combinaciones posibles entre el valor positivo o negativo del cambio técnico medio, el tipo de relación entre el cambio técnico y la relación capital trabajo, y el valor positivo o negativo del cambio técnico para la mayoría o para la totalidad de empresas. Estos casos son definidos a continuación:

Caso A: Cambio técnico positivo. Cambio técnico creciente con la relación capital trabajo. Mayoría de empresas con cambio técnico positivo.

Caso B: Cambio técnico positivo. Cambio técnico creciente con la relación capital trabajo. Todas las empresas con cambio técnico positivo.

Caso C: Cambio técnico positivo. Cambio técnico decreciente con la relación capital trabajo. Mayoría de empresas con cambio técnico positivo.

Caso D: Cambio técnico positivo. Cambio técnico decreciente con la relación capital trabajo. Todas las empresas con cambio técnico positivo.

Caso E: Cambio técnico negativo. Cambio técnico decreciente con la relación capital trabajo. Mayoría de empresas con cambio técnico negativo.

Caso F: Cambio técnico negativo. Cambio técnico decreciente con la relación capital trabajo. Todas las empresas con cambio

¹¹ En realidad, dicho valor forma una asíntota.

técnico negativo.

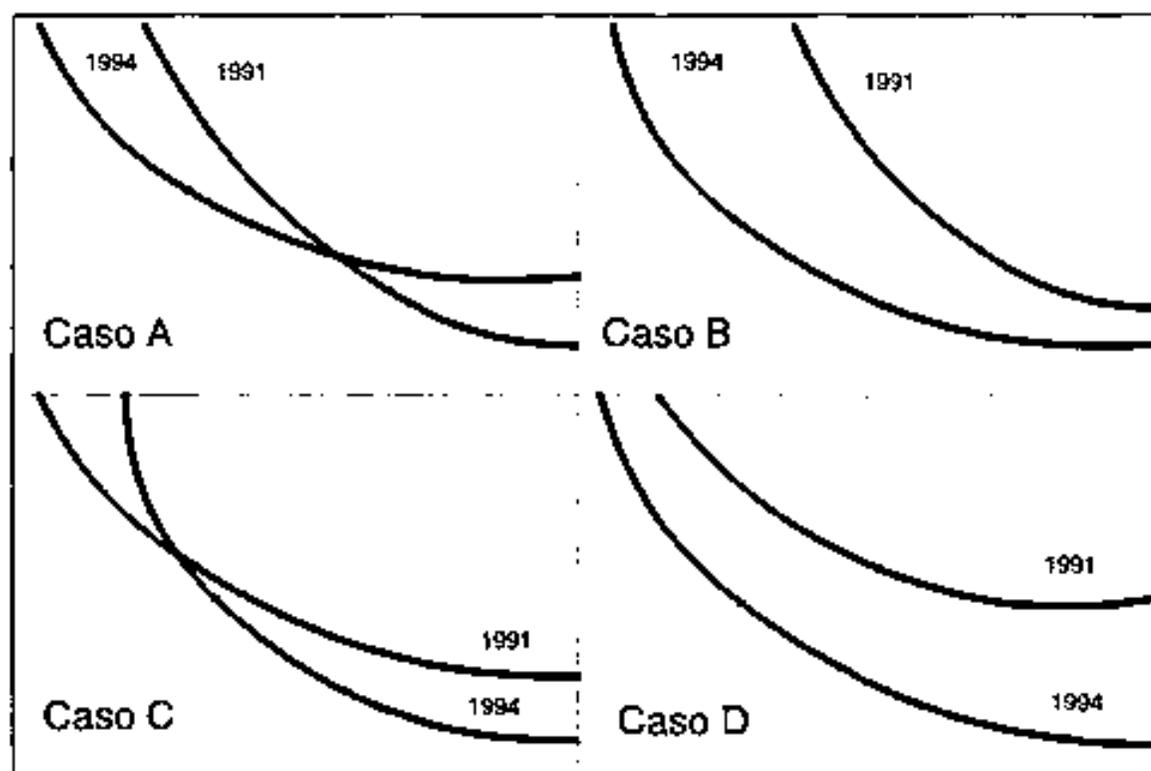
Caso G: Cambio técnico negativo. Cambio técnico creciente con la relación capital trabajo. Mayoría de empresas con cambio técnico negativo.

Caso H: Cambio técnico negativo. Cambio técnico creciente con la relación capital trabajo. Todas las empresas con cambio técnico negativo.

Representando las isocuantas para 1991 y 1994, y teniendo en cuenta los valores de las variables anteriores, observamos cada uno de estos casos en los gráficos 5.2.a y 5.2.b.

Gráfico 5.2.a

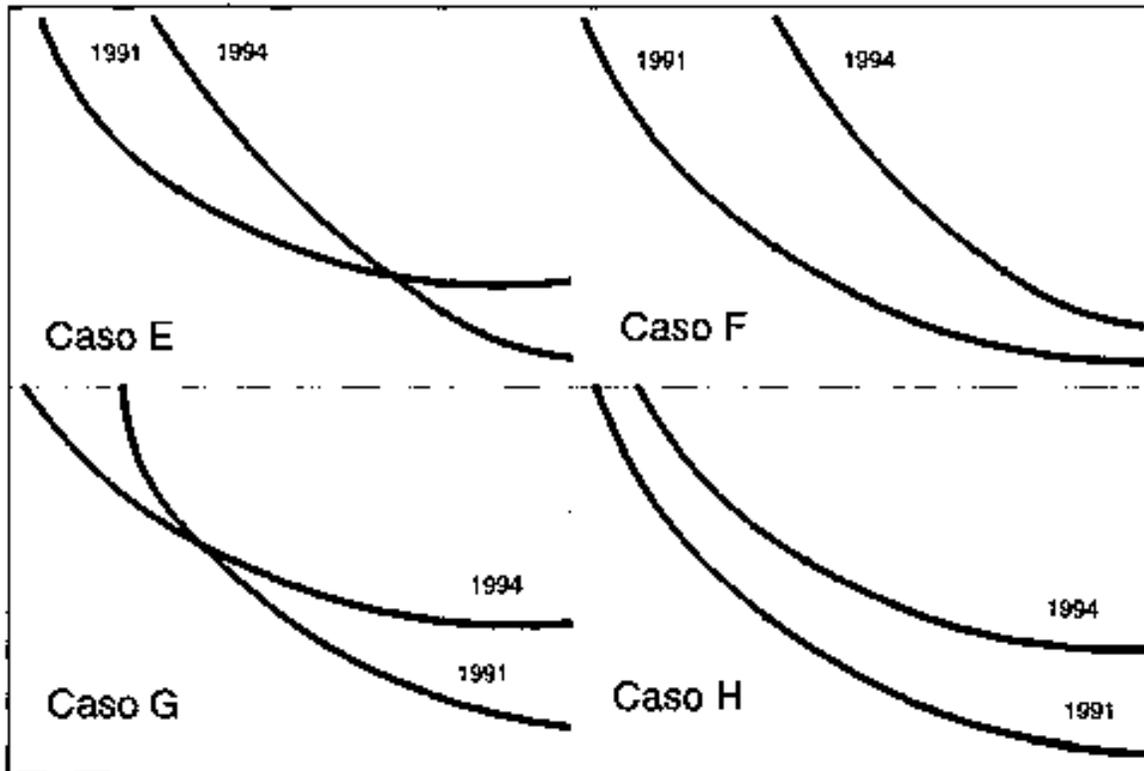
Cambio técnico positivo, cambio técnico en relación a capital/trabajo y proporción de empresas con cambio técnico positivo.



Nota: en cada caso, el capital viene representado en el eje de ordenadas y el trabajo en el de abscisas.

Gráfico 5.2.b

Cambio técnico negativo, cambio técnico en relación a capital/trabajo y proporción de empresas con cambio técnico negativo.



Nota: en cada caso, el capital viene representado en el eje de ordenadas y el trabajo en el de abscisas.

Mientras que en el gráfico 5.2.a se recogen las diferentes combinaciones con cambio técnico positivo, en el gráfico 5.2.b se recogen las correspondientes combinaciones con cambio técnico negativo. Por otra parte señalamos que, por tratarse de gráficos estándar, el área correspondiente a la proporción de empresas con cambio técnico positivo o negativo guarda relación con el signo final del cambio técnico pero no con la proporción real de empresas con un determinado cambio técnico positivo o negativo.

Relacionando los distintos casos con los resultados obtenidos en la tabla 5.16 y continuación, asociamos el caso correspondiente a cada sector. La correspondencia entre cada caso y sector puede observarse en la tabla 5.18 y continuación.

Tabla 5.18

Cambio técnico neto, signo de la relación funcional entre cambio técnico y capital/trabajo y proporción de empresas con cambio técnico positivo o negativo.

Núm.	SECTORES	CASO							
		A	B	C	D	E	F	G	H
1	Minerales azúlicos y carbón	*							
2	Gas y petróleo						*		
3	Minerales no metálicos					†			
4	Construcción inmobiliaria								†
5	Construcción pesada (*)								
6	Construcción comercial (**)								
7	Alimentación y tabaco	†							
8	Textil		†						
9	Otros productos textiles	†							
10	Productos de la madera	†							
11	Muebles			†					
12	Papel							†	
13	Editorial e imprenta			†					
14	Química	*							
15	Refinerías					†			
16	Plástico y caucho		†						
17	Cuero						†		
18	Certeras, arcilla y vidrio							†	
19	Transformación miner. metálicos		†						
20	Fabricación productos metálicos							†	
21	Equipo industrial e intermedio	†							
22	Equipo eléctrico y electrónico	†							
23	Equipo de transporte			†					
24	Instrumental diverso		†						

Notas: (*) = cambio técnico indefinido, ya que con datos de 1991 dicho cambio es positivo mientras que con datos de 1994 es negativo. (**) = no estimada la relación, ya que el número de casos no es mayor que el número de variables independientes más uno.

Tabla 5.15 (continuación)

Cambio técnico según signo de la relación funcional entre capital técnico y capital/trabajo y proporción de empresas con cambio técnico positivo o negativo.

Núm.	SECTOR	CISO							
		A	B	C	D	E	F	G	H
25	Industrias manufactureras varias		*						
26	Transporte terrestre	+							
27	Transporte marítimo		*						
28	Transporte aéreo						+		
29	Autopistas						+		
30	Comunicaciones		+						
31	Agua, gas y electricidad			+					
32	Mayoristas bienes duraderos	+							
33	Mayoristas bienes no duraderos							+	
34	Materiales de construcción							+	
35	Grandes almacenes							*	
36	Supermercados				+				
37	Estaciones de servicio						+		
38	Almacenes textiles							+	
39	Almacenes de muebles					+			
40	Restaurantes	+							
41	Minoristas (+)								
42	Hoteles							+	
43	Servicios personales				+				
44	Servicios empresariales							*	
45	Talleres automoción y parkings						+		
46	Salud, educación y ocio	+							
47	Servicios de Ingeniería					+			
	TOTAL	11	7	4	2	4	6	9	1

Nota: (+) = cambio técnico indefinido, ya que con datos de 1991 dicho cambio es negativo mientras que con datos de 1994 es positivo.

De las dos tablas anteriores podemos extraer las siguientes conclusiones:

a) Como era de esperar el caso A es el que aparece en más sectores, un total de 11; lo que concuerda con los resultados obtenidos a nivel global. También el caso B aparece en varios sectores, en concreto en 7. Ambos casos se distinguen por la existencia de un cambio técnico positivo y una relación creciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo. Estos dos casos se distribuyen preferentemente entre los sectores típicamente industriales, tales como los de Química, Equipo Industrial e Informático, Equipo Eléctrico y Electrónico, Transporte Terrestre, Transformación Minerales Metálicos e Instrumental Diverso.

b) También aparecen varios sectores en el caso G, el cual tiene cambio técnico negativo y relación creciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo. En total son 9 los sectores, encuadrados en diversos sectores manufactureros y de servicios.

c) Con cambio técnico negativo y con relación decreciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo, situación correspondiente a los casos E y F, aparecen 10 sectores; los cuales caben ser encuadrados en actividades industriales básicas (Minerales no Metálicos, Refinerías y, Gas y Petróleo) y de servicios (Autopistas, Transporte Aéreo y Estaciones de Servicio).

5.3.3. Descomposición de la tasa de variación del output a nivel global.

Al haberse estimado por separado las funciones de producción de cada año (1991 y 1994, respectivamente), aparte de cuantificar el cambio técnico y su sesgo, también es posible plantear una descomposición que explique el crecimiento del nivel de output entre los dos años objeto de análisis.

En efecto, como ya quedó apuntado en el apartado 3.4.3 del capítulo 3, con la base de datos que se dispone y las diferentes funciones de producción ajustadas, la variación del nivel de output de cada empresa puede relacionarse con los tres factores claramente diferenciados:

a) ESE (variación en el output por cambio en el nivel de eficiencia). Esta tasa recoge el impacto en el output debido al cambio en los niveles de eficiencia relativas a los dos periodos considerados. De esta forma, una empresa que haya hecho esfuerzos para reducir sus ineficiencias y lo haya conseguido, se encontrará en el año 1994 más cerca de la frontera que en el año 1991. Esta situación, precisamente, quedará reflejada en un índice de variación de la eficiencia positivo. En otras palabras, el índice de variación de la eficiencia nos muestra cuál es el incremento en el nivel de output que una empresa ha conseguido al lograr un acercamiento a los niveles potenciales que le marcan las sucesivas funciones de producción frontera, todo ello neutralizando o aislando otros factores tales como el cambio técnico que puede inducir un nuevo sistema de fabricación o de organización, o bien el mero incremento en el nivel de inputs que se consume.

Este índice se ve favorecido cuando se generaliza y difunde entre las empresas el uso de técnicas que consiguen obtener el máximo rendimiento posible de la tecnología disponible debido a mejoras en la formación del personal, efecto aprendizaje, organización adecuada, etc., aunque también puede deberse a situaciones en las cuales a una empresa que ha invertido en actividades de I+D le es imposible, con el paso del tiempo, restringir a otras empresas el uso de un determinado descubrimiento¹².

b) C (variación en el output por cambio técnico). Esta tasa explica qué parte de la variación del output se debe a un cambio

¹² La literatura ha usado diferentes términos para definir este concepto, entre ellos destacan: "catching-up effect" y "Spillover effect of R+D". Ver, por ejemplo, Griliches (1979).

en la tecnología disponible. En otros términos, las innovaciones y mejoras en el uso de la tecnología realizadas por las empresas que configuran la frontera eficiente tenderán a mejorar la propia frontera con el paso del tiempo, incrementando así el límite de las posibilidades de producción conocido hasta el momento. De entre los factores que explican un cambio técnico positivo encontraríamos los cambios organizativos (reingeniería de procesos) de las empresas eficientes y también una posible innovación fruto de las actividades de I+D. Por otra parte una tasa de variación del cambio técnico negativa (situación factible ya que no se ha incluido ninguna restricción al respecto) sería asimilable a una situación de "amnesia tecnológica" provocada, por ejemplo, por la incapacidad de mantener el nivel de formación del capital humano o bien por el deterioro en la eficacia del sistema de organización.

Dado que la tasa de variación de la eficiencia indica movimientos respecto a la frontera y la tasa de variación del cambio técnico representa los cambios de la propia frontera, podría postularse que, a corto plazo, tasas de variación del cambio técnico positivas irían acompañadas de tasas de variación de la eficiencia de signo opuesto; es decir en la medida que las empresas eficientes muevan la frontera, la posición de aquellas empresas que aparecen como ineficientes inevitablemente se verá empeorada.

Esta situación tenderá a quedar mitigada a medio plazo, especialmente si se presentan efectos similares a las anteriormente denominados "catching-up effect" y "Spillover effect on R+D".

c) \dot{C} (variación en el output por movimientos en los niveles de inputs que se utilizan). Esta tasa recoge qué incremento en el nivel del output representará una variación en el nivel de inputs que se utiliza; para su evaluación se toman valores frontera que dejan aislados factores relativos a niveles de ineficiencia y de cambio técnico.

De esta forma vamos a analizar el comportamiento de la tasa de de variación del output Q y de sus componentes, ESE (crecimiento por mejora de eficiencia), C (crecimiento por cambio técnico) y V (crecimiento por consumo de inputs) según las distintas tecnologías y clases de eficiencia dada la escala, ESE, $\gamma_{(g)}$, exponencial, $_{(e)}$ y seminormal, $_{(s)}$. En las tablas 5.19.a y 5.19.b se presentan los resultados obtenidos, deduciéndose que:

Tabla 5.19.a

Tasa de variación del output Q y de sus componentes, ESE (crecimiento por mejora de eficiencia), C (crecimiento por cambio técnico) y V (crecimiento por consumo de inputs). Empresas Europeas. (Valores medios).

Tecnología (+)	Q	ESE _g	ESE _e	ESE _s	C _g	C _e	C _s	V _g	V _e	V _s
CES	0,155	-0,076	0,027	-0,177	0,195	0,303	0,194	0,033	0,025	0,011
CES (b ₁ +b ₂ =1)	0,155	-0,045	0,043	-0,141	0,169	0,281	0,159	0,034	0,026	0,019
Cobb-Douglas	0,155	0,120	0,178	0,051	0,176	0,131	0,211	0,065	0,046	0,069
Cobb-Douglas (b ₁ +b ₂ =1)	0,155	0,095	0,151	0,026	0,179	0,149	0,251	0,061	0,046	0,071
Tecnología (++)	Q	ESE _g	ESE _e	ESE _s	C _g	C _e	C _s	V _g	V _e	V _s
CES	0,155	-0,076	0,027	-0,177	0,293	0,225	0,158	0,132	0,101	0,151
CES (b ₁ +b ₂ =1)	0,155	-0,048	0,043	-0,141	0,267	0,201	0,142	0,135	0,106	0,156
Cobb-Douglas	0,155	0,120	0,177	0,051	0,152	0,113	0,203	0,081	0,065	0,095
Cobb-Douglas (b ₁ +b ₂ =1)	0,155	0,095	0,158	0,026	0,171	0,125	0,229	0,087	0,069	0,1

Notas: tasas de variación para el período 1994-1991 expresadas en tanto por uno. (+) = cuantificación del cambio técnico a partir de datos de 1991. (++) = cuantificación del cambio técnico a partir de datos de 1994.

a) La tasa media de variación del output ha sido siempre positiva, siendo más elevada para el conjunto de empresas europeas que para el conjunto de empresas españolas.

b) La tasa media de variación del cambio técnico ha sido siempre superior a la tasa media de variación en el consumo de inputs. Dichas tasas siempre han sido mayores en las empresas europeas que en las empresas españolas.

Tabela 5.19.b

Tasa de variación del output Q y de sus componentes, ESE (crecimiento por mejora de eficiencia), C (crecimiento por cambio tecnológico) y V (crecimiento por consumo de insumos). Empresas Españolas. (Valores medios).

Tecnología (+)	Q	ESE_q	ESE_m	ESE_u	C_q	C_m	C_u	V_q	V_m	V_u
CES	0,001	-0,118	-0,085	-0,160	0,093	0,067	0,131	0,026	0,02	0,03
CES ($b_1+b_2=1$)	0,001	-0,095	-0,068	-0,131	0,07	0,049	0,102	0,026	0,02	0,03
Cobb-Douglas	0,001	-0,117	-0,087	-0,155	0,09	0,066	0,124	0,029	0,022	0,032
Cobb-Douglas ($\lambda_1+\lambda_2=1$)	0,001	-0,127	-0,095	-0,166	0,099	0,073	0,133	0,029	0,023	0,034
Tecnología (++)	Q	ESE_q	ESE_m	ESE_u	C_q	C_m	C_u	V_q	V_m	V_u
CES	0,001	-0,119	-0,086	-0,160	0,096	0,069	0,134	0,024	0,018	0,027
CES ($b_1+b_2=1$)	0,001	-0,095	-0,069	-0,131	0,069	0,049	0,1	0,029	0,022	0,032
Cobb-Douglas	0,001	-0,117	-0,087	-0,156	0,093	0,066	0,139	0,025	0,012	0,033
Cobb-Douglas ($\lambda_1+\lambda_2=1$)	0,001	-0,127	-0,095	-0,166	0,108	0,073	0,144	0,02	0,016	0,033

Notas: tasas de variación para el periodo 1994-1991 expresadas en tanto por uno. (+) = cuantificación del cambio técnico a partir de datos de 1991. (++) = cuantificación del cambio técnico a partir de datos de 1994.

c) Las tasas medias de variación de la eficiencia han sido positivas en los modelos Cobb-Douglas y negativas en los modelos CES, a excepción de este último caso en la asunción exponencial. En el caso de las empresas españolas dichas tasas de variación de la eficiencia siempre han sido negativas, lo que nos confirma la pérdida de eficiencia relativa por parte de la empresa española.

Los resultados obtenidos en las dos tablas anteriores pueden ser representados gráficamente a partir de una "hipotética" función de producción frontera y de la observación "promedio", para cada año. Así, mientras que para la empresa europea se dan los casos representados en los gráficos 5.3.a y 5.3.b (definidos posteriormente como casos A y B, respectivamente), para la empresa española sólo se da el caso representado en el gráfico 5.3.b (definido posteriormente como caso B).

Gráfico 5.3.a

Tasas de variación del output, eficiencia, cambio técnico y consumo de inputs positivas.

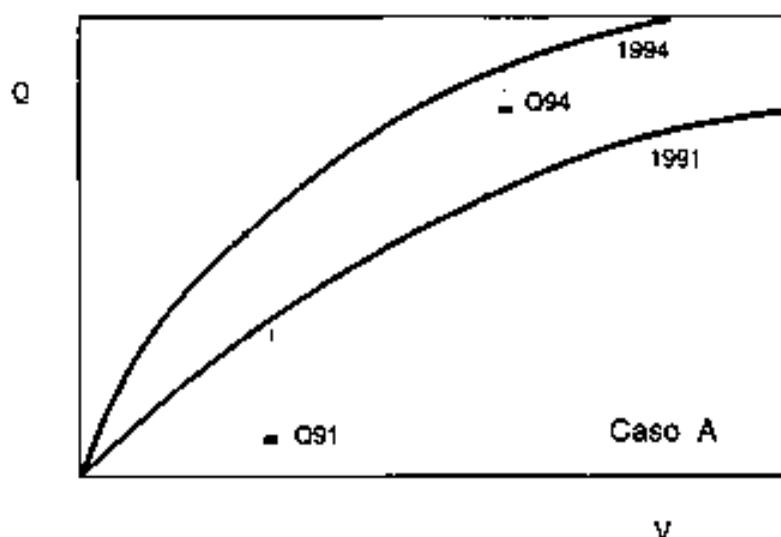
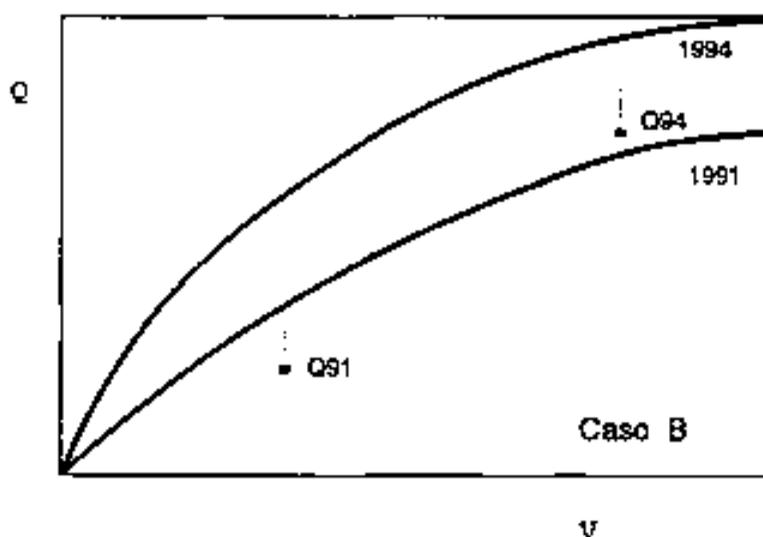


Gráfico 5.3.b

Tasas de variación del output, cambio técnico y consumo de inputs positivas, y tasa de variación de la eficiencia negativa.



El caso A se caracteriza por la existencia de tasas de variación del output, eficiencia, cambio técnico y consumo de inputs, positivas y el caso B por tasas de variación del output, cambio

técnico y consumo de inputs positivas y tasa de variación de la eficiencia negativa. Utilizando la simbología propuesta anteriormente, estos casos se definen de la forma siguiente:

Caso A: $\dot{Q}, \dot{ESE}, \dot{C}, \dot{V} > 0$.

Caso B: $\dot{Q}, \dot{C}, \dot{V} > 0$ y $\dot{ESE} < 0$.

5.3.4. Descomposición de la tasa de variación del output por sector.

Los datos que aparecen de la tabla 5.20 y continuación han sido obtenidos asumiendo una distribución gamma en el cálculo de la eficiencia.

En 40 de los 47 sectores analizados la tasa media de variación del output ha sido positiva, destacando sectores como los de Gas y Petróleo⁴³, Construcción Inmobiliaria, Muebles, Productos de la Madera, Transformación Minerales Metálicos, y Sanidad, Educación y Ocio. En sentido contrario, presentan una tasa media de variación del output negativa sectores como los de Construcción Comercial y Cuero.

La tasa de variación de la eficiencia ha sido negativa en 29 de los 47 sectores. Con una tasa de variación de la eficiencia positiva, destacan los sectores de Gas y Petróleo, Construcción Inmobiliaria, Autopistas y Servicios de Ingeniería. Por el contrario, los sectores de Construcción Comercial, Supermercados, Muebles, Comunicaciones, y Minerales Metálicos y Carbón, presentan una importante tasa de variación negativa de la eficiencia.

⁴³ En dicho sector se obtienen tasas de variación fuera de lo normal debido a la existencia de la empresa Midland & Scottish Resources PLC, la cual tuvo un crecimiento espectacular en el output que no vino acompañado por el correspondiente aumento de los inputs. Si excluimos dicha empresa, las tasas de variación, según sean datos de 1991 o de 1994 son, respectivamente, -0,162; 1,258; -1,268; -0,152 y -0,162; 1,258; -1,156; -0,264.

Tabla 5.20

Descomposición de la tasa de variación del output (cálculo de la eficiencia a partir de una distribución central).

Núm.	SECTOR	Q	Datos 1991 (*)			Datos 1994 (**)		
			ESE	C	V	ESE	C	V
1	Minerales metálicos y carbón	0,126	-0,357	0,905	-0,321	-0,297	0,522	-0,049
2	Gas y petróleo	12,91	197,2	-76,3	-16,99	107,8	-61,85	-31,04
3	Minerales no metálicos	-0,096	-0,124	-0,06	0,086	-0,124	-0,021	0,047
4	Construcción inmobiliaria	0,596	0,76	-0,159	0,197	0,760	-0,430	0,268
5	Construcción pesada	3,138	-0,086	0,063	0,163	-0,086	-0,109	0,313
6	Construcción comercial	-0,47	-1,026	0,98	-0,424	-1,026	0,726	-0,17
7	Alimentación y tabaco	0,072	-0,297	0,257	0,113	-0,251	0,222	0,141
8	Textil	-0,006	-0,125	0,140	-0,021	-0,125	0,140	-0,021
9	Otros productos textiles	0,186	-0,114	0,071	0,227	-0,114	0,071	0,227
10	Productos de la madera	0,409	-0,214	0,568	0,055	-0,214	0,461	0,160
11	Muebles	0,537	-0,638	0,217	0,928	-0,638	0,265	0,660
12	Papel	0,045	0,056	-0,035	0,022	0,056	-0,036	0,023
13	Editerial e imprenta	0,301	-0,13	0,112	0,299	-0,130	0,150	0,271
14	Química	0,271	-0,157	0,089	0,339	-0,157	0,159	0,269
15	Refinerías	0,156	-0,027	0,012	0,171	-0,027	-0,014	0,190
16	Plástico y caucho	0,119	-0,02	0,072	0,067	-0,02	0,076	0,061
17	Cuero	-0,209	0,125	-0,129	-0,206	0,125	-0,102	-0,226
18	Canteras, arcilla y vidrio	0,025	0,101	-0,014	-0,031	0,101	-0,032	-0,044
19	Transformación miner. metálicos	0,344	0,018	0,315	0,013	0,018	0,318	0,006
20	Fabricación productos metálicos	0,04	0,044	-0,062	0,058	0,044	-0,071	0,017
21	Equipo industrial informático	0,053	-0,053	0,088	0,021	-0,053	0,087	0,024
22	Equipo eléctrico y electrónico	0,079	0,005	0,072	0,002	0,005	0,074	0,006
23	Equipo de transporte	-0,021	-0,053	0,114	-0,092	-0,053	0,059	-0,057
24	Instrumental diverso	0,173	-0,095	0,127	0,141	-0,095	0,161	0,107

Nota: tasas de variación para el período 1991-1991 y expresadas en tanto por uno. (*) = cuantificación del cambio técnico a partir de datos de 1991. (**) = cuantificación del cambio técnico a partir de datos de 1994.

Tabla 5.20 (continuación)

Descomposición de la tasa de variación del output (incluido de la eficiencia a partir de una distribución ganral.

N.º	SECTOR	Q	Datos 1991			Datos 1994		
			ESE	C	T	ESE	C	T
25	Industrias manufact. varias	0,081	-0,102	0,166	-0,001	-0,102	0,140	0,043
26	Transporte terrestre	0,001	0,042	0,024	-0,035	0,062	0,002	-0,064
27	Transporte marítimo	0,034	-0,176	0,269	-0,000	-0,176	0,285	-0,075
28	Transporte aéreo	0,224	0,304	-0,044	0,004	0,194	-0,057	0,037
29	Autopistas	0,516	0,415	-0,761	0,862	0,415	-1,16	1,241
30	Comunicaciones	0,092	-0,156	0,47	-0,012	-0,165	0,517	-0,055
31	Agua, gas y electricidad	0,172	-0,151	0,156	-0,032	-0,151	0,217	0,044
32	Mayoristas bienes duraderos	0,273	-0,019	0,101	0,189	-0,019	0,092	0,200
33	Mayoristas bienes no duraderos	0,120	-0,199	-0,016	0,535	-0,199	-0,01	0,529
34	Materia de construcción	0,225	0,19	-0,001	0,118	0,190	-0,059	0,094
35	Grandes almacenes	0,157	0,160	-0,001	0,098	0,160	-0,004	0,101
36	Supermercados	0,05	-0,724	0,477	0,007	-0,724	0,563	0,221
37	Estaciones de servicio	-0,094	0,170	-0,032	-0,082	0,170	-0,165	-0,099
38	Almacenes textiles	0,110	0,146	-0,001	-0,015	0,146	-0,102	0,066
39	Almacenes de muebles	-0,005	-0,177	-0,006	0,197	-0,177	-0,095	0,216
40	Restaurantes	0,284	-0,027	0,106	0,195	-0,027	0,073	0,238
41	Minoristas	0,251	-0,200	-0,001	0,452	-0,200	0,046	0,405
42	Hoteles	0,068	0,287	-0,49	0,271	0,257	-0,491	0,272
43	Servicios personales	0,098	-0,125	0,414	-0,261	-0,125	0,389	-0,166
44	Servicios empresariales	0,145	0,075	0,000	0,059	0,075	0,011	0,056
45	Talleres automoción y parkings	0,193	-0,201	-0,019	0,473	-0,201	-0,053	0,467
46	Sanidad, educación y ocio	0,124	-0,076	0,288	0,112	-0,076	0,163	0,217
47	Servicios de ingeniería	0,196	0,409	-0,459	0,256	0,409	-0,418	0,205

Nota: tasas de variación para el periodo 1994-1991 y expresadas en tanto por uno. (*) = cuantificación del cambio técnico a partir de datos de 1991, (**) = cuantificación del cambio técnico a partir de datos de 1994.

La tasa de variación del cambio técnico ha sido positiva en 28 de los 47 sectores, destacando los sectores de Construcción Comercial, Productos de la Madera, Minerales Metálicos y Carbón, Servicios Personales, Supermercados y Comunicaciones. Por el contrario, sectores como los de Gas y Petróleo, Autopistas, Hoteles y Servicios de Ingeniería, presentan una tasa de variación del cambio técnico negativa.

En 32 y 35 de los 47 sectores (con datos de 1991 y 1994, respectivamente) aparecen tasas de variación positivas en el consumo de inputs, destacando los sectores de Muebles, Autopistas, Mayoristas Bienes no Duraderos, Talleres de Automoción y Parkings, y Minoritas. Por el contrario, sectores como los de Gas y Petróleo, Construcción Comercial, Servicios Personales y Cuero, presentan tasas de variación negativa.

Combinando los distintos valores obtenidos en la tabla anterior (cuantificando el cambio técnico con datos de 1991), obtenemos una serie de casos, los cuales, a partir de la representación gráfica de una "hipotética" función de producción frontera con rendimientos decrecientes a escala y de la observación "promedio" para cada año, son representados en los gráficos 5.4.a y 5.4.b. Dichos casos son definidos de la forma siguiente:

Caso A: $\dot{Q}, \dot{ESE}, \dot{C}, \dot{V} > 0$.

Caso B: $\dot{Q}, \dot{C}, \dot{V} > 0$ y $\dot{ESE} < 0$.

Caso C: $\dot{Q}, \dot{ESE}, \dot{V} > 0$ y $\dot{C} < 0$.

Caso D: $\dot{Q}, \dot{V} > 0$ y $\dot{C}, \dot{ESE} < 0$.

Caso E: $\dot{Q}, \dot{C} > 0$ y $\dot{ESE}, \dot{V} < 0$.

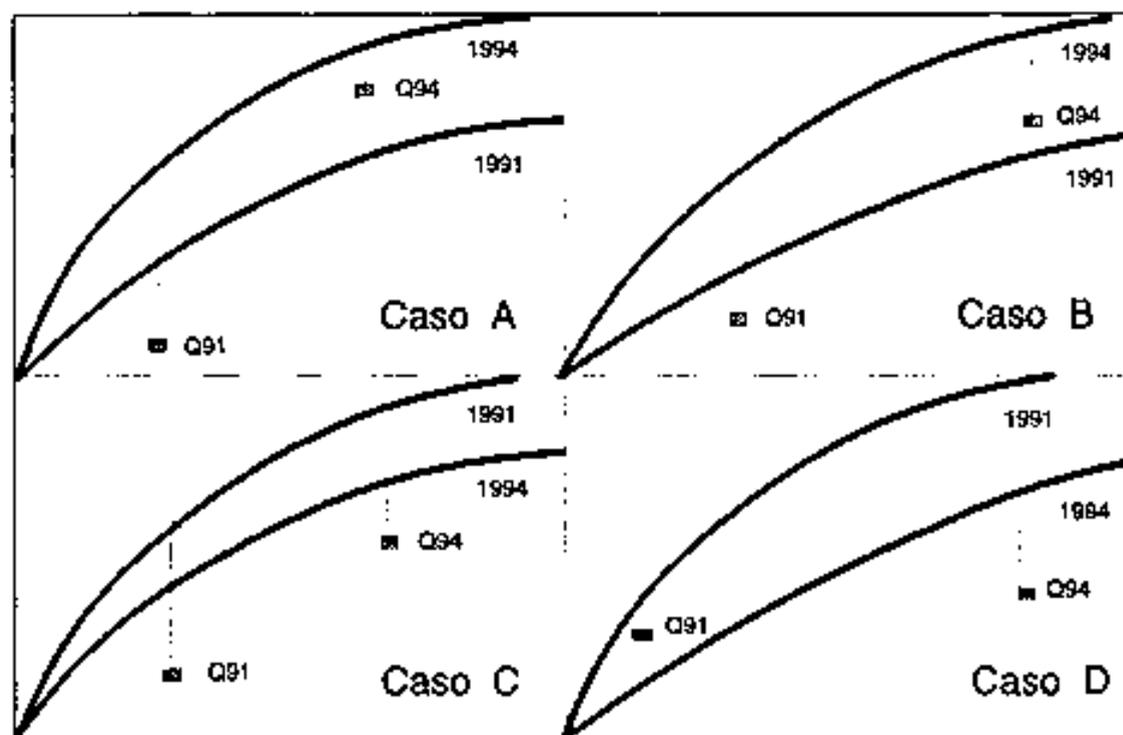
Caso F: $\dot{Q}, \dot{ESE} > 0$ y $\dot{C}, \dot{V} < 0$.

Caso G: $\dot{Q}, \dot{ESE}, \dot{C} > 0$ y $\dot{V} < 0$.

Caso H: $\dot{Q}, \dot{ESE}, \dot{V} < 0$ y $\dot{C} > 0$.

Gráfico 5.4.a

Tasas de variación del output, eficiencia, cambio técnico y consumo de inputs, Casos A, B, C y D.

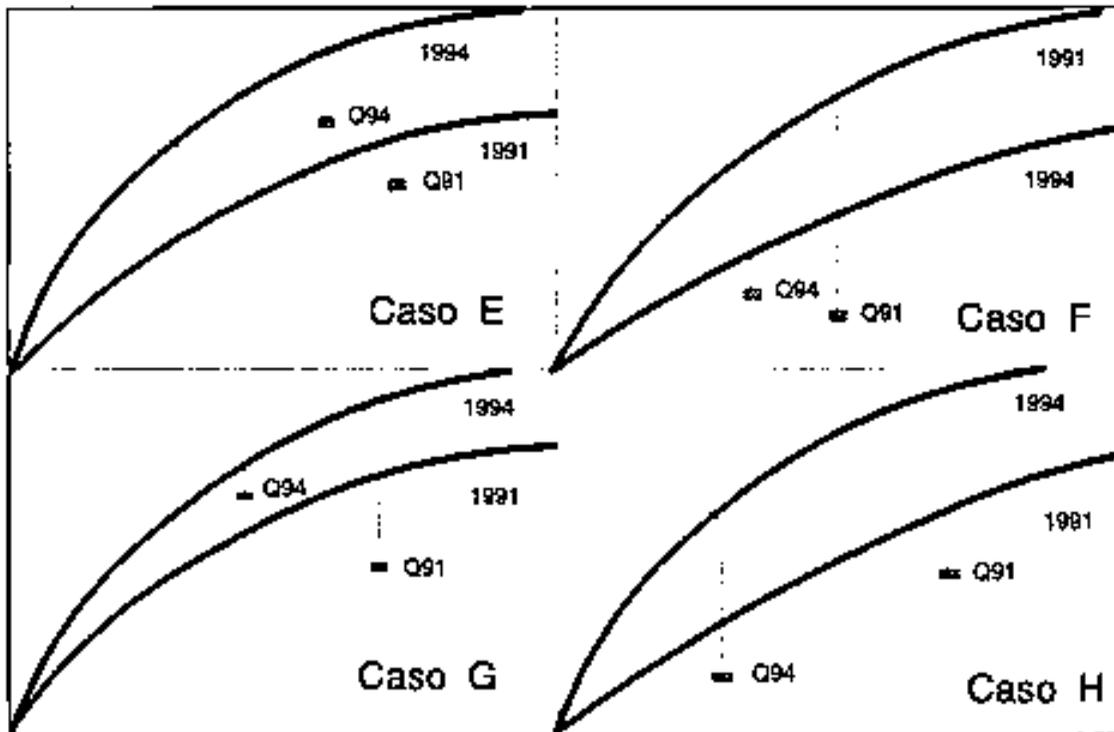


Nota: en el eje de ordenadas el output y en el eje de abscisas un input.

Como podemos comprobar en la tabla 5.21 y continuación, el caso que aparece en más sectores es el B; es decir, el caso que ya nos aparecía para el conjunto de empresas españolas y parcialmente a nivel del conjunto de empresas europeas. Este caso se caracteriza por unas tasas de variación del output, cambio técnico y consumo de inputs positivas, y por una tasa de variación de la eficiencia negativa. Sectores con estas características son algunos de los encuadrados en actividades típicamente industriales, tales como los de Química, Refinerías, Equipo Industrial Informático, Instrumental Diverso, en actividades industriales diversas, como los de Alimentación y Tabaco, Otros Productos Textiles, Productos de la Madera, Muebles, o en diversas actividades de servicios, como los de Servicios Empresariales, y Supermercados.

Gráfico 5.4.b

Tasas de variación del output, eficiencia, cambio técnico y consumo de inputs. Casos E, F, G y H.



Nota: en el eje de ordenadas el output y en el eje de abscisas un input.

También el caso C nos aparece en un número importante de sectores. La diferencia de este caso con el anterior, estriba en que la tasa de variación de la eficiencia es positiva y el cambio técnico es negativo. Sectores encuadrados en las actividades de construcción, como los de Construcción Inmobiliaria y Material de Construcción o en actividades de servicios como los de Transporte Aéreo o Autopistas aparecen en el caso C. Relacionando ambos casos podemos constatar que en aquellos sectores en los que se da una tasa de cambio técnico positiva aparece una tasa de variación de la eficiencia negativa, y viceversa, lo que nos indicaría la existencia de correlación negativa entre eficiencia y cambio técnico, y nos llevaría a admitir que no todas las empresas poseen un grado de adaptación aceptable a los cambios técnicos existentes.

Tabla 5.21

Tasa de variación del output, eficiencia, cambio técnico y consumo de inputs.

Núm.	SECTOR	CASO							
		A	B	C	D	E	F	G	H
1	Minerales metálicos y carbón					+			
2	Gas y petróleo						+		
3	Minerales no metálicos (+)								
4	Construcción inmobiliaria			+					
5	Construcción pesada		+						
6	Construcción comercial (+)								
7	Alimentación y tabaco		+						
8	Textil								+
9	Otros productos textiles		+						
10	Productos de la madera		+						
11	Muebles		+						
12	Papel			+					
13	Editorial e imprenta		+						
14	Química		+						
15	Refinerías		+						
16	Plástico y caucho		+						
17	Cuero (+)								
18	Canteras, arcilla y vidrio						+		
19	Transformación: miner. metálicos	+							
20	Fabricación productos metálicos			+					
21	Equipo industrial e informático		+						
22	Equipo eléctrico y electrónico	+							
23	Equipo de transporte								+
24	Instrumental diverso		+						

Nota (+) = sin clasificación específica.

Tabla 5.21 (continuación)

fase de variación del output, eficiencia, cambio técnico y consumo de inputs.

Núm.	SECTOR	CASO							
		A	B	C	D	E	F	G	H
25	Industrias manufactur. varias					*			
26	Transporte terrestre							*	
27	Transporte marítimo					*			
28	Transporte aéreo			*					
29	Autopistas			*					
30	Comunicaciones					*			
31	Agua, gas y electricidad					*			
32	Mayoristas bienes duraderos		*						
33	Mayoristas bienes no duraderos				*				
34	Material de construcción			*					
35	Grandes almacenes			*					
36	Supermercados		*						
37	Estaciones de servicio (+)								
38	Almacenes textiles						*		
39	Almacenes de muebles (+)								
40	Restaurantes		*						
41	Miñicas				*				
42	Hoteles			*					
43	Servicios personales					*			
44	Servicios empresariales	*							
45	Talleres automoción y parkings				*				
46	Sanidad, educación y ocio		*						
47	Servicios de ingeniería			*					
	TOTAL	2	15	9	3	6	3	1	2

Nota (+) = sin clasificación específica.

Por otra parte, el resto de casos son minoritarios si exceptuamos el caso E en el cual se observan tasas de variación del output y del cambio técnico positivas y tasas de variación de la eficiencia y del consumo de inputs negativas. Entre estos sectores destacamos los de Minerales Metálicos y Carbón, Comunicaciones, y Agua, Gas y Electricidad. Sin embargo, un análisis más detallado de las cifras correspondientes a dichos sectores nos muestra que la tasa de variación de los inputs es muy baja, por lo que en la práctica estos sectores podrían incluirse en el caso B, reforzándose de esta forma el esquema anterior, en el que relacionábamos tasas de variación de la eficiencia negativas con tasas de variación del cambio técnico positivas y viceversa.

Asimismo, como puede comprobarse en la tabla 5.21 y continuación aparecen 5 sectores sin clasificar, ya que de las posibles combinaciones a partir de una tasa de variación del output negativa, sólo hemos considerado relevantes (dado el número de empresas de la muestra), los sectores Textil y Equipo de Transporte, los cuales han sido incluidos en el caso H¹⁴.

Resumiendo, podemos constatar una mayoría de sectores con tasas de variación en el output positivas, las cuales vienen explicadas por tasas de variación positivas en el cambio técnico y en el consumo de inputs y por tasas de variación negativas en la eficiencia dada la escala. Todo ello nos confirmaría los resultados obtenidos ya anteriormente en relación a una caída de la eficiencia para el conjunto de las empresas europeas y para el conjunto de las empresas españolas (caída que se hace más patente en estas últimas). También nos confirmaría la existencia de un cambio técnico positivo tanto para el conjunto de empresas

¹⁴ Hemos desestimado las otras combinaciones con tasa de variación del output negativa con el fin de evitar una excesiva dispersión de resultados y dado el escaso número de empresas en algún sector, lo que limitaría la validez de los resultados obtenidos; circunstancia esta última que puede ser extensible también a otros sectores comprendidos en los casos anteriores. Ver en este sentido la tabla 3.1 y continuación.

européas como para las españolas. Por otra parte, el hecho de que en numerosos sectores se haya observado a la vez cambio técnico negativo y eficiencia positiva, vendría a confirmar la existencia de correlación negativa entre eficiencia y cambio técnico, lo que es perfectamente lógico en un periodo de tiempo relativamente corto como es el nuestro (3 años), lo que nos indicaría que el proceso de difusión tecnológico entre las empresas tecnológicamente más avanzadas y el resto de empresas no es todo lo rápido que sería de desear. Esta situación se constata más claramente en las empresas españolas a nivel global ya que mientras en el caso europeo suelen darse tasas de variación de la eficiencia positivas o negativas con tasas de variación en el cambio técnico positivas (dependiendo del modelo y de la distribución asumida en el cálculo de la eficiencia), en las empresas españolas la tasa de variación de la eficiencia siempre es negativa y la tasa de variación del cambio técnico es siempre positiva¹⁵.

¹⁵ Algunos autores ya han señalado esta relación positiva entre ineficiencia e innovación tecnológica cuando se examina un periodo de tiempo relativamente corto. Ver en este sentido, Fecher y Perelman (1992); y Mayes, Harris y Lansbury (1994).

6. CONCLUSIONES FINALES.

En este capítulo se presentan las conclusiones finales de esta investigación, exponiéndose de forma sintética los resultados obtenidos en la misma y las implicaciones que desde el punto de vista de la teoría económica y desde el punto de vista de la política económica española y comunitaria son de interés en relación a los objetivos de la misma. Como es sabido, el objetivo principal de esta investigación ha consistido en estimar las economías de escala a nivel global y sectorial, cuantificando la importancia de éstas a partir del valor de la elasticidad de escala $E_{Q,v}$ y de los distintos índices de eficiencia que son obtenidos según la estimación de las correspondientes funciones de producción frontera. Asimismo, dichos resultados nos van a permitir comparar la eficiencia de la empresa europea y española, y obtener conclusiones en relación a las implicaciones que un aumento del tamaño tendría en la eficiencia total no sólo desde el ámbito tecnológico de la propia función de producción sino también desde el ámbito de otros factores de tipo empresarial.

Como que la estimación de dichas funciones se realiza en dos momentos del tiempo distintos, incluimos un análisis dinámico, incorporando algunos resultados adicionales sobre el cambio técnico y su sesgo, así como un modelo explicativo de la tasa de variación del output. Finalizamos con una comparación de resultados obtenidos con los de otras investigaciones análogas, una valoración conjunta de la investigación, del grado de cumplimiento de los objetivos propuestos y de las limitaciones de la misma.

6.1. Economías de escala y otros parámetros de producción derivados de la estimación de funciones de producción "promedio".

La primera conclusión que podemos extraer es el mejor comportamiento de los modelos CES y Cobb-Douglas según estimación a nivel global (R^2 ajustados oscilan entre un 92,6% y un 93,8%)

y de los modelos Cobb-Douglas a nivel sectorial; lo que indicaría que a nivel global, la elasticidad de sustitución entre inputs (E_s) no es unitaria, observándose un incremento de la misma a lo largo del periodo analizado, incremento que ha sido mayor en las empresas españolas que en las europeas (este último cálculo obtenido a partir del modelo Translog).

Así, según el modelo CES con rendimientos decrecientes a escala, la elasticidad de sustitución ha pasado de 0,701 a 1,1; lo que nos muestra un potencial aumento de la flexibilidad en el intercambio de los factores de producción como consecuencia de una variación relativa de sus precios, lo que podría haber sido facilitado por las políticas generales de fomento del libre comercio y de la competencia y las políticas concretas de desregulación del mercado de trabajo que han sido llevadas por los responsables de la política económica comunitaria; políticas que, a tenor de los resultados obtenidos, han ejercido un mayor impacto en el caso español. Por otra parte, la elasticidad de sustitución por clase de tamaño correspondiente al modelo Translog muestra que la misma disminuye con el tamaño de la empresa, lo que es indicador de mayor rigidez de las empresas más grandes, pues éstas tienen una mayor dificultad para intercambiar sus inputs como consecuencia de variaciones en sus precios relativos.

Esta situación estructural de resistencia al intercambio de los factores de producción en función del tamaño queda, sin embargo, atenuada al poner en relación los resultados de los periodos que se analizan pues en el año 1994, y en el caso más general ya apuntado, se consigue una elasticidad de sustitución entre inputs con valor de 1,1 mientras que en 1991 presentaba un valor de tan sólo 0,7.

A nivel sectorial, la superioridad de los modelos Cobb-Douglas ha sido evidente, por lo que en este nivel de análisis la elasticidad de sustitución entre inputs ha sido constante y unitaria.

Pasando de las diferencias entre los modelos CES y Cobb-Douglas a las similitudes, constatamos que, tanto a nivel global como a nivel sectorial, no podemos descartar la hipótesis de los rendimientos constantes a escala, dado el valor alcanzado por la elasticidad de escala ($E_{Q,V}$), casi siempre muy próximo a la unidad. De todas formas, cabe mencionar que a nivel global, los modelos CES siempre han tenido mejor comportamiento que los modelos Cobb-Douglas, tal como lo demuestra el contraste de hipótesis, según el cual es seleccionado el modelo CES con rendimientos decrecientes a escala en 1991 y el modelo CES con rendimientos constantes a escala en 1994. Más contundentes son los resultados a nivel sectorial, ya que en este caso los modelos Cobb-Douglas y la hipótesis de los rendimientos constantes a escala se imponen con toda claridad⁴. También merecen cierta atención los resultados obtenidos a partir del modelo Translog en 1994 a nivel global, ya que presenta el comportamiento esperado en el marco de la teoría económica de la producción, a saber, la existencia en primer lugar de rendimientos crecientes a escala ($E_{Q,V} > 1$) y posteriormente de rendimientos decrecientes a escala ($E_{Q,V} < 1$).

En síntesis, la tecnología queda definida mayoritariamente por la presencia de rendimientos constantes a escala o decrecientes (en este último caso en la estimación global, y aún así, con valores muy tenues en la elasticidad de escala). Así pues, las conclusiones que se deducen de esta investigación presentan una clara afinidad con los trabajos de Vives (1988) y Fariñas (1986) en los que queda en entredicho la conexión entre productividad y tamaño y, por tanto, aparecen figuras insoslayables en la habitual adopción de medidas favorecedoras de fusiones entre empresas pues, al menos desde una perspectiva exclusivamente tecnológica, las economías que potencialmente puedan obtenerse son nulas.

⁴ Así, mientras que en 1991 no puede rechazarse ni la tecnología Cobb-Douglas ni la hipótesis de rendimientos constantes a escala en el 97,9% y 75% de los sectores; en 1994 dichos porcentajes pasan a ser del 91,4% y 82,9%, respectivamente.

Sin embargo, la anterior conclusión dista mucho de cerrar el permanente debate que confronta a los adversarios y a los partidarios del tamaño como fuente de eficiencia; en este sentido, obsérvese que las economías o deseconomías de escala se deducen de unas restricciones técnicas que quedan sintetizadas en unas determinadas funciones de producción, pero como el capítulo 5 de esta tesis nos ha puesto de manifiesto, las funciones de producción presentan sólo una parte, y la más reducida desde el punto de vista cuantitativo, del nivel global de eficiencia (el dado por la escala de la producción). Por dicho motivo, será preciso retomar este nivel de análisis posteriormente, una vez detallado el nivel de eficiencia en su tamaño (es decir la eficiencia dada la escala ESE) de las empresas sometidas a evaluación.

Por otra parte, observamos que la elasticidad del output en relación al capital (E_{o/v_1}) ha ido incrementándose a lo largo del periodo analizado, por lo que en 1994 dicha elasticidad ha sido superior a la elasticidad del output en relación al trabajo (E_{o/v_2}). En este sentido, y asumiendo la existencia de mercados competitivos, podemos afirmar que la participación del capital en el output de la empresa ha ido creciendo a lo largo del periodo analizado, siendo mayor que la participación del trabajo en 1994. Asimismo, mientras que la participación del capital en el output de la empresa aumenta con el tamaño de la misma, la participación del trabajo disminuye. También observamos una disminución de la productividad media del capital y un aumento de la productividad media del trabajo a lo largo del periodo analizado y un descenso de ambas productividades medias con el tamaño de la empresa.

Por lo que respecta a la empresa española, podemos constatar que la misma presenta una menor productividad media del capital y una mayor productividad media del trabajo en relación a la empresa europea, aunque en este último caso no siempre de forma significativa.

6.2. Índices de eficiencia según estimación de funciones de producción frontera a nivel global.

Reformulados los modelos anteriores desde el concepto de función de producción "promedio" al concepto de función de producción "frontera" y calculados los distintos índices de eficiencia, ESE (eficiencia dada la escala), EES (eficiencia de escala) y ET (eficiencia total), constatamos que en aquellos modelos que aparecen rendimientos decrecientes a escala (CES y Cobb-Douglas a nivel global) el valor de la eficiencia de escala alcanza un valor próximo a la unidad, por lo que la misma tiene muy poca importancia en la composición de la eficiencia total. Sin embargo, el valor de la eficiencia dada la escala alcanza un valor de 0,697² y por lo tanto dicha eficiencia sí tiene importancia como factor explicativo de la eficiencia total³.

Como era de esperar, la eficiencia de escala disminuye con el tamaño en los modelos con rendimientos decrecientes a escala, lo que nos indica que en la frontera de producción, las empresas de menor tamaño son más eficientes que las grandes. Por el contrario, la eficiencia dada la escala aumenta con el tamaño de la empresa, lo que nos indica que si obviamos la tecnología de producción, la eficiencia aumenta con el tamaño de la empresa. Todo ello, y dada la mayor importancia que la eficiencia dada la escala tiene en la configuración de la eficiencia total, nos lleva a un aumento de la eficiencia total con el tamaño de la empresa. En la tabla 6.1 se presenta el valor medio de los distintos índices de eficiencia por clase de tamaño para el modelo CES con rendimientos decrecientes a escala.

² Valor medio a partir del modelo CES con rendimientos decrecientes a escala en 1994 y asumiendo una distribución gamma para la eficiencia dada la escala ESE.

³ Una estimación "ad hoc" del índice de eficiencia dada la escala en función del output según $\ln ESE = \ln b_0 + b_1 \ln Q$ nos muestra que el coeficiente de regresión es positivo y significativo al nivel de riesgo del 1% o menos en cada uno de los cuatro modelos examinados (CES y Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes y rendimientos constantes a escala en 1994).

Tabla 6.1

Modelo CES con rendimientos decrecientes a escala (1994). Índices de eficiencia por clase de tamaño (valores medios y distribución gamma).

EFICIENCIA	Clase 1	Clase 2	Clase 3	Clase 4	Clase 5
ESE	0,616	0,678	0,727	0,759	0,738
EES	0,983	0,981	0,979	0,976	0,973
ET	0,606	0,665	0,711	0,740	0,718

Notas: ESE = eficiencia dada la escala. EES = eficiencia de escala. ET = eficiencia total.

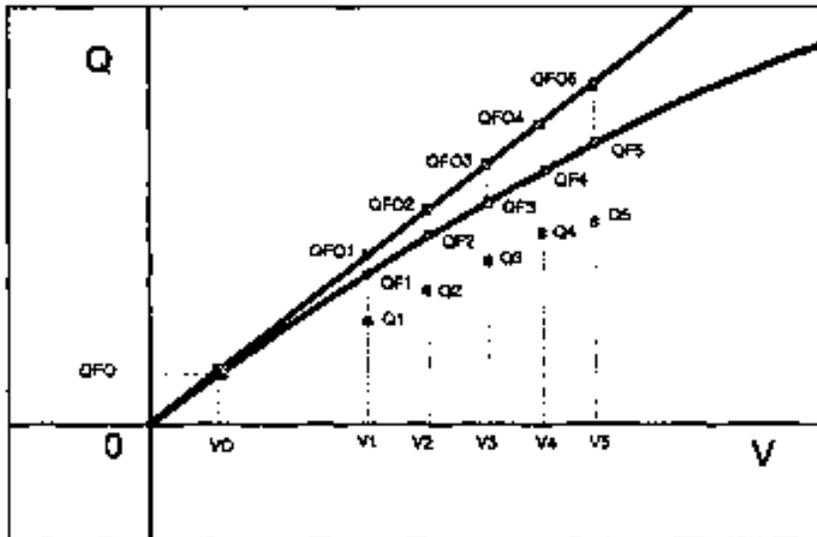
También ha sido constatada una disminución de la eficiencia dada la escala a lo largo del periodo analizado, disminución que se hace más patente en las empresas españolas que en las europeas. Sin embargo, la eficiencia total aumenta debido al importante incremento que tiene lugar en la eficiencia de escala como consecuencia del cambio existente en el tipo de rendimientos a escala*.

En el gráfico 6.1 que presentamos en la página siguiente, representamos los valores obtenidos en la tabla anterior, constatándose la poca importancia que como factor explicativo de la eficiencia total ET tiene la eficiencia de escala EES y la mayor importancia de la eficiencia dada la escala ESE. Como se puede observar en dicho gráfico, el índice de eficiencia de escala disminuye con el tamaño de la empresa, mientras que el índice de eficiencia dada la escala aumenta, exceptuando en este último caso la última clase de tamaño en la cual disminuye ligeramente. Por todo ello y como consecuencia de la menor importancia de la eficiencia de escala, el índice de eficiencia total aumenta con el tamaño a excepción de la última clase.

* Recordemos que el valor de la elasticidad de escala correspondiente a los modelos con rendimientos decrecientes, CES y Cobb-Douglas en 1994, está muy próximo a la unidad, por lo que ambos modelos son rechazados según el contraste de hipótesis en favor del modelo CES con rendimientos constantes a escala.

Gráfico 6.1

Indices de eficiencia por clase de tamaño correspondientes al modelo CES con rendimientos decrecientes a escala en 1994.



Nota: QFO = nivel de producción frontera óptimo, Q = producción, V = insumo.

En definitiva lo que pretendemos poner de manifiesto con el gráfico anterior es:

Eficiencia dada la escala (ESE): $(Q_1V_1)/Q_{r1}V_1 < (Q_2V_2)/Q_{r2}V_2 < (Q_3V_3)/Q_{r3}V_3 < (Q_4V_4)/Q_{r4}V_4 > (Q_5V_5)/Q_{r5}V_5$

Eficiencia de escala (EES): $(Q_{r1}V_1)/Q_{ro1}V_1 > (Q_{r2}V_2)/Q_{ro2}V_2 > (Q_{r3}V_3)/Q_{ro3}V_3 > (Q_{r4}V_4)/Q_{ro4}V_4 > (Q_{r5}V_5)/Q_{ro5}V_5$

Eficiencia total (ET): $(Q_1V_1)/Q_{ro1}V_1 < (Q_2V_2)/Q_{ro2}V_2 < (Q_3V_3)/Q_{ro3}V_3 < (Q_4V_4)/Q_{ro4}V_4 > (Q_5V_5)/Q_{ro5}V_5$

También en los modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala estimados a nivel global, la eficiencia dada la escala (que en este caso equivale a la eficiencia total)

aumenta con el tamaño de la empresa³. Por lo que respecta al modelo Translog en 1994, y una vez ha sido identificado el tamaño óptimo, encontramos, por una parte, que la eficiencia de escala alcanza un valor muy próximo a la unidad y presenta forma de U invertida en relación al tamaño y, por otra, que la eficiencia dada la escala aumenta con el tamaño, por lo menos para la mayoría de relaciones capital trabajo. Como consecuencia de todo ello observamos que la eficiencia total también aumenta con el tamaño.

Comparando la empresa europea con la empresa española, obtenemos resultados no concluyentes en 1991 pero sí en 1994. En este último año, los distintos índices de eficiencia son mayores en la empresa europea. En relación a este punto presentamos en la tabla 6.2. los distintos índices de eficiencia y otros parámetros de producción relativos al conjunto de empresas europeas y españolas.

Tabla 6.2

Índices de eficiencia y otros parámetros de producción correspondientes al conjunto de empresas europeas (EUR) y españolas (ESP).

Modelo: CES con rendimientos decrecientes a escala (1994). Distribución gamma.									
Clase Empresa	ES	EES	ET	V_1	V_2	Q	V_1/Q	V_2/Q	V_1/V_2
ESP	0,673	0,976	3,456	1306	5079	196	4,5	12,0	0,35
EUR	0,697	0,979	0,622	1417	8510	397	3,6	21,4	0,17

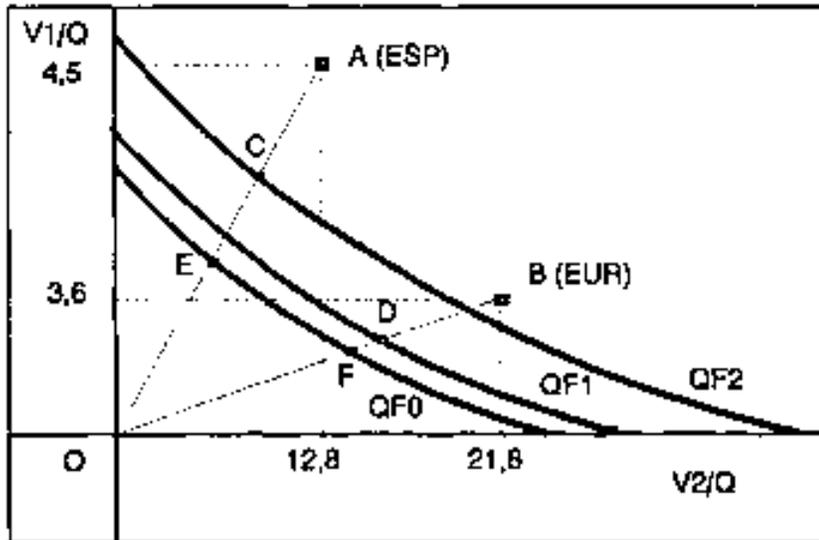
Nota: V_1 = activos en millones de ecus, V_2 = empleados, Q = valor añadido en millones de ecus (valores medios).

En el gráfico 6.2 representamos los valores de la tabla anterior, resaltándose básicamente dos hechos: a) la mayor importancia que como factor explicativo de la eficiencia total tiene la eficiencia dada la escala en relación a la eficiencia de escala.

³ Volvemos a recordar que el modelo CES con rendimientos constantes a escala es el finalmente seleccionado en 1994 según el contraste de hipótesis F.

Gráfico 6.2

Isocuanta unitaria. Modelo CES con rendimientos decrecientes a escala (1994).



Notas: QF = Isocuanta unitaria correspondiente al output frontera óptimo (menor valor frontera en valor añadido). QF1 = Isocuanta unitaria correspondiente al output frontera correspondiente a la empresa europea (valor añadido de 569,5 millones de ecus). QF2 = Isocuanta unitaria correspondiente al output frontera de la empresa española (valor añadido de 565,4 millones de ecus). En este caso las isocuantas cortan a ambos ejes ya que $E_{12} > 1$.

b) el mayor nivel de eficiencia total de la empresa europea en relación a la española, la cual viene explicada tanto por una mayor eficiencia dada la escala como por una mayor eficiencia de escala.

En este último caso hemos de tener en cuenta que la mayor eficiencia de escala en la empresa europea es consecuencia de la existencia de un output frontera superior en la empresa española y de la existencia de una tecnología con rendimientos decrecientes a escala. De todas formas, la poca diferencia existente en eficiencia de escala entre la empresa europea y española y el valor que en ambos casos adopta (muy próximo a la unidad) restan significancia a esta diferencia. Sin embargo, si que debemos prestar atención a la diferencia en eficiencia total, que viene motivada por una importante diferencia en eficiencia dada la escala.

En definitiva, lo que pretendemos demostrar con el gráfico anterior son las siguientes desigualdades entre los distintos índices de eficiencia correspondientes a las empresas europeas (EUR) y españolas (ESP):

Eficiencia dada la escala (ESE): OC/OA (ESP) < OD/OB (EUR)

Eficiencia de escala (EES): OE/OC (ESP) < OF/OD (EUR)

Eficiencia total (ET): OE/OA (ESP) < OF/OB (EUR)

En todos los modelos estimados, la eficiencia de la empresa española (eficiencia dada la escala y eficiencia total) se sitúa por debajo de la empresa europea en 1994, como consecuencia de su peor comportamiento a lo largo del periodo analizado. Además, señalamos que la empresa española tiene una menor eficiencia que la empresa francesa o alemana, lo que unido al importante número de estas empresas en la muestra total provoca que la eficiencia media de la empresa española se sitúe por debajo de la europea. De todas formas, la eficiencia de la empresa española está al mismo nivel que la británica y por encima de la italiana⁶.

Resumiendo, podemos afirmar que mientras que la empresa europea para ser eficiente debe incrementar la producción por unidad de inputs en un 46,6%, incremento que vendría explicado por un incremento de la producción por unidad de inputs en su escala del 43,5% y por un incremento de la producción por unidad de inputs al disminuir su escala del 2,1%; en el caso de la empresa española dichos incrementos deberían ser del 52,4%, del 48,5% y del 2,4%, respectivamente⁷.

⁶ En el caso del modelo CES con rendimientos decrecientes a escala estimado a nivel global en 1994 y asumiendo una distribución gamma, obtenemos los siguientes índices medios de eficiencia: Francia = 0,759, Alemania = 0,742, Italia = 0,512, Reino Unido = 0,675 y España = 0,673.

⁷ Teniendo en cuenta que $ET = ESE \cdot EES$, y por lo tanto, $(1/ET) = (1/ESE) \cdot (1/EES)$, tenemos en el caso de la empresa europea que $(1/0,682) = (1/0,697) \cdot (1/0,979)$, es decir $1,466 =$

Es curioso observar que la empresa española tiene las desventajas derivadas de una eficiencia de escala inferior, ya que el valor de la producción frontera es superior al correspondiente a la empresa europea y nos encontramos en rendimientos decrecientes a escala (lo que se explicaría por el mayor peso que en la composición del output final tiene el input capital, el cual es mayor en la empresa española) y las derivadas de una eficiencia dada la escala también inferior, aunque en teoría esta última debería haber sido mayor que la correspondiente a la empresa europea si tenemos en cuenta el mayor valor de los activos totales de la empresa española y el hecho constatado de que si obviamos la tecnología de producción o suponemos que ésta es neutral en relación al tipo de rendimientos a escala, la eficiencia dada la escala aumenta con el tamaño de la empresa.

Retomemos nuevamente el análisis de las vías de mejora de eficiencia. Tal y como acaba de ser expuesto, en líneas generales el tamaño dota a las empresas de la posibilidad de operar con niveles superiores de eficiencia global. De esta forma, los resultados que obtenemos parecen indicar que, a pesar de no aparecer economías de escala justificables tecnológicamente, sistemáticamente la distancia que separa a las grandes empresas de su frontera de referencia es menor que la que mantienen las empresas pequeñas respecto de la suya. En otros términos, la ventaja de las grandes empresas no estaría basada tanto en factores meramente tecnológicos como en aspectos más gerenciales y de organización, aspectos que, con toda rotundidad, hacen que las pérdidas de producción por ineficiencia sean mucho menores en las grandes empresas*.

1,435-1,021; y de la misma forma haríamos en el caso de la empresa española. De todas formas, hemos de señalar que la igualdad no se cumple estrictamente ya que, tal como es sabido, trabajamos con índices de eficiencia medios.

* Estos aspectos de tipo gerencial o de la organización pueden concretarse en una mayor capacitación de todo el personal, mejor planificación, mejor percepción del riesgo de las inversiones a realizar, mayor utilización de la capacidad productiva, economías de gama, economías estocásticas, etc.

En conclusión, la evidencia de los resultados que encontramos parecen apuntar que, desde un punto de vista de la eficiencia empresarial, más que pretender impulsar fusiones con el fin de generar economías de escala, se trata de favorecer fusiones más selectivas en la medida que con ello se reduzca el nivel de eficiencia de una o de las dos empresas involucradas; esta estrategia, de hecho, es la que ha generado alguna de las fusiones más importantes de la reciente experiencia española*.

6.3. Índices de eficiencia según estimación de funciones de producción frontera a nivel sectorial.

Como ya ha sido señalado anteriormente, el contraste de hipótesis nos ha mostrado la existencia de una mayoría de sectores con tecnología Cobb-Douglas y con rendimientos constantes a escala, por lo que, salvo en algún sector en concreto, la eficiencia de escala es unitaria.

En aquellos sectores en los que el contraste de hipótesis nos muestra la existencia de rendimientos variables a escala (modelo Translog), rendimientos crecientes o rendimientos decrecientes a escala (modelos Cobb-Douglas y CES), constatamos que la eficiencia de escala tiene un valor superior al correspondiente a la eficiencia dada la escala y muy próximo a la unidad, lo que nos muestra la menor importancia que la eficiencia de escala tiene en la composición de la eficiencia total.

Quizás cabría mencionar de entre los sectores que presentan rendimientos crecientes o decrecientes a escala el de Canteras Arcilla y Vidrio, y Minoristas en 1991, los cuales presentan rendimientos decrecientes a escala y, por lo tanto, la tecnología

* Se trataría más bien de una fusión por absorción en la que la empresa dominante impondría sus sistemas de organización, cultura empresarial, etc., mientras que la empresa dominada aportaría factores de producción complementarios (redes comerciales, sucursales, infraestructuras poco utilizadas, etc.). Ejemplos de estas características se han producido recientemente en el sector financiero español.

favorece una reducción de la escala de producción con el fin de aumentar la eficiencia de escala y la eficiencia total. En el caso contrario, los sectores de Minerales Metálicos y Carbón, y Muebles presentan en 1994 rendimientos crecientes a escala, por lo que la tecnología favorece un aumento de la escala de producción con el fin de aumentar la eficiencia de escala y la eficiencia total. Por otra parte, destacamos también los sectores de Alimentación y Tabaco, y Fabricación de Productos Metálicos en 1994 en los que el contraste de hipótesis nos ha llevado a seleccionar el modelo Translog. En el resto de sectores no puede rechazarse la hipótesis de los rendimientos constantes a escala, por lo que podemos afirmar que la tecnología de producción no confiere ninguna clase de ventaja en relación a la eficiencia debido a una u otra escala de producción¹⁰.

La eficiencia dada la escala disminuye a lo largo del periodo analizado en 33 de los 47 sectores examinados, aumenta en 12 y apenas varía en 2. En general, se constata una disminución de la eficiencia dada la escala en los sectores industriales y un aumento en algunos sectores puntuales correspondientes a los sectores comerciales y de servicios.

En 1991, con una eficiencia dada la escala elevada (entre 0,893 y 0,852) destacamos los sectores de Minerales no Metálicos, Muebles, Refinerías, Instrumental Diverso y Servicios Personales; mientras que los sectores de Gas y Petróleo, Construcción Inmobiliaria y Autopistas, presentan el grado de eficiencia más bajo (entre 0,619 y 0,304). En 1994 los sectores Papel, Plástico y Caucho, Transporte Aéreo y Restaurantes presentan la eficiencia dada la escala más elevada (entre 0,85 y 0,818), mientras que en

¹⁰ A nivel sectorial no ha sido calculado el índice de eficiencia dada la escala por clase de tamaño tal como hemos realizado a nivel global. Sin embargo, una estimación "ad hoc" entre el índice de eficiencia dada la escala ESE y el output Q para cada uno de los modelos seleccionados en 1994, según la relación $\ln ESE = \ln b_0 + b_1 \ln Q$, nos muestra que el coeficiente de regresión obtenido es significativamente positivo en 44 de los 47 sectores estimados aunque no siempre al nivel de riesgo del 5% o menos.

los sectores de Minerales Metálicos y Carbón, Gas y Petróleo, Alimentación y Tabaco y Comunicaciones, dicha eficiencia se sitúa entre 0,622 y 0,525¹¹.

Por lo que respecta a los sectores con un mayor peso específico (número de empresas mayor de 100) también constatamos una disminución de la eficiencia dada la escala. En el sector de Alimentación y Tabaco la eficiencia pasa de 0,72 a 0,601, en el sector de Equipo Industrial e Informático de 0,801 a 0,759, en el sector de Equipo Eléctrico y Electrónico de 0,756 a 0,719 y en el sector de Agua, Gas y Electricidad de 0,758 a 0,664. Por el contrario, en el sector de Canteras, Arcilla y Vidrio pasa de 0,772 a 0,783, y en el sector de Servicios Empresariales de 0,709 a 0,723 (distribución gamma). Todo ello no hace más que confirmarnos los resultados obtenidos ya anteriormente en relación a la existencia de una mayoría de sectores en los que la eficiencia dada la escala disminuye a lo largo del periodo analizado.

Si comparamos los niveles de eficiencia en la aplicación sectorial respecto a la eficiencia que se deduce de la aplicación global, observamos que aquélla aumenta de forma ostensible. En otros términos, la frontera sectorial se encuentra mucho más cercana de las empresas que la frontera global. Asimismo, también se ha encontrado que, en promedio, los sectores industriales mantienen unos niveles de eficiencia superiores a los sectores comerciales y de servicios. Esta situación haría recomendable el establecimiento de políticas encaminadas hacia la mejora de eficiencia pero de forma selectiva, de manera que pudiesen plantearse acciones concretas que incidiesen en sectores específicos y, más particularmente, en los correspondientes al sector servicios.

Un análisis comparativo entre la empresa europea y la empresa española muestra que el grado de eficiencia de esta última ha ido

¹¹ Todos estos valores vienen referidos a la distribución gamma en el cálculo de la eficiencia dada la escala.

empeorando en relación al de la empresa europea a lo largo del periodo analizado, hecho que concuerda con los resultados obtenidos a nivel del conjunto total de empresas. Así, mientras que en 1991 existen 15 sectores en los que la eficiencia de la empresa europea es superior al de la empresa española, 9 sectores en los que la eficiencia es favorable a la empresa española y 2 sectores en los que no existen diferencias; en 1994 la diferencia es favorable a la empresa europea en 19 sectores, no existe diferencia en un sector y en 6 sectores la diferencia es favorable a la empresa española.

Para finalizar este apartado señalamos que los índices de eficiencia obtenidos en los sectores de Alimentación y Tabaco, y Fabricación de Productos Metálicos en 1994 en los que ha sido seleccionado el modelo Translog, nos confirman los resultados obtenidos anteriormente, ya que encontramos un aumento de la eficiencia dada la escala con la relación capital trabajo y con el tamaño de la empresa y un comportamiento análogo en la eficiencia total dado que el valor de la eficiencia de escala se sitúa muy próximo a la unidad. Por su parte, la eficiencia de escala, aunque con valores muy próximos a la unidad, presenta forma de U invertida en relación al tamaño de la empresa en concordancia con la teoría clásica de la producción y en relación a la existencia de rendimientos crecientes a escala en primer lugar y rendimientos decrecientes a escala posteriormente¹². También en este caso la eficiencia de la empresa europea es superior a la eficiencia de la empresa española.

6.4. Comportamiento dinámico de las grandes empresas europeas.

La estimación de la función de producción en dos momentos del tiempo nos permite comprobar la consistencia de los resultados obtenidos así como la evolución de los principales parámetros tecnológicos. En general resaltamos la existencia de ligeros

¹² Estos resultados deben ser tomados con cierta cautela dada la escasez de datos en alguna de las relaciones capital trabajo, sobre todo en aquellas relaciones muy bajas o muy altas.

rendimientos decrecientes a escala o bien de rendimientos constantes a escala, estos últimos de forma más acusada en 1994 según la estimación a nivel global y para cada año según la estimación sectorial. También resaltamos un aumento de la elasticidad de sustitución entre inputs, lo que implica una mayor flexibilización en el intercambio de los mismos ante una variación relativa de sus precios y una disminución de la eficiencia. Asimismo, constatamos un descenso de la productividad media del capital y un incremento de la participación del mismo en el output de la empresa.

Ahora bien, en un contexto dinámico, la variación de la eficiencia podría venir explicada por la existencia de cambio técnico, es decir, por desplazamientos de la propia función de producción. En este sentido, como que la cuantificación del cambio técnico requiere datos en ambos momentos del tiempo, ha sido confeccionada una nueva muestra de empresas con las empresas supervivientes en los años 1991 y 1994, lo que juntamente con las tecnologías estimadas en ambos años, nos ha permitido estimar el cambio técnico para cada empresa según estimación a nivel global y según estimación sectorial. Además, con esta nueva muestra de empresas y las tecnologías estimadas cada año desarrollamos un modelo explicativo de las tasas de variación del output de cada empresa en función de las tasas de variación de la eficiencia, cambio técnico y consumo de inputs.

a) Cambio técnico según estimación a nivel global y según estimación sectorial.

El cambio técnico según estimación a nivel global ha sido positivo con datos de 1991 y de 1994 e independientemente del modelo utilizado. Destacamos también que el cambio técnico ha sido superior para las empresas españolas que para las empresas europeas. Por otra parte, el cambio técnico no ha sido neutral con la relación capital trabajo. Esto ha sido comprobado a partir de la estimación del modelo siguiente:

$$\dot{C}_i = b_0 + b_1 \ln(V_{i1}/V_{i2}) + e_i$$

Dicho modelo ha proporcionado buenos resultados para las distintas tecnologías de producción examinadas, aunque el ajuste ha sido mejor en los modelos Cobb-Douglas que en los modelos CES. En cualquier caso, el coeficiente de regresión b_1 siempre ha sido positivo y significativo al nivel de riesgo del 1% o menos, lo que muestra un mayor cambio técnico en aquellas empresas con una mayor intensidad de capital. Por lo tanto, el esquema sintético para el conjunto de las empresas europeas es la existencia de un cambio técnico positivo, una relación creciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo y un mayor número de empresas con cambio técnico positivo¹³.

Con el fin interpretar más fácilmente las variaciones del cambio técnico respecto de la relación capital trabajo, ha sido calculada su elasticidad ($E_{C/(V_1/V_2)}$) para la tecnología Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala que es la que ha proporcionado mejores resultados en el ajuste. La relación entre cambio técnico y la relación capital trabajo para dicha tecnología viene dada por:

$$\dot{C} = - 0,300 + 0,066 \cdot \ln(V_1/V_2)$$

Como puede observarse en la expresión anterior, el cambio técnico crece con la relación capital trabajo, aunque menos que proporcionalmente, lo que implica una relación decreciente entre la elasticidad del cambio técnico y la relación capital trabajo, siendo negativa para relaciones capital trabajo inferiores a 94,2 mil ecus de activo por empleado y positivas para relaciones capital trabajo por encima de dicho valor¹⁴.

¹³ Este último hecho es lógico teniendo en cuenta que el cambio técnico medio es positivo. En concreto, para el modelo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala señalamos que el número de empresas con cambio técnico positivo representa un porcentaje del 60%.

¹⁴ Para 121,87 mil ecus de activo por empleado en la empresa europea y para 242,9 mil ecus de activo por empleado en la empresa española (valores correspondientes al valor medio de $\ln V_1$, - $\ln V_2$, respectivamente), obtenemos una elasticidad del cambio técnico respecto a la relación capital/trabajo de 3,88 en la

La estimación del cambio técnico respecto de la relación capital trabajo, el valor del cambio técnico y el porcentaje de empresas con cambio técnico positivo o negativo para cada uno de los sectores se ha realizado a partir de los modelos de producción que fueron seleccionados según el contraste de hipótesis y asumiendo una distribución gamma en el cálculo de la eficiencia.

Se constata una mayoría de sectores en los que el coeficiente de regresión correspondiente a la relación entre cambio técnico y la relación capital trabajo es positivo (28 sobre 46 sectores). También apreciamos un mayor número de sectores en los que el cambio técnico es positivo (25 sobre 47 sectores). En este último caso destacan sectores como los de Construcción Comercial, Servicios Personales, Supermercados, Comunicaciones, Productos de la Madera, Transformación Minerales Metálicos, Transporte Marítimo, y Agua Gas y Electricidad. Por el contrario, sectores como los de Autopistas, Gas y Petróleo, Hoteles y Minerales no Metálicos han tenido el mayor cambio técnico negativo.

En los sectores con mayor peso específico (aquellos que tienen un mayor número de empresas), Alimentación y Tabaco, Canteras, Arcilla y Vidrio, Equipo Industrial e Informático, Equipo Eléctrico y Electrónico, Agua, Gas y Electricidad, y Servicios Empresariales, el cambio técnico crece con la relación capital trabajo a excepción del sector de Agua, Gas y Electricidad en el que decrece. Estos sectores también presentan un cambio técnico positivo a excepción de los sectores de Canteras, Arcilla y Vidrio y Servicios Empresariales en los que es negativo. En dichos sectores, y al igual que en la estimación global, la elasticidad del cambio técnico respecto de la relación capital trabajo es decreciente, aunque con valores negativos para relaciones capital trabajo por debajo del valor que anula el cambio técnico, y positivos para relaciones capital trabajo por

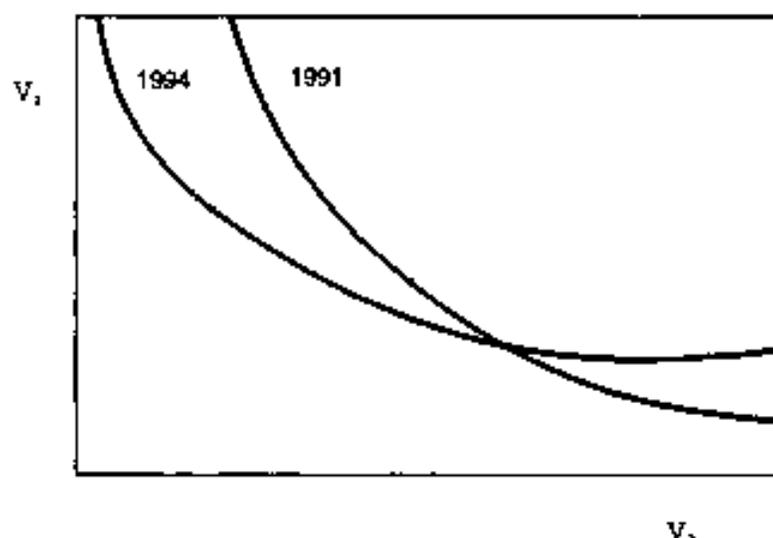
empresa europea y de 1,05 en la empresa española. Por lo tanto, para dichas relaciones, un incremento del 1% del capital sobre el trabajo nos lleva a un incremento del cambio técnico del 3,88% en la empresa europea y del 1,05% en la empresa española.

encima de dicho valor. Por otra parte, también aparecen sectores con cambio técnico negativo y con una relación decreciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo.

Observando el signo de la relación entre el cambio técnico y la la relación capital trabajo, el valor positivo o negativo del cambio técnico medio y el valor positivo o negativo del cambio técnico para la mayoría o para la totalidad de empresas, podemos identificar una serie de casos, que pueden ir asociándose a cada uno de los sectores. Analizados cada uno de los sectores, obtenemos que el caso correspondiente a un cambio técnico positivo, cambio técnico creciente con la relación capital trabajo y mayoría de empresas con cambio técnico positivo, aparece en 11 sectores¹³. Esta situación, que es la más común tanto a nivel del conjunto total de empresas como a nivel sectorial, viene representada en el gráfico 6.3.

Gráfico 6.3

Cambio técnico positivo, cambio técnico creciente respecto de la relación capital/trabajo y mayoría de empresas con cambio técnico positivo.



¹³ Este es el caso que coincide con los resultados obtenidos a nivel del conjunto de empresas.

El caso correspondiente a cambio técnico positivo, cambio técnico creciente con la relación capital trabajo y todas las empresas con cambio técnico positivo aparece en 7 sectores. Estos dos casos se distribuyen preferentemente entre los sectores típicamente industriales, tales como los de Química, Equipo Industrial e Informático, Equipo Eléctrico y Electrónico, Transporte Terrestre, Transformación Minerales Metálicos e Instrumental Diverso.

Con cambio técnico negativo, relación decreciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo y mayoría o totalidad de empresas con cambio técnico negativo aparecen 10 sectores, encuadrados en actividades industriales básicas (Minerales no Metálicos, Refinerías y, Gas y Petróleo), y de servicios (Autopistas, Transporte Aéreo y Estaciones de Servicio). Con cambio técnico negativo, relación creciente entre el cambio técnico y la relación capital trabajo y mayoría de empresas con cambio técnico negativo encontramos 9 sectores, encuadrados en diversos sectores manufactureros y de servicios.

b) Descomposición de la tasa de variación del output según estimación global y según estimación sectorial.

A nivel global, los resultados muestran que la tasa de variación del output ha sido siempre positiva y superior en la empresa europea que en la española. En términos reales, descontado el índice de precios al mayor, el output crece entre 1991 y 1994 un 34,38% para la empresa europea, mientras que sólo lo hace en un 0,09% para la empresa española¹⁶. Por otra parte, la variación del output viene explicada por unas tasas de variación positivas en el cambio técnico y en el consumo de inputs y por una tasa de variación de la eficiencia positiva o negativa en el caso de las empresas europeas (dependiendo de la tecnología elegida y de la asunción asumida en la distribución de la eficiencia) y negativa

¹⁶ En promedio, y según datos del Eurostat (1994, 1995 y 1996), el índice de precios al mayor ha crecido en un 1,06% anual en el caso europeo y en un 1,3% en el caso español.

en el caso de las empresas españolas. Así, mientras que para las empresas europeas se da la situación 1) ó 2), en el caso de las empresas españolas se da la situación 2). Es decir:

$$1) \dot{Q}, \dot{ESE}, \dot{C}, \dot{V} > 0.$$

$$2) \dot{Q}, \dot{C}, \dot{V} > 0 \text{ y } \dot{ESE} < 0.$$

Donde \dot{Q} , \dot{ESE} , \dot{C} y \dot{V} son las tasas de variación del output, eficiencia, cambio técnico y consumo de inputs, respectivamente.

A nivel sectorial los resultados muestran que en 40 de los 47 sectores analizados la tasa media de variación del output ha sido positiva, destacando los sectores de Gas y Petróleo, Construcción Inmobiliaria, Muebles, Productos de la Madera, Transformación Minerales Metálicos, y Sanidad, Educación y Ocio.

La tasa de variación de la eficiencia ha sido negativa en 29 de los 47 sectores, lo que concuerda con los resultados obtenidos a nivel global, preferentemente en el caso de las empresas españolas. Con tasa de eficiencia negativa, destacan los sectores de Construcción Comercial, Supermercados, Muebles, Comunicaciones, y Minerales Metálicos y Carbón; y con tasa de eficiencia positiva los sectores de Gas y Petróleo, Construcción Inmobiliaria, Autopistas y Servicios de Ingeniería.

La tasa de variación del cambio técnico ha sido positiva en 28 de los 47 sectores, destacando los sectores de Construcción Comercial, Productos de la Madera, Minerales Metálicos y Carbón, Servicios Personales, Supermercados y Comunicaciones. Por el contrario, sectores como los de Gas y Petróleo, Autopistas, Hoteles y Servicios de Ingeniería, destacan por presentar una importante tasa de variación negativa del cambio técnico.

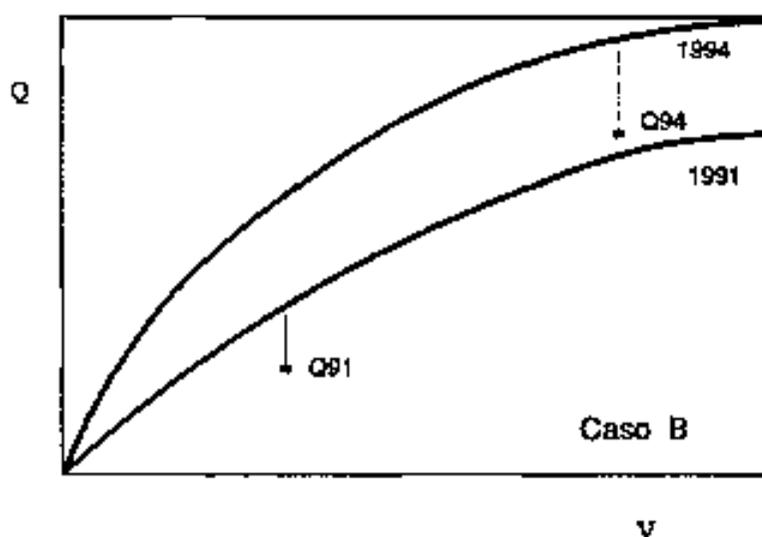
En 32 de los 47 sectores aparecen tasas de variación positivas en el consumo de inputs, destacando los sectores de Muebles, Autopistas, Mayoristas Bienes no Duraderos, Talleres de

Automoción y Parkings, y Minoristas. Con tasas de variación negativas destacan los sectores de Gas y Petróleo, Construcción Comercial, Servicios Personales y Cuero.

Combinando los distintas posibilidades que pueden darse según el valor de las anteriores variables, definimos una serie de casos que son asociados con cada uno de los sectores correspondientes. Examinados cada uno de ellos, obtenemos que el caso que aparece más veces es el correspondiente a tasas de variación del output, cambio técnico y consumo de inputs positivas, y tasa de variación de la eficiencia negativa (15 sectores). Sectores con estas características son algunos de los encuadrados en actividades típicamente industriales, tales como Química, Refinerías, Equipo Industrial Informático, Instrumental Diverso, en actividades industriales diversas, como los de Alimentación y Tabaco, Otros Productos Textiles, Productos de la Madera, Muebles, y en actividades de servicios, como los de Servicios Empresariales o Supermercados. Este es el caso que también aparece a nivel del conjunto total de empresas, preferentemente en el caso español, y que representamos en el gráfico 6.4.

Gráfico 6.4

Tasas de variación del output, cambio técnico y consumo de inputs positivas, y tasa de variación de la eficiencia negativa.



También es significativo el caso correspondiente a tasas de variación del output, eficiencia y consumo de inputs positivas, y tasa de variación del cambio técnico negativa (9 sectores). Sectores correspondientes a las actividades de construcción, tales como Construcción Inmobiliaria y Material de Construcción o a actividades de servicios como Transporte Aéreo o Autopistas, se encuadran en este caso.

Relacionando ambos casos podemos constatar que, en general, en aquellos sectores en los que se da una tasa de variación del cambio técnico positiva aparece una tasa de variación de la eficiencia negativa, y viceversa, lo que nos indicaría la existencia de correlación negativa entre variación de eficiencia y cambio técnico, y nos llevaría a admitir que no todas las empresas integradas en el ámbito del mercado único europeo poseen un grado de adaptación aceptable a los cambios técnicos existentes o que no todas las empresas acceden con la misma rapidez al dominio o a la introducción de innovaciones. Este hecho también quedaría constatado a partir de la coincidencia que se da entre los sectores con las mayores tasas de variación de la eficiencia negativas y las mayores tasas de variación del cambio técnico positivas y viceversa, que han sido señalados en los párrafos anteriores. En el primer caso aparecen los sectores de Construcción Comercial, Supermercados, Comunicaciones y Minerales Metálicos y Carbón; y en el segundo, los de Gas y Petróleo, Autopistas y Servicios de Ingeniería.

Para finalizar, señalamos que el resto de casos son minoritarios si exceptuamos el correspondiente a tasas de variación del output y del cambio técnico positivas y tasas de variación de la eficiencia y del consumo de inputs negativas. En este caso se han identificado 5 sectores, entre los que destacamos los de Minerales Metálicos y Carbón, Comunicaciones y Agua, Gas y Electricidad. Sin embargo, un análisis más detallado de las cifras nos muestra que la tasa de variación de los inputs es muy pequeña, por lo que en la práctica estos sectores podrían incluirse en el primero de los casos descritos, reforzándose de

esta manera el esquema descrito en el párrafo anterior, en el que relacionábamos tasas de variación de la eficiencia negativas y tasas de variación del cambio técnico positivas, como hecho más común a nivel sectorial.

En resumen, constatamos una mayoría de sectores con tasas de variación del output positivas, que vienen explicadas preferentemente por tasas de variación positivas en el cambio técnico y tasas de variación negativas en la eficiencia. Este esquema, vendría reforzado por los resultados obtenidos a nivel global en los que observamos tasas de variación del output, cambio técnico y consumo de inputs, positivas, y tasa de variación de la eficiencia negativa (especialmente en el caso de las empresas españolas). Por lo tanto, el hecho de que en numerosos sectores se haya observado tasas de variación del cambio técnico positivas y tasas de variación de la eficiencia negativas, sería consecuente con la existencia de correlación negativa entre eficiencia y cambio técnico lo que es perfectamente lógico en un periodo de tiempo relativamente corto como es en nuestro caso (3 años), lo que nos indicaría que el proceso de difusión tecnológico entre las empresas tecnológicamente más avanzadas y el resto de empresas no es todo lo rápido que sería de desear¹⁷.

5.5 Comparación de resultados con los obtenidos en estudios análogos.

Nos interesa ahora poner en relación los resultados de esta investigación con los obtenidos en estudios análogos. En este sentido, vamos a diferenciar los correspondientes a la estimación de las economías de escala de los correspondientes a la

¹⁷ Aunque es ampliamente aceptado que un mayor grado de innovación tecnológica es un componente básico de la productividad y de la eficiencia, comúnmente este efecto suele producirse a largo plazo; por lo que algunos autores han venido señalando la existencia de relación positiva entre ineficiencia e innovación tecnológica cuando es examinado un periodo de tiempo relativamente corto. Ver a este respecto, Fecher y Perelman (1992); y Mayes, Harris y Lansbury (1994).

estimación de los índices de eficiencia y al comportamiento dinámico de las empresas europeas.

a) Economías de escala:

La contrastación de hipótesis sobre la función de producción Translog a partir del estadístico F nos ha llevado a la elección de formas funcionales más sencillas pero más rígidas (por ejemplo la función de producción Cobb-Douglas) en detrimento de formas funcionales más flexibles pero a la vez más complejas (por ejemplo la función de producción Translog). En este caso destacamos nuestra coincidencia con los estudios obtenidos por Corbo y Meller (1979) y Millán (1987), los cuales, utilizando la misma metodología que en nuestro caso, rechazan la función de producción Translog en favor de la función de producción Cobb-Douglas. También Villamil (1979), a partir del contraste de hipótesis utilizando el estadístico F, rechaza el modelo Cobb-Douglas con rendimientos crecientes a escala en favor del modelo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala en los dos sectores analizados. Por lo tanto, no parece que las formas funcionales más flexibles aporten mayor explicación que las no flexibles, por lo menos, cuando se trata de estimar las economías de escala a nivel global o sectorial a partir de datos de empresas.

En relación al tipo de economías de escala, los resultados obtenidos en los estudios realizados por Castillo (1972) y Millán (1987), difieren de los nuestros, ya que en éstos se obtienen rendimientos crecientes a escala, aunque no siempre la elasticidad de escala presenta un valor elevado. Sin embargo, en los estudios de Villamil (1979), Zarembka (1970) y Corbo y Meller (1979), utilizando la misma metodología que en nuestro caso, se encuentran rendimientos constantes a escala. Por ejemplo, en el trabajo de Corbo y Meller (1979) realizado sobre la industria chilena, se obtienen rendimientos constantes a escala en 35 de los 44 sectores analizados. De estos 35 sectores, no puede rechazarse la hipótesis nula a favor de la función de producción

Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala en 34.

Utilizando una función de costes Translog, Arbelo y Pérez (1993) encuentran economías de escala en las cajas de ahorro españolas hasta un tamaño de 700-800 millones de pts. en activos totales, a partir del cual se obtienen insignificantes deseconomías de escala. También en el caso de una función de costes derivada de una función de producción homotética con elasticidad de escala variable, Robidoux y Lester (1992) en el caso canadiense, Velázquez (1993) en el caso español y González (1996) en el caso europeo, encuentran que en la mayoría de sectores, las economías de escala se agotan para un volumen de producción muy pequeño, por lo que salvo en algún sector muy concreto, en general, el coste medio relevante es aproximadamente constante.

b) Eficiencia frontera:

En relación a los distintos índices de eficiencia resaltamos dos hechos importantes.

En primer lugar la práctica coincidencia que se da entre los resultados obtenidos en nuestra investigación y los resultados obtenidos en otras; sobre todo por lo que respecta al valor más elevado de la eficiencia de escala en relación a la eficiencia pura o eficiencia dada la escala, valor que en la mayoría de casos se acerca a la unidad, lo que nos confirma la menor importancia de la eficiencia de escala como componente de la eficiencia total. Por ejemplo, Piesse y Townsend (1995) en el sector de la construcción inmobiliaria en el Reino Unido encuentran que la eficiencia de escala oscila, según el método empleado, entre 0,89 y 0,99, mientras que la eficiencia pura lo hace entre 0,61 y 0,99.

Por su parte, Doménech (1992), y Grifell, Prior y Salas (1992) en el caso de los bancos y cajas de ahorro españolas encuentran que la eficiencia técnica pura y la eficiencia de escala es de 0,961 y 0,987 en el primer trabajo y de 0,971 y 0,993 en el

segundo, respectivamente. Como resumen final, presentamos los resultados del estudio realizado por Fukuyama (1993) para los bancos japoneses y que muy bien nos podría sintetizar todos estos resultados en relación a la diferencia de valor entre la eficiencia de escala y la eficiencia técnica o pura.

Tabla 6.3

Eficiencia media de los bancos japoneses.

Clase de eficiencia	Total Bancos	Bancos Urbanos	Bancos Regionales
Eficiencia Técnica (*)	0,8645	0,9843	0,8144
Eficiencia de Escala	0,9844	0,9996	0,9894
Eficiencia Total	0,8509	0,9839	0,8057

Fuente: Fukuyama (1993, pág. 1104). (*) = denominada eficiencia pura o según nuestra terminología eficiencia dada la escala ESE.

Como puede observarse, en todos los casos la eficiencia de escala supera a la eficiencia técnica y presenta un valor muy próximo a la unidad, lo que nos confirma su poca importancia como componente de la eficiencia total.

Por otra parte, cabe destacar las diferencias de eficiencia existentes entre los distintos sectores. Este es un hecho que también aparece en otras investigaciones. Por ejemplo, en el trabajo de Piesse y Townsend (1995) para el sector de construcción inmobiliaria, el valor de la eficiencia total oscila entre 0,53 y 0,98 dependiendo del método elegido, mientras que para la industria internacional del petróleo, Al-Obaidan y Scully (1992) encuentran valores entre 0,37 y 0,401 para las empresas privadas y entre 0,227 y 0,259 para las empresas públicas.

En nuestro caso los valores encontrados también muestran diferencias importantes entre los distintos sectores. Así, en el caso del sector de construcción inmobiliaria la eficiencia total

media oscila entre 0,381 y 0,839, mientras que en el sector de gas y petróleo, dicha eficiencia oscila entre 0,31 y 0,616.

En relación a la parte dinámica de la investigación, cabe resalta que, al igual que en otros estudios Fecher y Perelman (1992) y Mayes, Harris y Lansbury (1994), hemos encontrado correlación negativa entre cambio técnico y eficiencia. En concreto, hemos observado una disminución de la eficiencia (concretada tanto en una disminución del valor del índice como en una tasa de variación negativa) y un cambio técnico positivo (concretado también con una variación positiva del mismo) para las empresas europeas a lo largo del periodo analizado. Disminución de la eficiencia que se ha hecho más patente en el caso de las empresas españolas.

6.6. Valoraciones finales.

La existencia de rendimientos constantes a escala tanto a nivel del conjunto de la economía comunitaria como a nivel sectorial es, según los resultados obtenidos, la hipótesis más verosímil. Otras tecnologías con rendimientos decrecientes a escala también cumplen las condiciones estadísticas y de regularidad de las propias funciones de producción; sin embargo, el valor que la elasticidad de escala alcanza (muy próximo a la unidad) las hace poco verosímiles frente a la hipótesis de rendimientos constantes a escala.

Por otra parte, también hemos de prestar atención a las formas flexibles como la correspondiente a la tecnología Translog, la cual cumple las condiciones estadísticas y de regularidad en 1994 y ofrece resultados concordantes con la teoría de la producción; es decir, en primer lugar la existencia de rendimientos crecientes a escala y posteriormente rendimientos decrecientes a escala. En este sentido, se explicarían los rendimientos decrecientes que han sido obtenidos a partir de los modelos CES y Cobb-Douglas al tratarse de una muestra de empresas sesgada hacia lo que podríamos denominar como medianas y grandes

empresas; con lo que cabría preguntarse sobre los resultados que hubiesen sido obtenidos de haberse podido ampliar la muestra de empresas por la cola inferior. En cualquier caso, no pensamos que los posibles rendimientos crecientes, decrecientes o variables que pudieran haber sido encontrados en este último caso, fuesen lo suficientemente importantes como para rechazar la hipótesis de los rendimientos constantes a escala.

La valoración hecha en el párrafo anterior queda corroborada por el valor que la eficiencia de escala alcanza en todos los modelos de producción. Dicha eficiencia se sitúa en un valor próximo a la unidad, por lo que tiene un efecto prácticamente nulo sobre la eficiencia total. Así, desde un punto de vista tecnológico nos debe ser indiferente el que la empresa aumente o disminuya su tamaño, ya que el nivel de eficiencia será prácticamente el mismo. Ahora bien, si prescindimos de la tecnología de producción¹⁴, o bien si ésta fuese neutral en relación a la eficiencia de escala tal como es el caso de los rendimientos constantes, podemos comprobar que la eficiencia dada la escala aumenta con el tamaño de la empresa, lo que provoca un aumento de la eficiencia total¹⁵. Por lo tanto, como en nuestro caso la tecnología no confiere prácticamente ninguna ventaja o desventaja en relación a la eficiencia de escala, el mensaje es claro, las empresas integradas en el marco de la Unión Europea que incrementan su tamaño alcanzan una mayor eficiencia técnica o de producción, lo que las lleva en un mercado competitivo de los factores de producción a menores costes medios de producción.

Al igual que en otras investigaciones, hubiese sido interesante realizar una estimación de otros posibles factores determinantes de la eficiencia. Dichas investigaciones han intentado explicar

¹⁴ Prescindir de la tecnología de producción significaría que el cálculo de la eficiencia lo realizaríamos a partir de las mejoras observaciones, utilizando, por ejemplo, alguno de los algoritmos de programación lineal (métodos no paramétricos) en los que se prescinde del tipo de rendimientos a escala.

¹⁵ De hecho esta situación se cumple en todos los modelos CES y Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala.

las diferencias de eficiencia entre empresas desde un punto de vista interno de las mismas, es decir, a partir de las características propias de cada empresa que pudieran relacionarse preferentemente con la eficiencia directiva y con la eficacia de la organización (edad del empresario, nivel de educación, número de socios, gastos de I + D, etc.) tal como lo hace Ishaq (1984) o a partir de las condiciones externas (grado de concentración, nivel de competencia, participación extranjera en el capital, etc.) como lo hacen Fecher y Perelman (1992). Ello no ha sido posible, dada la información suministrada en la base de datos.

Por lo tanto, debemos remitirnos a los resultados obtenidos en esta investigación para explicar los factores explicativos de la eficiencia. Observamos, según el análisis dinámico, que la eficiencia dada la escala y la productividad media del capital disminuye a lo largo del periodo analizado, mientras que la participación del mismo en el output de la empresa aumenta. Ello podría ser debido a un incremento relativo del precio del trabajo en relación al precio del capital, lo que provocaría un incremento en la tasa de sustitución del capital por el trabajo, tal como así nos lo demuestra el incremento de la elasticidad de sustitución entre inputs E , que tiene lugar a lo largo del periodo analizado. Hecho que es más fuertemente constatado en el caso de las empresas españolas.

También dentro del marco dinámico, observamos cómo variaciones negativas en la eficiencia se asocian con tasas positivas en el cambio técnico, por lo que este último sería un factor explicativo de la eficiencia empresarial en el sentido que a mayor cambio técnico menor eficiencia y viceversa. Esto vendría explicado por los desplazamientos que de la frontera de producción realizarían las empresas innovadoras, sobre todo en los sectores típicamente industriales; lo que implicaría para el resto de empresas el no aprovechamiento de cualquier proceso de difusión tecnológica con la rapidez que sería de desear, por lo menos a corto plazo, motivando su alejamiento de la nueva frontera de producción y disminuyendo de esta manera la

eficiencia de cada una de ellas, la del sector y la del conjunto de la economía²⁰. Ambos hechos serían más fuertemente corroborados en el caso de las empresas españolas.

²⁰ De hecho, una estimación "ad hoc" a nivel global para las distintas tecnologías muestra que el coeficiente de regresión en el modelo siguiente es siempre negativo y significativo a nivel de riesgo del 1% o menos:

$$\dot{E}SE = b_0 + b_1 \cdot \dot{C}$$

Así, por ejemplo, en el caso de los modelos CES con rendimientos decrecientes y con rendimientos constantes a escala, calculando la tasa de variación del cambio técnico con datos de 1994 y asumiendo una distribución gamma en el cálculo de la eficiencia, han sido obtenidos los siguientes resultados:

CES (rendimientos decrecientes): $\dot{E}SE = - 0,045 - 0,103 \cdot \dot{C}$

CES (rendimientos constantes): $\dot{E}SE = - 0,015 - 0,123 \cdot \dot{C}$

7. BIBLIOGRAFIA.

AFRIAT, S. N. (1972). "Efficiency Estimation of Production Functions". *International Economic Review*. Vol. 13. Núm. 3. Págs: 568-598.

AIGNER, D. J. y CHU, F. S. (1968). "On Estimating the Industry Production Functions". *American Economic Review*. Vol. LVIII. Núm. 4. Págs: 826-839.

AIGNER, D. J.; AMEMIYA, T. y POIRIER, D. J. (1976). "On the Estimation of Production Frontiers". *International Economic Review*. Vol. XVII. Núm. 2. Págs: 377-396.

AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K. y SCHMIDT, P. (1977). "Formulation and Estimation of Stochastic Production Function Models". *Journal of Econometrics*. Vol. 6. Núm. 1. Págs: 21-37.

AL-OBAIDAN, A. M. y SCULLY, G. W. (1992). "Efficiency Differences Between Private and State-Owned Enterprises in the International Petroleum Industry". *Applied Economics*. Vol. 24. Núm. 2. Págs: 237-246.

ALVAREZ, A.; BELKNAP, J. y SAUPE, W. (1988). "Eficiencia Técnica de Explotaciones Lecheras". *Revista de Estudios Agro-Sociales*. Núm. 145. Págs: 143-156.

ALY, H. y GRABOWSKY, R. (1988). "Technical Change Efficiency and Input Usage in Taiwanese Agricultural Growth". *Applied Economics*. Vol. 20. Núm. 7. Págs: 889-899.

ARBELO, A. y PEREZ, P. (1993). "Eficiencia Empresarial y Fusiones Bancarias". *Comunicaciones*. VII Congreso de AECA. "Innovación y Competitividad: un Reto para la Empresa de 1993". Tomo I. Vitoria. Págs: 781-801.

ARROW, K. J.; CHENERY, H. B.; MINHAS, B. y SOLOW, R. M. (1961).

"Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency". Review of Economics and Statistics. Vol. XLIII. Núm. 3. Págs: 225-250.

BAIN, J.S. (1959). "Industrial Organization". Ed. John Wiley & Sons. New York.

BAIN, J. S. (1956). "Barriers to New Competition". Harvard University Press. Cambridge.

BANKER, R. D.; CHARNES, A. y COOPER, W. W. (1984). "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis". Management Science. Vol. 30. Núm. 9. Págs: 1078-1092.

BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. y MAINDIRATTA, A. (1988). "A Comparison of DEA and Translog Estimates of Production Frontiers Using Simulated Observations From a Known Technology". En Applications of Modern Production Theory. Efficiency and Productivity. Ed. Ali Dogramacy y Rolf Färe. Kluwer Academic Publishers. Boston.

BATTESE, G. E. (1992). "Frontier Production Functions and Technical Efficiency: a Survey of Empirical Applications in Agricultural Economics". Agricultural Economics. Vol. 7. Núms. 3/4. Págs: 185-208.

BERGES, A.; MARAVALL, F. y PEREZ, R. (1986). "Eficiencia Técnica en las Grandes Empresas Industriales de España y Europa". Investigaciones Económicas. Vol. X. Núm. 3. Págs: 449-466.

BERGES, A. y PEREZ, R. (1985). "Análisis Comparativo de las Grandes Empresas Industriales en España y Europa". Documentos e Informes. Núm. 5. Secretaría General Técnica. Ministerio de Industria y Energía. Madrid.

BERNDT, E. R. y CHRISTENSEN, L. R. (1973). "The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures and Labor in U.S.

Manufacturing 1929-68". *Journal of Econometrics*. Vol. 1. Núm. 1. Págs: 81-113.

BODKIN, R. G. y KLEIN, L. R. (1967). "Nonlinear Estimation of Aggregate Production Functions". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. XLIX. Núm. 1. Págs: 28-44.

BRÖECK, J. Van Den. (1988). "Stochastic Frontier Inefficiency and Firm Size for Selected Industries of the Belgian Manufacturing Sector: Some New Evidence". *Applications of Modern Production Theory. Efficiency and Productivity*. Ed. Ali Dogramacy y Rolf Färe. Kluwer Academic Publishers. Boston.

BRUNING, E. R. (1981). "An Analysis of Technical and Allocative Efficiency in the Regulated Common Motors Carrier Industry". The University of Alabama. Ph. D.

BUESA, M. (1990). "Dimensión Óptima de la Empresa y Barreras a la Entrada en la Industria Española". *Información Comercial Española*. Núm. 678. Págs: 67-80.

CALVO, G. y WELLISZ, S. (1978). "Supervision Loss of Control, and the Optimum Size of the Firm". *Journal of Political Economy*. Vol. 86. Núm 5. Págs: 943-952.

CASTILLO, J. (1972). "Funciones de Producción y Economías de Escala". *Anales de Economía*. Núm. 16. Págs: 83-117.

CAVES, R. E. (1992). "Industrial Efficiency in Six Nations". MIT Press. Cambridge. Massachusetts.

CAVES, R. E. y BARTON, D. R. (1990). "Efficiency in U.S. Manufacturing Industries". MIT Press. Cambridge. Massachusetts.

CHARNES, A.; COOPER, W. W. y RHODES, E. (1979). "Measuring Efficiency of Decision Making Units". *European Journal of Operational Research*. Vol. 2. Núm. 6. Págs: 429-444.

CHIANG, A. C. (1994). "Métodos Fundamentales de Economía Matemática". Ed. McGraw-Hill. Madrid.

CHRISTENSEN, L. R. y GREENE, W. H. (1976). "Economies of Scale in U. S. Electrical Power Generation". Journal of Political Economy. Vol. 84. Núm. 4. Págs: 655-676.

CHRISTENSEN, L. R. JORGENSEN, D. W.; y LAU, L. J. (1971). "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function". (abstract). Econometrica. Vol. 39. Núm. 4. Págs: 255-256.

COELLI, T. (1989). "Estimation of Frontier Production Functions: a Guide to the Computer Program FRONTIER". Working Papers in Econometrics and Applied Statistics. Núm. 34. Department of Econometrics. University of New England. Armidale. Australia.

COLOM, A. (1994). "Estimación Paramétrica de Fronteras de Producción: Eficiencia Productiva en Empresas Productoras de Maíz". Investigación Agraria: Economía. Vol. 9. Núm. 1. Págs: 5-32.

CORBO, V. y MELLER, P. (1979). "The Translog Production Function. Some Evidence from Establishment Data". Journal of Econometrics. Vol. 10. Núm. 2. Págs: 193-199.

CORBO, V. y MELO, J. (1986). "Measuring Technical Efficiency: a Comparison of Alternative Methodologies with Census Data". Cap. 1. En Measurement Issues and Behavior of Productivity Variables. Ed. Ali Dogramaci. Leiden: Kluwer-Nijhoff Publishing. Boston.

COWING, T., REIFSCHNEIDER, D. y STEVENSON, R. (1983). "A Comparison of Alternative Frontier Cost Function Specifications". En Developments in Econometric Analysis of Productivity. Cap. 4. Ed. Ali Dogramaci. Leiden: Kluwer-Nijhoff. Publishing. Boston.

DENNY, M. y FUSS, M. (1977). "The Use of Approximation Analysis

to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates". American Economic Review. Vol. 67. Núm. 3. Págs: 404-418.

DOMENECH, R. (1991). "Economías de Escala y Eficiencia en las Cajas de Ahorros de Españolas". Papers de Treball/1991. Núm. 10. Universidad de Valencia.

DOMENECH, R. (1992). "Medidas no Paramétricas de Eficiencia en el Sector Bancario Español". Revista Española de Economía. Vol. 9. Núm. 2. Págs: 171-196.

DONGES, J. B. (1972). "Returns to Scale and Factor Substitutability in the Spanish Industry". Welfurstchaftliches Archiv. Vol. 108. Núm. 4. Págs: 597-608.

DRAKE, L. y WEYMAN-JONES, T.G. (1992). "Technical Efficiency and Scale Efficiency in UK Building Societies". Applied Financial Economics. Vol. 2. Núm. 1. Págs: 1-9.

EDGEWORTH, F. Y. (1881). "Mathematical Psychics". Ed. Kegan Paul and Co. Londres.

EUROSTAT (1994, 1995 y 1996). "Industrial Trends". Luxembourg.

FARE, R.; GROSSKOPF, S.; LINDGREN, B. y ROSS, P. (1992). "Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980-1989: A Nonparametric Malmquist Approach". Journal of Productivity Analysis. Vol. 3. Núms. 1/2. Págs: 85-101.

FARIÑAS, J. C. y RODRIGUEZ, L. (1986). "Rentabilidad y Crecimiento de las Grandes Empresas Industriales Españolas en Comparación con las de la CEE". Información Comercial Española. Agosto-Septiembre. Núms. 636-637. Págs: 87-101.

FARRELL, M. J. (1957). "The Measurement of Productive Efficiency". Journal of the Royal Statistical Society. Series A.

(General). Vol. CXX. Núm. 3. Págs: 253-281.

FARRELL, M. J. y FIELDHOUSE, M. (1962). "Estimating Efficient Production Functions Under Increasing Returns to Scale". *Journal of the Royal Statistical Society Series A (General)*. Vol. LXXV. Págs: 252-267.

FAVERO, C. A. y PAPI, L. (1995). "Technical Efficiency and Scale Efficiency in the Italian Banking Sector: a Non-Parametric Approach". *Applied Economics*. Vol. 27. Núm. 4. Págs: 385-395.

FECHER, F. y PERELMAN, S. (1992). "Productivity Growth and Technical Efficiency in OECD Industrial Activities". En CAVES, R. E. (1992). "Industrial Efficiency in Six Nations". Págs: 459-488. MIT Press. Cambridge. Massachusetts.

FEIJOO, M. L. y PEREZ, L. (1994). "Determinación Paramétrica de la Eficiencia Técnica de la Industria Agroalimentaria en Aragón". *Investigación Agraria: Economía*. Vol. 9. Núm. 2. Págs: 267-278.

FORSUND, F. R. (1992). "A Comparison of Parametric and Non-Parametric Efficiency Measures: The Case of Norwegian Ferries". *Journal of Productivity Analysis*. Vol. 3. Núms. 1/2. Págs: 25-43.

FORSUND, F. R. y HJALMARSSON, L. (1979). "Frontier Production Functions and Technical Progress: A Study of General Milk Processing in Swedish Dairy Plants". *Econometrica*. Vol. 47. Núm. 4. Págs: 883-900.

FORSUND, F. R.; LOVELL, A. K. y SCHMIDT, P. (1980). "A Survey of Frontier Production Functions and of Their Relationship Efficiency Measurement". *Journal of Econometrics*. Vol. 13. Núm. 1. Págs: 5-25.

FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K. y SCHMIDT, S. S. (1993) "The Measurement of Productive Efficiency. Techniques and Applications". Oxford University Press. New York.

FRIEDMAN, M. (1962). "Price Theory". Ed. Aldine. Chicago.

FUKUYUMA, H. (1993). "Technical and Scale Efficiency of Japanese Commercial Banks: a Non-Parametric Approach". Applied Economics. Vol. 25. Núm. 8. Págs: 1101-1112.

FUSS, M.A. y GUPTA, V.K. (1981). "A Cost Function Approach to the Estimation of Minimum Efficient Scale, Returns to Scale, and Suboptimal Capacity". European Economic Review. Vol. 15. Núm. 2. Págs. 123-135.

GONZALEZ, J. L. (1996). "Economías de Escala y Eficiencia Frontera. Una Aplicación a las Empresas del Mercado Unico Europeo". Economía Industrial. Núm. 307. Págs: 173-186.

GREEN, A. y MAYES, D. (1991). "Technical Inefficiency in Manufacturing Industries". The Economic Journal. Vol. 101. Núm. 406. Págs: 523-538.

GREENE, W. H. (1980). "Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions". Journal of Econometrics. Vol. 13. Núm. 1. Págs: 27-56.

GREENE, W. H. (1991). "LIMDEP Computer Program: Versión 6.0". Econometric Software. Bellpor. New York.

GRIFELL, E.; PRIOR, D. y SALAS, V. (1992). "Eficiencia Frontera y Productividad en las Cajas de Ahorros Españolas". Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social. Obra Social de la Confederación Española de Cajas de Ahorro. Núm. 92.

GRILICHES, Z. (1967). "Production Functions in Manufacturing". In "The Theory and Empirical Analysis of Production". Brown, Ed. Columbia University Press. New York.

GRILICHES, Z. y RINGSTAD, V. (1971). "Economies of Scale and the Form of the Production Function: an Econometric Study of

Norwegian Manufacturing Establishment Data". Ed. Nort-Holland Publishing Company. Amsterdam.

GRILICHES, Z. (1979). "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth". Bell Journal of Economics. Vol. 10. Págs: 92-116.

GUAL, J.; XIMENEZ, S. y VIVES, X. (1990). "Dimensión y Eficiencia en los Costes en la Banca Española". Fundación Fondo para la Investigación, Económica y Social (FIES). Obra Social de la Confederación Española de Cajas de Ahorro. Núm. 62. Madrid.

HEATHFIELD, D. (1974). "Funciones de Producción". Ed. McMillan*Vicens-Vives. Barcelona.

HEATHFIELD, D. y WIBE, S. (1987). "An Introduction to Cost and Production Functions". MacMillan Education. London.

HUANG, C. J. y BAGI, F. S. (1984). "Technical Efficiency on Individual Farms in Northwest India". Southern Economic Journal. Vol. 51. Núm. 1. Págs: 108-115.

HUMPREY, D. B. (1993). "Cost and Technical Change: Effects from Bank Deregulation". Journal of Productivity Analysis. Vol. 4. Núms. 1/2. Págs: 9-34.

HYMER, S. y PASHIGIAN, P. (1962). "Firm Size and Rate of Growth". Journal of Political Economy. Vol. 70. Págs: 556-569.

ISHAQ, A. M. (1984). "Measurement of Firm Performance and Analysis of its Determinants: a Study of Small Firms in Colombia". The George Washington University. Ph. D.

JOHNSTON, J. (1966). "Análisis Estadístico de los Costes". Ed. Sagitario. Barcelona.

JONDROW, J.; LOVELL, C. A. K.; MATEROV, I. S. y SCHMIDT, P.

(1982). "On the Estimation of Technical Efficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model". *Journal of Econometrics*. Vol. 19. Núms. 2/3. Págs: 233-238.

KALDOR, N. (1934). "The Equilibrium of the Firm". *Economic Journal*. Vol. 44. Págs: 60-76.

KAMERSCHEN, D. R. (1968). "The Influence of Ownership and Control on Profites Rates". *American Economic Review*. Vol. LVIII. Núm. 3. Págs: 432-447.

KATZ, J. M. (1968). "(Verdoon effects), Returns to Scale, and the Elasticity of Factor Substitution". *Oxford Economics Papers (New Series)*. Vol. 20. Núm. 3. Págs: 342-352.

KMENTA, J. (1967). "On Estimation of the CES Production Function". *International Economic Review*. Vol. 8. Núm 2. Págs: 180-189.

KOPP, R. J. y SMITH, V. K. (1980). "Frontier Production Function Estimates for Steam Electric Generation: a Comparative Analysis". *Southern Economic Journal*. Vol. 46. Núm. 4. Págs: 1049-1059.

LEIBENSTEIN, H. (1966). "Allocative Efficiency versus X-Efficiency". *American Economic Review*. Vol. LVI. Núm. 3. Págs: 392-415.

MADDO, B. (1976). "Production, Efficiency and Scale in U.S. Manufacturing (an Inter-Intra Industry Analysis)". University of California. Berkeley. Ph. D.

MARSHALL, A. (1954). "Principios de Economía" Ed. Aguilar. Madrid.

MAYES, D.; HARRIS, C. y LANSBURY, M. (1994). "Inefficiency in Industry". Ed. Harvester Wheatsheaff. London.

MEEUSEN, W. y BROECK, J. (1977). "Technical Efficiency and Dimensions of the Firm: Some Results on the Use of Frontier Production Functions". *Empirical Economics*. Vol. 2. Núm. 2. Págs: 109-122.

MENDEZ, T. (1975). "Economías de Escala en la Industria". Instituto de Estudios Económicos. E. A. P. Madrid.

MILLAN, J. A. (1987) "Una Función Translog de la Producción Tradicional de Aceite". *Investigación Agraria: Economía*. Vol. 2. Núm. 2. Págs: 147-155.

MOORE, F. T. (1959). "Economies of Scale: Some Statistical Evidence". *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 73. Núm. 2. Págs: 232-245.

NADIRI, M. (1970). "Some Approches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: a Survey". *Journal of Economic Literature*. Vol. 8. Núm. 4. Págs: 1137-1177.

NEOGI, C. y GHOSH, B. (1994). "Intertemporal Efficiency Variations in Indian Manufacturing Industries". *The Journal of Productivity Analysis*. Vol. 5. Núm. 3. Págs: 301-324.

NERLOVE, M. (1963). "Returns to Scale in Electricity Supply". In *Measurement in Economics - Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*. Edited by Carl F. Christ, Stanford, California: Stanford University Press, 1963. Cap. 7. Págs: 167-198.

NERLOVE, M. (1967). "Recent Empirical Studies of the CES and Related Production Functions". "The Theory and Empirical Analysis of Production". (Brown, Ed.). Columbia University Press. New York. Págs: 55-136.

NISHIMIZU, M. y PAGE, J. M. (1982). "Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change:

Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-1978".
Economic Journal. Vol. 92. Núm. 368. Págs: 920-936.

PAGE, J. M. (1980). "Technical Efficiency and Economic Performance: Some Evidence from Ghana". Oxford Economic Papers (new series). Vol. 32. Núm. 2. Págs: 319-339.

PELLICER, E. (1984). "Los Costes en el Sistema Bancario Español".
Tesis Doctoral. Caja de Ahorros de Valencia. Valencia.

PIESSE, J. y TOWNSEND, R. (1995). "The Measurement of Productive Efficiency in UK Building Societies". Applied Financial Economics. Vol. 5. Núm. 6. Págs: 397-407.

PRATTEN, C. F. (1971). "Economies of Scale in Manufacturing Industry". Cambridge University Press.

PRIOR, D. (1990). "La Productividad Industrial de las Comunidades Autónomas". Investigaciones Económicas. Vol. XIV. Núm. 2. Págs: 257-267.

PRIOR, D. (1991). "Los Modelos Frontera en la Evaluación de la Productividad". I Congreso Nacional de la Asociación Científica de Economía y Dirección de la Empresa. Sesión Paralela I. Productividad y Competitividad. Alcalá de Henares, del 22 al 24 de Septiembre. Págs: 23-28.

PRIOR, D.; VERGES, J. y VILARDELL, I. (1993). "La Evaluación de la Eficiencia en los Sectores Privado y Público". Instituto de Estudios Fiscales. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.

QUIRK, J. P. (1981). "Microeconomía". Ed. Antoni Bosch. Barcelona.

RAYMOND, J. L. y REPILADO, A. (1989). "Análisis de las Economías de Escala en el Sector Cajas de Ahorro". Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social (FIES). Obra Social de la

Confederación Española de Cajas de Ahorro. Núm. 51. Madrid.

RICHMOND, J. (1974). "Estimating the Efficiency of Production". *International Economic Review*. Vol. 15. Núm. 2. Págs: 515-521.

RINGSTAD, V. (1967). "Econometric Analysis Based on a Production Function With Neutrally Variable Scale Elasticity". *Swedish Journal Economics*. Vol. 2. Págs: 115-133.

ROBIDOUX, R. and LESTER, J. (1992). "Econometric Estimates of Scale Economies in Canadian Manufacturing". *Applied Economics*. Vol. 24. Núm. 1. Págs: 113-122.

ROBINSON, E.A.G. (1957). "La Dimensión Óptima de la Empresa". Ed. El Ateneo. Buenos Aires.

ROLLER, V. (1984). "Cost Efficiency in Food Distribution Centers. Cornell University. Ph. D.

SCHIDLER, E. D. y BRAVO-URETA, B. E. (1994). "Análisis de Costos en Explotaciones Lecheras de la Región Central Argentina con Algunas Comparaciones Internacionales". *Investigación Agraria: Economía*. Vol. 9. Núm. 2. Págs: 199-214.

SCHMIDT, P. (1976). "On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions". *Review of Economics and Statistics*. Vol. LVIII. Núm. 2. Págs: 238-239.

SEGURA, J. (1992). "La Competitividad Industrial de la Economía Española". *Europa y la Competitividad de la Economía Española*. Colección Ariel Economía. Ed. Ariel. Barcelona.

SEITZ, W. D. (1970). "The Measurement of Efficiency Relative to a Frontier Production Function". *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 52. Págs: 505-511.

SEITZ, W. D. (1971). "Productive Efficiency in the Steam-Electric

Generating Industry". Journal of Political Economy. Vol. 79. Núm. 4. Págs: 878-886.

SHEPHARD, R. W. (1953). "Cost and Production Functions". Princeton, N. J. Princeton Univ. Press.

SHEPHERD, W. G. (1967). "What Does the Survivor Technique Show About Economies of Scale". Southern Economic Journal. Vol. XXXIV. Núm. 1. Págs: 113-122.

SING, A y WHITTINGTON, G. (1975). "The Size and Growth of Firms". Review of Economic Studies. Vol. 42. Págs: 15-26.

SNEDECOR, G. y COCHRAN, W. (1982). "Métodos Estadísticos". Ed. C.E.C.S.A. México.

SYNOPSIS OF EUROPEAN ENTERPRISES 93. (1993). "Competitiveness and General Questions of Industrial Policy". Directorate-Generale Industry. European Commission. Brussels.

THIRY, B. (1985). "Une Analyse de l'Efficacité Technique d'une Société des Transport Intercommunaux. Le cas de la Stil". CIRIEC. Working Papers. Núm. 85/07. Université de Liège.

THIRY, B. y TULKENS, H. (1989). "Productivity, Efficiency and Technical Progress: Concepts and Measurement". Annales de L'Economie Publique Sociale et Cooperative. Vol. 60. Núm. 1. Págs: 9-42.

TIMMER, C. P. (1970). "On Measuring Technical Efficiency". Food Research Institute Studies in Agricultural Economics, Trade and Development. Vol. IX. Págs: 99-171.

TIMMER, C.P. (1971). "Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency". Journal of Political Economy. Vol. 79. Núm. 4. Págs. 776-794.

TSURUMI, H. (1970). "Nonlinear Two-stage Least Squares Stimulation of CES Production Functions Applied to the Canadian Manufacturing Industries; 1926-1939, 1946-1967". Review of Economics and Statistics. Vol. LII. Núm. 2. Págs: 200-207.

TULKENS, H. (1993). "On FDH Efficiency Analysis: Some Methodological Issues and Applications to Retail Banking, Courts, and Urban Transit". The Journal of Productivity Analysis. Vol. 4. Núms. 1/2. Págs: 183-210.

TYLER, W.G. (1979). "Technical Efficiency in Production in a Developing Country: an Empirical Examination of the Brazilian Plastics and Steel Industries". Oxford Economic Papers. Vol. 31. núm. 3. Págs: 477-495.

VARIAN, H. R. (1988). "Microeconomía Moderna". Ed. A. Bosch. Barcelona.

VELAZQUEZ, F. J. "(1991). Economías de Escala y Tamaños Óptimos en la Industria Española (1980-1986)". Tesina de Investigación. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad Complutense. Madrid.

VERGES, J. (1987). "La Subvención Socialmente Justificada para una Empresa Pública de Transportes". Hacienda Pública Española. Núm 104. Págs: 181-200.

VILLAMIL, A. (1979). "Teoría y Política de la Economías de Escala". Ed. Ariel. Barcelona.

VIVES, X. (1988). "La Industria Española en el Horizonte de 1992. Problemas y Factores de Competitividad". Hacienda Pública Española. Núms. 110/111. Págs: 49-68.

WAGSTAFF, A. (1989). "Estimating Efficiency in the Hospital Sector: a Comparison of Three Statistical Cost Frontiers Models". Applied Economics. Vol. 21. Núm. 5. Págs: 659-672.

WALLIS, K. F. (1980). "Temas de Econometría Aplicada". Editorial Saltés. Madrid.

WALTERS, A.A. (1963). "Production and Cost Functions: an Econometric Survey". *Econometrica*. Vol. 31. Núms. 1-2. Págs: 1-66.

WEISS, L. (1963). "Factors in Changing Concentration". *Review of Economics and Statistics*. Vol. XLV. Núm. 1. Págs. 70-77.

WILLIAMSON, O. E. (1967). "Hierarchical and Optimum Firm Size". *Journal of Political Economy*. Vol. 75. Núm. 2. Págs: 123-138.

ZAREMBKA, P. (1970). "On the Empirical Relevance of the CES Production Function". *Review of Economics and Statistics*. Vol. LII. Núm. 1. Págs: 47-53.

ZELLNER, A. y REVANKAR, N.S. (1969). "Generalized Productions Functions". *Review of Economic Studies*. Vol. 36. Págs. 241-250.

MEDIOS INFORMATICOS.

SOPORTE MAGNETICO SOBRE LA BASE DE DATOS DE 1994: Entregado por los responsables de DABLE en Abril de 1996 y cuya publicación deberá haber tenido lugar a finales de 1996 en el documento SYMOPSIS OF EUROPEAN ENTERPRISES 96. "Competitiveness and General Questions of Industrial Policy". Directorate-Generale Industry. European Commission. Brussels.

PROGRAMAS INFORMATICOS UTILIZADOS: EXCEL 4.0. (1992) para tratamiento de la base de datos y realización de cálculos. PRESTA 2.2. (1993) y SPSS 6.0. (1993) para la realización de los procesamientos estadísticos. WORD PERFECT 5.1. como procesador de texto y DRAW PERFECT 1.0 para la realización de gráficos.



Servei de Biblioteques

Reg. 1500492792

Sig. TVAO/3968

Ref. 12010

