

BID. T 561

**PRODUCTIVIDAD, EFICIENCIA Y CAMBIO TÉCNICO
EN LOS BANCOS Y CAJAS DE AHORROS ESPAÑOLAS**

1986-92

Tesis doctoral realizada por:

José Manuel Pastor Monsálvez

Departament d'Anàlisi Econòmica
Universitat de Valencia



129.605

Dirigida por:

Dr. Francisco Pérez García

Departament d'Anàlisi Econòmica
Universitat de Valencia

TÍTOL DE LA TESI: PRODUCTIVIDAD, EFICIENCIA Y CAMBIO TÉCNICO EN LOS BANCOS Y CAJAS DE AHORROS ESPAÑOLAS	
Fecha de Entrega	15-Diciembre-1995
Fecha de Lectura	12-Febrero-1996
Calificación	Apto "cum laude" por unanimidad.

Valencia, Noviembre de 1995

UMI Number: U607256

All rights reserved

INFORMATION TO ALL USERS

The quality of this reproduction is dependent upon the quality of the copy submitted.

In the unlikely event that the author did not send a complete manuscript and there are missing pages, these will be noted. Also, if material had to be removed, a note will indicate the deletion.



UMI U607256

Published by ProQuest LLC 2014. Copyright in the Dissertation held by the Author.
Microform Edition © ProQuest LLC.

All rights reserved. This work is protected against
unauthorized copying under Title 17, United States Code.



ProQuest LLC
789 East Eisenhower Parkway
P.O. Box 1346
Ann Arbor, MI 48106-1346

Nº Dobir 798447
Nº Libir 798465

ÍNDICE

	<u>Pág.</u>
INTRODUCCIÓN	3
1. Pasado y presente del Sistema Bancario Español.	4
2. Objetivos de esta Tesis.	15
I. EL CONCEPTO ECONÓMICO DE EFICIENCIA: TÉCNICAS PARA SU MEDICIÓN Y EVIDENCIA EMPÍRICA	21
1. El concepto económico de eficiencia.	22
1.1. Introducción.	22
1.2. Eficiencia técnica.	25
1.3. Eficiencia económica y eficiencia asignativa.	35
2. La medición de la eficiencia técnica.	39
2.1. Modelos paramétricos.	40
2.1.1. Modelos paramétricos, estadísticos y deterministas.	41
2.1.2. Modelos paramétricos, estadísticos y estocásticos.	48
2.1.2.1. Modelos de datos de panel.	57
2.1.2.2. Modelos de frontera gruesa o " <i>thick frontier</i> ".	64
2.1.3. Modelos paramétricos, matemáticos y deterministas.	68
2.1.4. Modelos paramétricos, matemáticos y estocásticos.	73
2.2. Modelos no paramétricos.	77
2.2.1. Modelos no paramétricos, matemáticos y deterministas.	78
2.2.2. Modelos no paramétricos, matemáticos y estocásticos.	96
3. La medición de la eficiencia asignativa.	99
3.1. Modelos paramétricos.	99
3.2. Modelos no paramétricos.	107
4. Conclusiones.	108

II. COMPARACIÓN DE METODOLOGÍAS PARA EL ANÁLISIS DE LA EFICIENCIA DEL SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL (1986-92)	116
1. Introducción.	117
2. La medición del output bancario. Variables seleccionadas.	122
3. Eficiencia en costes.	131
3.1. Modelos no paramétricos.	132
3.2. Modelos paramétricos con datos de panel.	142
3.3. Eficiencia en costes en 1992: Modelos paramétricos y no paramétricos.	156
4. Determinantes de la eficiencia en costes.	174
5. Conclusiones.	186
III. EFICIENCIA, CAMBIO PRODUCTIVO Y CAMBIO TÉCNICO EN LOS BANCOS Y CAJAS DE AHORRO ESPAÑOLAS: UN ANÁLISIS FRONTERA NO PARAMÉTRICO.	194
1. Introducción.	195
2. Medición de la eficiencia y cambio productivo: Enfoque frontera.	196
2.1. El concepto de frontera de producción: métodos de estimación.	196
2.2. Eficiencia, <i>catching-up</i> y cambio técnico: El índice de Malmquist.	198
2.3. Generalización del índice de Malmquist a múltiples períodos.	207
2.4. Metodología DEA: ventajas e inconvenientes frente a modelos alternativos.	209
3. Variables seleccionadas: inputs y outputs.	213
4. Eficiencia media, cambio productivo, cambio técnico y <i>catching-up</i> .	215
4.1. Eficiencia media.	215
4.2. Cambio productivo, cambio técnico y <i>catching-up</i> .	220
4.3. Eficiencia técnica pura y eficiencia de escala: descomposición del <i>catching-up</i> .	226
5. Conclusiones.	231

IV. LA PRODUCTIVIDAD DEL SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL (1986-92).	235
1. Introducción.	236
2. La medición del output bancario.	238
2.1. La deflación del output bancario.	239
2.2. Datos utilizados.	242
3. La medida de la productividad del sistema bancario.	244
3.1. Productividades aparentes de los factores.	244
3.2. Productividad total de los factores.	252
3.3. Análisis de la dispersión y evolución de la productividad.	255
4. Los determinantes de la productividad.	264
4.1. Variables consideradas.	266
4.2. Estimación del panel estático.	269
4.2.1. Productividad total de los factores.	276
4.2.2. Productividades aparentes del trabajo y del capital.	278
5. Análisis dinámico: Ajustes a corto y a largo plazo.	280
5.1. Divergencias entre la teoría y la evidencia empírica.	285
5.2. Modelo ampliado justificativo de las caídas de la productividad.	290
5.2.1. Maximización con un solo período.	291
5.2.2. Maximización intertemporal.	292
6. Determinantes de la dinámica de la productividad.	305
6.1. Modelos dinámicos con datos de panel.	306
6.2. Metodología utilizada.	308
6.3. Estimación del panel dinámico.	310
6.4. Multiplicadores de largo plazo.	313
7. Conclusiones.	317

V. CONCLUSIONES.	322
1. Principales interrogantes.	323
2. Conclusiones.	325
BIBLIOGRAFÍA	338

AGRADECIMIENTOS

Esta Tesis Doctoral, aún habiendo sido derivada de un proceso de elaboración personal, es deudora de múltiples apoyos, tanto de personas como de instituciones, sin las cuales su elaboración hubiera resultado mucho más costosa, si no imposible. Plasmar en unas breves líneas su importancia es una tarea imposible, pero quisiera, sin embargo, intentarlo.

En particular, deseo expresar mi agradecimiento al director de la misma, D. Francisco Pérez, el cual ha sabido dirigir, con una paciencia encomiable, todas y cada una de las fases de elaboración de la misma, poniendo a mi disposición toda su dilatada experiencia profesional. La superación de la desventaja inicial que suponía mi inexperiencia investigadora, como de los frecuentes problemas que aparecen en el transcurso de una investigación como la que presenta, ha sido posible gracias a su continuado estímulo y apoyo.

En segundo lugar, agradezco las sugerencias y comentarios realizados por compañeros del Departamento de Análisis Económico, muy especialmente a Ezequiel Uriel, Joaquín Maudos, Javier Quesada y Lorenzo Serrano, así como los intercambios de opiniones sobre algunos aspectos relacionados con el tema de esta Tesis realizados con colegas de otros departamentos o incluso de otras universidades, especialmente los de Andrés Picazo del Departamento de Economía Aplicada de la Facultad de CC.EE. de Valencia y los de Diego Prior y Emili Grifell de la Universidad Autónoma de Barcelona.

En tercer lugar, agradezco los comentarios y sugerencias derivados del proceso de difusión de los resultados parciales obtenidos en esta Tesis. En particular, los resultados del capítulo segundo han sido presentados en el XX Simposio de Análisis Económico organizado por el *Institut d'Anàlisi Econòmica* en

Barcelona los días 13, 14 y 15 de diciembre de 1995. El capítulo tercero ha sido presentado en la VIII Reunión de la Asociación Científico-Europea de Economía Aplicada (ASEPELT) celebrada en Palma de Mallorca los días 2 y 3 de junio de 1994, así como en el XIX Simposio de Análisis Económico organizado por el *Institut d'Anàlisi Econòmica* en Barcelona los días 14, 15 y 16 de diciembre de 1994. Publicado en el IVIE como documento de trabajo (WP-EC 95-09) y en el volumen 12 de la *Revista Española de Economía*. El capítulo cuarto fue presentado en el *Workshop* sobre "Eficiencia en Banca" organizado por el IVIE los días 9 y 10 de diciembre de 1993 en Valencia y publicado por esta institución como dos documentos de trabajo (WP-EC 93-09 y WP-EC 94-07), así como en la revista *Papeles de Economía Española* (nº 58).

En cuarto lugar, mi más sincero agradecimiento al IVIE por las invitaciones a los *Workshops* celebrados anualmente sobre temas bancarios. Gracias a ellos tuve la oportunidad de conocer personalmente a economistas tan relevantes en el tema de esta Tesis como David Humphrey, Allen Berger, Knox Lovell, Edward Gardener, Finn Førsund y Henry Tulkens, con los que pude discutir algunos trabajos y completar mi formación en algunas áreas.

En último lugar, y no por ello menos importante, deseo expresar mi agradecimiento por las ayudas financieras recibidas a la *Conselleria de Educació i Ciència* para el período 1990-93 durante el que fui becario, y muy especialmente a la *Fundación Fondo para la Investigación Económico y Social*, y a su director del área financiera, D. Juan Antonio Maroto por el estímulo final que supuso la financiación prestada para la conclusión de la presente Tesis.

INTRODUCCIÓN

1. PASADO Y PRESENTE DEL SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL

Desde que España entró en la CEE, o incluso con anterioridad, la preocupación de la mayoría de los sectores económicos ha sido prepararse de cara a la integración europea para, de este modo, poder hacer frente con éxito a los potenciales competidores comunitarios. El sector financiero en general y el bancario en particular no son una excepción, sino que constituyen uno de los más claros exponentes de lo que es una rápida y continuada adaptación a las nuevas condiciones impuestas por el entorno competitivo. En concreto, en el sector bancario, tanto las autoridades reguladoras como los propios participantes han reaccionado mucho más rápidamente que otros sectores a las nuevas condiciones.

Esta reacción parece haberse acentuado en los últimos años, durante los cuales el sector bancario se ha visto involucrado en una serie de procesos: introducción y adaptación a las nuevas tecnologías, liberalización, internacionalización, universalización y desregulación. Estos procesos han sido impulsados tanto por las autoridades, que han procedido a la desregulación del sector, como desde las propias empresas bancarias, algunas de las cuales se han fusionado o se preparan para hacerlo, establecen acuerdos de cooperación, o simplemente desarrollan estrategias de medio y largo plazo que les permitan hacer frente con éxito a las nuevas condiciones que impone el nuevo entorno económico.

Hasta finales de los años setenta, el Sistema Bancario Español (SBE) estaba sometido a regulaciones estrictas que afectaban a los precios de los productos bancarios, limitaban el ámbito de actuación geográfica y funcional

de las empresas bancarias y restringían el libre establecimiento de nuevas empresas.

Esta estricta normativa representaba un serio obstáculo a la libre competencia, actuando en algunos casos como barrera de entrada al proteger al mercado nacional de incursiones foráneas, o como barrera de salida, impidiendo que el propio mercado depurara al sector de las empresas fracasadas. Como consecuencia de ello, en esos años el SBE era un sector fuertemente regulado y protegido de la competencia, en el que el impulso innovador y las iniciativas privadas eran mas bien escasas.

En los últimos años el panorama descrito ha cambiado sustancialmente. En la actualidad, el SBE, como la mayor parte de los sistemas bancarios occidentales, está sometido a intensos procesos de desregulación y liberalización.

La consecuencia directa de esos procesos ha sido la profunda transformación del SBE, desde un sistema rígido, intervenido y con mayoritaria presencia doméstica, hacia un esquema de funcionamiento libre y cada vez más integrado en el entorno financiero internacional.

No obstante, este fenómeno no es tan reciente como a veces se da a entender, sino que es un proceso que comienza hace asi dos décadas, si bien se acelera a partir de la entrada de nuestro país a la entonces denominada Comunidad Económica Europea. En el cuadro 1 se presentan algunas de las principales desregulaciones realizadas.

Cuadro 1

Ley/Decreto/Orden	Objeto
R.D. 2290/1977 (27 de Agosto)	Equiparación operativa de bancos y cajas de ahorro.
Ley 24/1988 (28 de Julio)	Modernización del mercado de valores.
R.D. 1144/1988 (30 de Septiembre)	Regulación liberalizadora de la creación de bancos privados e instalación en España de entidades de crédito extranjeras.
Ley 37/1988 (28 de Diciembre) desarrollada por el R.D. 37/1989 (13 de Enero)	Eliminación de los coeficientes de inversión obligatoria de las entidades de depósito.
Orden de 12 de Diciembre de 1989	Liberalización de los tipos de interés.
Ley 4/1990 (23 de Junio)	Establecimiento de las nuevas bases del coeficiente de caja.
Ley 13/1992	Adaptación a la directiva comunitaria del coeficiente de recursos propios.

El principal efecto de los procesos de liberalización ha sido la intensificación de la competencia que, a partir de los primeros procesos desreguladores, se erige como la principal fuerza impulsora de una serie de cambios que a continuación se sintetizarán.

Esta nueva situación debería incidir positivamente en la eficiencia de las empresas, pues es de esperar que los costes de intermediación disminuyan, tanto por el efecto de la competencia (forzando a las empresas a la reducir los costes) como por la explotación de las economías de escala, más evidentes al tratarse ahora de mercados más amplios y menos

segmentados.

El aumento de la competencia en el SBE es un rasgo mucho más intenso de lo que parece a simple vista, a tenor de la escasa entrada de instituciones extranjeras. En efecto, ahora los bancos no sólo deben de hacer frente a la competencia de las instituciones bancarias ya establecidas, sino también a los competidores potenciales. Entre éstos cabe considerar la competencia de instituciones no bancarias que ofertan productos sustitutivos de los productos bancarios de activo y de pasivo. Es decir, ahora los bancos además de competir en el mercado de productos bancarios, tienen que hacerlo también en el de otros productos financieros.

La secuela más directa derivada de la aparición de estos productos financieros sustitutivos ha sido la caída de la demanda de productos bancarios en un proceso que se denomina "desintermediación". La desintermediación supone un duro ataque a una de las funciones básicas de los bancos, la intermediación financiera. Cada vez más, el ahorro del sector privado se canaliza directamente a los prestatarios últimos sin pasar por los bancos, aunque éstos sigan siendo los principales intermediarios.

La repercusión de la desintermediación en el negocio bancario ha sido importante. La captación de pasivo por la vía tradicional (depósitos) disminuye con la desintermediación, al aparecer instituciones no bancarias que también lo hacen. En lo que respecta a las operaciones de activo, algunos clientes, fundamentalmente grandes empresas, buscan financiación en los mercados de dinero y de capitales, disminuyendo así la demanda de financiación bancaria. En resumen, la pérdida de importancia de los activos

y pasivos bancarios se traduce en una disminución del grado de bancarización de la economía, a pesar del crecimiento experimentado por el sistema financiero en su conjunto.

En el gráfico 1 se observa como crece la importancia del sistema financiero, medida a través de la ratio Activos financieros en relación al PIB. Por su parte, en el gráfico 2 se observa que los activos financieros gestionados por los bancos (depósitos y créditos) representan un porcentaje cada vez menor de los activos financieros totales (eje de la izquierda), mientras que aumenta el peso de otros activos financieros no bancarios (obligaciones y títulos de renta variable), representados en el eje de la derecha.

No cabe duda de que la mayor competencia repercute positivamente sobre la economía real: incentiva la creación de nuevos productos financieros, impulsa la mejora de la calidad de los ya existentes y fuerza a las empresas a reducciones de precios de sus operaciones activas y pasivas.

Sin embargo, a la competencia también se le atribuyen algunos efectos perversos. Uno de ellos es la aparición de nuevos riesgos para las empresas. Básicamente existen dos razones que sustentan esta idea. La primera se basa en que el incremento de la competencia incentiva la adopción de posiciones arriesgadas por parte de las entidades. La segunda se basa en que la existencia de mercados más competitivos hace que cada vez más el papel de las fuerzas del mercado cobre mayor importancia, haciendo cada vez más difícil la supervivencia de las empresas menos eficientes.

Gráfico 1
Evolución de los Activos Financieros
en relación al PIB

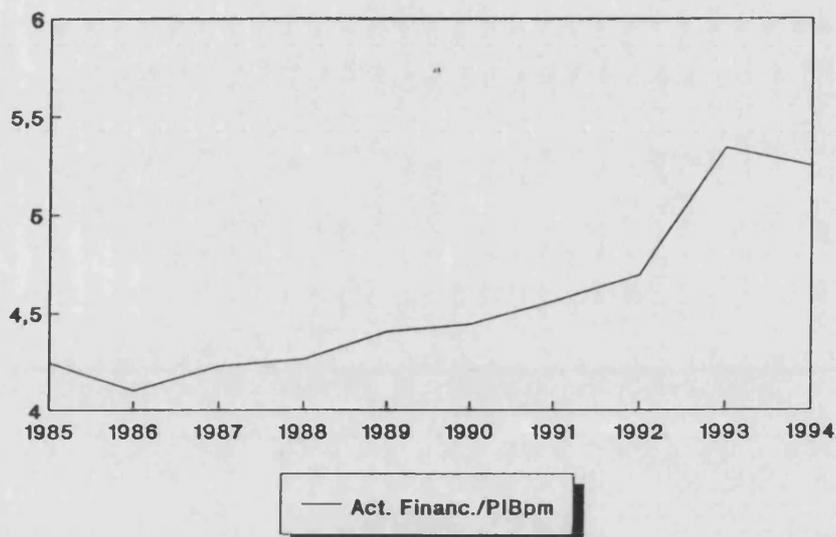
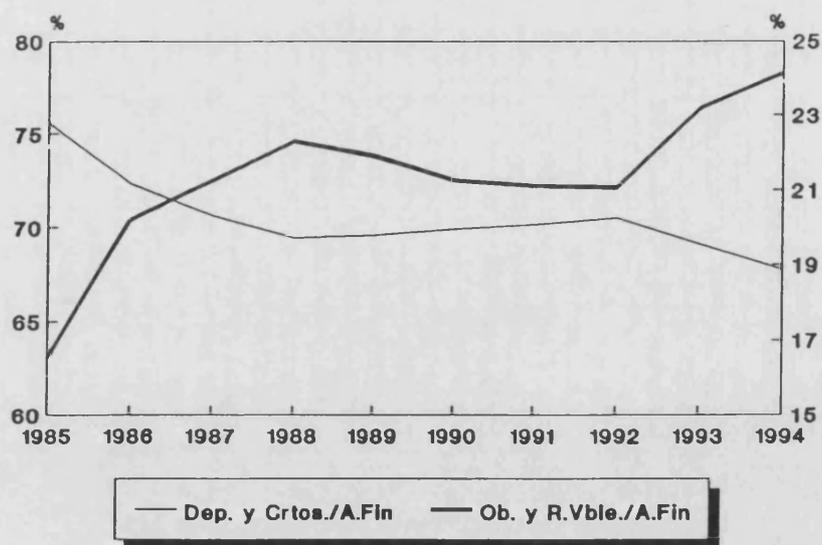


Gráfico 2
Porcentaje de los activos
financieros bancarios y no
bancarios.



Fuente: Banco de España

En estas circunstancias, y dada la trascendencia de las instituciones bancarias, el papel de la autoridad supervisora es crucial. Su misión ya no es tanto impedir el fracaso de entidades, sino velar para que el reajuste se realice de la forma menos costosa posible para la economía real, evitando que el fracaso de las empresas contagie al resto del sistema (riesgo sistémico).

Inevitablemente, la estructura de los balances de las entidades, ha cambiado en estos años como consecuencia de los procesos descritos. En este sentido, de su análisis se pueden deducir algunas tendencias (véanse cuadros 2 y 3).

En el caso de la banca privada, en primer lugar, y fundamentalmente como consecuencia de la desintermediación, se observa una disminución de la importancia de los depósitos como forma de captación de pasivo, y de los créditos a residentes como principal operación activa.

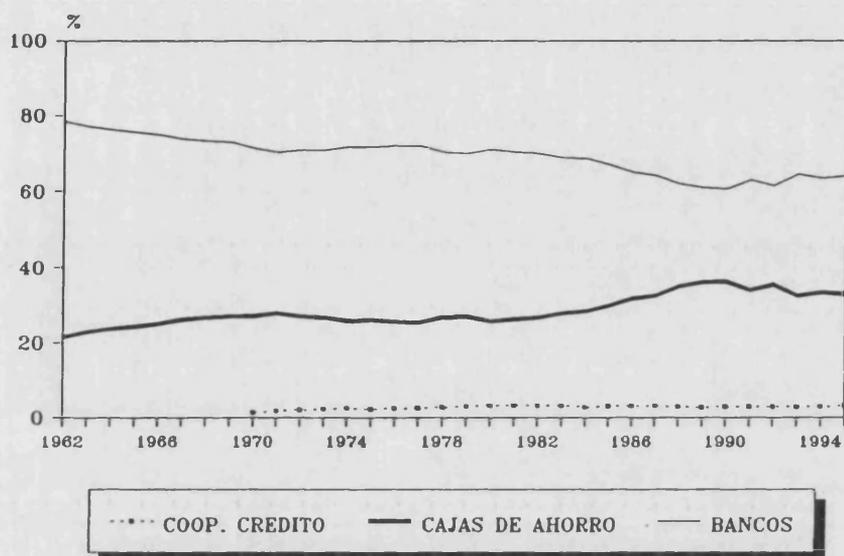
Por otra parte, debido a la mayor internacionalización del sistema, se observa que la importancia del sector exterior en la banca, tanto en las operaciones de activo como de pasivo, se ha cuadruplicado a lo largo de estas últimas dos décadas. Como contrapartida, el negocio realizado con sectores residentes ha disminuido notablemente, rasgo que corrobora la paulatina internacionalización del mercado bancario.

Los efectos de la homogeneización legal de bancos y cajas también se han traducido en cambios en la estructura de balances. Así, las tradicionalmente diferentes orientaciones del negocio de bancos y cajas se

han difuminado, si bien todavía se mantienen ciertas características diferenciales de las cajas de ahorro frente a la banca privada: menor coste del pasivo, orientación del negocio hacia el sector residente (principalmente economías domésticas y PYMES), financiación a las AA.PP., etc.

Como consecuencia de las características diferenciales de las cajas, todavía existentes, éstas se ven menos influenciadas por las fluctuaciones cíclicas de la economía y por la desregulación. Así, la menor rotación de sus inversiones, los mayores beneficios de la desregulación (fundamentalmente apertura de oficinas y eliminación de los coeficientes de inversión obligatoria), el menor impacto de la desintermediación por su especialización en el segmento de negocio asociado a las economías domésticas y PYMES, etc. han permitido a las cajas ganar cuota de mercado en el sistema financiero (véase gráfico 3). De hecho, en el cuadro 3 se observa como las cajas de ahorro no se han visto tan perjudicadas por la desintermediación por el lado del activo, sino que los créditos siguen siendo, y de forma creciente, la principal orientación de las operaciones activas. Este hecho se encuentra estrechamente ligado a la eliminación de los coeficientes de inversión obligatoria, que supuso la liberalización de los recursos destinados a la compra de valores de renta fija. No obstante, como puede observarse, esta liberalización de recursos no significa una disminución de la financiación a las AA.PP., pues paralelamente a la disminución de la participación de los valores de renta fija, se da un incremento de la financiación a las mismas.

Gráfico 3
Cuotas de mercado
(% de Activos Totales)



Cuadro 2
Estructura porcentual del balance: Bancos residentes

ACTIVO	1970	1975	1980	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
1.Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2.Sistema Crediticio	12.7	12.1	13.7	20.9	19.4	22.4	24.7	24.7	23.3	24.1	23.0	23.8	21.3	20.0
3.Adm. Públicas	13.2	8.2	7.0	16.5	20.5	19.1	15.6	14.6	15.7	12.8	13.1	13.4	17.6	17.9
3.1.Créditos	0.0	0.0	0.0	1.0	1.1	1.2	1.4	1.0	1.6	2.7	3.0	2.7	5.0	5.6
3.2.Valores a c.pzo	0.0	0.0	0.0	8.7	11.1	10.8	10.8	10.1	10.2	6.3	6.1	4.8	4.8	4.6
3.3.Valores a l.pzo	13.2	8.2	7.0	6.8	8.3	7.0	3.4	3.6	3.8	3.8	4.0	5.8	7.8	7.7
4.Otros sec. resid.	64.3	68.4	60.1	41.8	41.9	42.1	44.2	45.6	45.3	46.6	44.4	35.7	36.4	36.6
4.1.Créditos	61.1	64.7	57.8	39.9	39.8	39.8	41.5	42.9	42.7	43.7	41.8	33.2	34.0	34.1
4.2.Valores	3.2	3.7	2.3	1.9	2.1	2.2	2.6	2.7	2.6	3.0	2.6	2.5	2.4	2.5
4.2.1.De renta fija a c.plazo	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1
4.2.2.De renta fija a l.plazo	0.4	0.2	0.2	0.5	0.5	0.5	0.4	0.3	0.3	0.4	0.3	0.3	0.3	0.2
4.2.3.De renta variable	2.8	3.5	2.1	1.5	1.5	1.5	2.1	2.1	2.1	2.4	2.2	2.0	2.1	2.2
5.Sector Exterior	4.7	4.7	11.2	11.2	10.6	8.5	7.8	7.3	7.9	8.0	12.7	21.3	17.4	18.2
6.Otras operaciones	5.1	6.5	8.0	9.6	7.7	8.0	7.7	7.8	7.8	8.5	6.7	5.8	7.2	7.2
PASIVO	1970	1975	1980	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
1.Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2.Sistema Crediticio	17.4	13.7	13.3	21.3	21.9	19.8	19.0	19.5	17.7	19.7	23.3	30.5	29.0	29.3
3.Administr. Públicas	0.0	0.0	0.0	2.1	1.9	1.8	2.1	3.6	3.1	3.3	3.1	2.6	2.5	2.4
4.Otros sectores residentes	67.7	68.2	62.0	51.2	52.0	53.4	52.9	50.4	50.6	47.4	43.3	37.3	38.3	39.4
4.1.Depósitos	64.5	63.3	57.6	42.3	38.1	36.8	36.5	35.2	36.9	35.4	33.4	28.6	27.9	28.9
4.2.Cesiones temp. act.	0.0	0.0	0.0	4.2	8.5	11.5	11.3	10.9	10.7	9.2	8.1	7.3	7.4	7.6
4.3.Valores	1.6	2.9	1.8	2.5	3.0	2.2	1.6	1.0	0.6	0.5	0.3	0.5	2.0	1.9
4.3.1.A corto plazo	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.3	0.3
4.3.3.A largo plazo	1.6	2.9	1.8	2.5	3.0	2.2	1.6	1.0	0.6	0.5	0.3	0.4	1.7	1.6
4.4.Resto de acreedores	1.6	1.9	2.6	2.2	2.4	2.9	3.5	3.4	2.4	2.2	1.4	0.9	1.0	1.0
5.Sector exterior	4.8	7.4	14.0	11.1	10.8	10.5	11.3	11.4	13.5	13.3	15.9	17.0	17.3	16.0
6.Otras operaciones	10.1	10.7	10.7	14.2	13.4	14.4	14.8	15.1	15.2	16.2	14.3	12.6	12.9	12.9

Fuente: Banco de España

Cuadro 3
Estructura porcentual del balance: Cajas de Ahorro

ACTIVO	1970	1975	1980	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
1.Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2.Sistema Crediticio	12.5	18.9	19.5	25.5	25.0	22.4	23.4	24.4	21.7	23.6	24.8	24.7	19.8	18.1
3.Adm. Públicas	5.6	2.7	4.5	20.8	23.2	24.4	24.1	22.7	24.2	19.8	19.2	16.5	21.4	23.2
3.1.Créditos	0.3	0.2	0.4	2.3	2.4	2.6	2.5	2.3	3.2	3.9	4.5	4.6	5.2	6.1
3.2.Valores a c.pzo	0.0	0.0	0.0	12.3	8.9	10.8	11.4	12.9	13.7	9.8	9.3	6.7	7.2	6.7
3.3.Valores a l.pzo	5.4	2.5	4.1	6.2	11.9	11.0	10.2	7.5	7.4	6.2	5.4	5.2	9.1	10.4
4.Otros sec. resid.	76.1	73.3	67.9	43.4	41.7	43.1	43.2	43.3	42.6	45.2	45.6	45.4	45.7	46.1
4.1.Créditos	40.2	42.6	44.6	33.8	33.9	36.4	37.6	38.9	39.1	41.8	42.3	41.9	42.5	42.7
4.2.Valores	35.9	30.7	23.3	9.5	7.7	6.7	5.6	4.4	3.5	3.4	3.3	3.5	3.2	3.4
4.2.1.De renta fija a c.plazo	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.6	0.8	0.6	0.3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.3
4.2.2.De renta fija a l.plazo	33.2	27.0	21.7	8.6	6.5	4.9	3.3	2.2	1.4	1.4	1.2	1.3	1.1	1.1
4.2.3.De renta variable	2.7	3.8	1.6	1.0	1.2	1.2	1.6	1.7	1.8	1.7	1.8	1.9	1.8	2.0
5.Sector Exterior	0.0	0.0	0.0	0.6	0.9	0.8	0.7	0.9	1.6	2.0	3.5	6.8	6.2	5.6
6.Otras operaciones	5.7	5.0	8.1	9.8	9.3	9.3	8.6	8.8	9.8	9.4	7.0	6.6	6.9	7.0
PASIVO	1970	1975	1980	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
1.Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2.Sistema Crediticio	4.7	6.5	5.7	5.8	4.9	3.9	3.6	5.7	5.9	5.7	10.6	9.0	9.8	9.4
3.Administr. Públicas	2.6	2.5	3.1	4.1	3.9	3.8	3.9	4.6	4.2	3.3	3.0	2.5	2.4	2.3
4.Otros sectores residentes	89.8	86.3	84.8	76.2	76.9	77.0	76.6	73.6	72.1	73.7	70.8	72.9	73.2	73.4
4.1.Depósitos	89.8	86.3	82.0	65.3	63.0	59.9	57.2	53.2	54.3	58.7	57.0	59.0	59.3	58.7
4.2.Cesiones temp. act.	0.0	0.0	0.0	2.9	2.4	4.2	7.7	12.8	12.8	11.0	10.8	10.6	11.4	12.3
4.3.Valores	0.0	0.0	0.0	4.9	5.6	4.2	2.8	1.6	1.0	1.1	1.1	1.4	1.4	1.4
4.3.1.A corto plazo	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
4.3.3.A largo plazo	0.0	0.0	0.0	4.9	5.6	4.2	2.8	1.6	1.0	1.1	1.1	1.4	1.3	1.3
4.4.Resto de acreedores	0.0	0.0	2.8	3.0	6.0	8.7	8.9	6.0	4.0	3.0	1.9	1.8	1.1	1.1
5.Sector exterior	0.0	1.0	1.8	2.0	1.9	1.9	2.1	2.0	2.7	2.8	2.6	2.9	2.8	2.7
6.Otras operaciones	2.8	3.6	4.6	11.9	12.4	13.5	13.8	14.1	15.0	14.5	13.0	12.7	11.8	12.2

Fuente: Banco de España.

Ante esta situación, las estrategias que han seguido las entidades de depósito para hacer frente a los procesos descritos son variadas: expansión de las áreas de negocio en las que disfrutan de ventajas comparativas (PYMES y economías domésticas), desarrollo de actividades financieras no bancarias pero con estrecha relación con el negocio bancario, búsqueda de la dimensión óptima, etc. y en cualquier caso, mejoras en la calidad en la gestión.

Por último, la innovación financiera y los trepidantes desarrollos en el ámbito de las nuevas tecnologías han permitido nuevas formas de operar que proporcionan nuevas formas de cobertura pero originan también nuevos riesgos. Además, las tecnologías aplicadas tanto en el *front-office* como en el *back-office* han supuesto un notable ahorro en mano de obra. Sin embargo, los ahorros en costes fruto de su aplicación no son muy evidentes.

2. OBJETIVOS DE ESTA TESIS

Para valorar los resultados de todas estas transformaciones, el análisis de la eficiencia, sus determinantes y su evolución adquieren un interés crucial. En efecto, la eficiencia de la empresa bancaria es una cuestión que no sólo preocupa a los propietarios y clientes de la empresa, sino también al sector público. El interés de los propietarios en la eficiencia descansa en el principio de maximización de beneficio, que se supone que rige la actividad empresarial, ya que cuanto más eficiente sea la empresa en el desarrollo de sus actividades incurrirá en menores costes por unidad de output y, por tanto, *ceteris paribus*, obtendrá mayores beneficios.

Por su parte, los intereses de los clientes en la eficiencia bancaria están basados en el deseo de éstos de pagar menores precios por los servicios que perciben y obtener una mayor remuneración por los fondos que prestan, así como obtener servicios de mayor calidad. Todo ello es posible conseguirlo cuando la empresa es más eficiente.

El sector público está igualmente interesado en la eficiencia del sector bancario por dos razones. El sistema bancario es uno de los sectores más interconectados con el resto de sectores de la economía en su actuación como intermediario financiero, canalizando fondos de los ahorradores últimos hasta los prestatarios últimos. Ello hace que su comportamiento tenga importantes efectos externos para el resto de la economía. Si la intermediación bancaria se hace de forma costosa, repercutirá de forma negativa sobre el resto de sectores. Además, la eficiencia y estabilidad del sistema bancario es deseable porque éste es un medio muy destacado a través del cual la política monetaria se difunde hacia el sector real de la economía.

A pesar del interés que presenta su análisis, el estudio de algunas dimensiones de la eficiencia de las empresas bancarias no ha ocupado un lugar muy destacado en el estudio de estos cambios del sector bancario; en los últimos años casi toda la atención se ha dedicado al análisis de la presencia/ausencia de economías de escala y alcance, prestándose relativamente menos atención a la medición de la que es la principal fuente de las diferencias en costes medios de las empresas: las llamadas

ineficiencias-X^[*]. En efecto, según los resultados de numerosos estudios y los obtenidos en esta Tesis, los errores en la minimización de costes o maximización de beneficios debidos a sobre-uso de determinados inputs y/o asignación subóptima de los mismos, dados los precios, tienen mucha mayor importancia en los costes que la existencia de un tamaño y/o diversificación subóptimos.

La comparación de la eficiencia alcanzada por las empresas ha sido tradicionalmente abordada mediante el uso de indicadores de productividad y mediante la utilización de números índices. No obstante, la publicación del trabajo pionero de Farrell en 1957 ha promovido la aparición y desarrollo de nuevas técnicas econométricas y matemáticas para la evaluación de la eficiencia, basadas en la estimación y cálculo de la frontera, formada por las empresas eficientes, que resuelven algunos de los problemas inherentes a las técnicas hasta el momento utilizadas.

La mayoría de los estudios sobre economías de escala y alcance no usan una aproximación frontera, definida a partir del conjunto de las mejores observaciones disponibles, sino que consideran funciones promedio. Sin embargo, desde un punto de vista teórico los conceptos de economías de escala y alcance son únicamente aplicables a la frontera eficiente. Ignorar la posible existencia de comportamientos no eficientes, problema inherente a todos los trabajos que utilizan funciones medias, no constituye solamente

*Las llamadas ineficiencias-X comprenden las ineficiencias técnicas y asignativas, distintas de las de escala y alcance y son debidas a errores de gestión y de organización, asignación errónea de los recursos dados sus precios, etc. Véase Leibenstein (1966) y Stigler (1976). Pueden encontrarse revisiones sobre estudios dedicados al análisis de economías de alcance y escala en Clark (1988) y Evanoff y Israilevich (1991).

un problema de índole conceptual, sino que puede influir seriamente en las estimaciones sobre economías de escala y alcance, ya que éstas reflejarían no sólo las ineficiencias de escala y alcance, sino también las de tipo $X^{[**]}$.

El objetivo de esta Tesis doctoral es analizar la influencia de las referidas transformaciones en la productividad, eficiencia y cambio técnico de las empresas bancarias españolas en la etapa comprendida entre la incorporación de España a la CEE (1986) y el inicio del mercado único (1993). Para ello, se realizarán comparaciones entre dos grupos de instituciones, banca nacional y cajas de ahorro, si bien en el cuarto capítulo se amplía el análisis al caso de la banca extranjera.

La Tesis se estructura en cinco capítulos. El primero de ellos está dedicado al estudio del concepto de eficiencia, estableciendo las bases microeconómicas que fundamentan su definición. Adicionalmente, se presenta una panorámica de la literatura existente sobre la medición de la eficiencia, clasificando metodológicamente todas las técnicas existentes para su medición, respetando, en lo posible, un cierto orden cronológico en la exposición. En este panorama de la literatura se destacan las ventajas e inconvenientes inherentes a cada técnica, así como las aplicaciones más relevantes.

Si bien existe cierto consenso sobre el hecho de que las ineficiencias

**Este problema es en algunos casos de poca trascendencia empírica en el caso de las economías de escala, aunque sí suele afectar seriamente en la estimaciones de economías de alcance. Véase Charnes, Cooper y Sueyoshi (1988), Berger y Humphrey (1991), McAllister y McManus (1993) y Mester (1993).

de tipo X dominan a las de escala y alcance, y que éstas deben medirse mediante una aproximación frontera, la elección de la técnica apropiada para su medición constituye uno de los temas que plantean mayor controversia en la actualidad, ya que no existe una regla fácil que determine el método que se ajusta mejor a la naturaleza de los datos bancarios. Esto no sería un problema si todas las técnicas llegaran a similares conclusiones, pero desafortunadamente la elección de la técnica puede resultar decisiva para los resultados, lo que plantea el interrogante de cuál de ellas es la más adecuada.

El segundo capítulo se dedica a comparar los indicadores de eficiencia obtenidos mediante el uso de varias técnicas. Los resultados obtenidos muestran que, si bien existen discrepancias entre técnicas, no sólo en lo que se refiere a la cuantificación de la eficiencia sino también en lo que respecta a las posiciones relativas de las empresas, éstas, por lo general, no son lo suficientemente acusadas como para influir en las conclusiones que de su análisis se derivan.

Los resultados obtenidos en el segundo capítulo en relación a la comparación de las medidas de eficiencia corroboran algunas de las afirmaciones realizadas en el primer capítulo en lo que se refiere a las ventajas de las técnicas no paramétricas frente al resto. Este hecho ha impulsado el estudio del cambio productivo mediante el uso simultáneo de la técnica no paramétrica denominada *Data Envelopment Analysis* junto con la metodología propuesta por Berg, Førsund y Jansen (1992) basada el índice de Malmquist. Así, en el capítulo tercero, se calcula el cambio productivo utilizando el índice de Malmquist y la técnica DEA,

descomponiendo los cambios productivos experimentados por las empresas en acercamientos de las mismas a la frontera (*catching-up*) y en desplazamientos de la propia frontera (cambio técnico). Con objeto de analizar los orígenes de los cambios de la eficiencia, se descompone adicionalmente el efecto *catching-up* en cambios en la eficiencia técnica pura y cambios en la eficiencia de escala.

En el cuarto capítulo se aborda el análisis de la productividad de las empresas bancarias mediante el uso de la productividad global de los factores como índice de eficiencia. Este indicador resuelve algunos de los problemas en que se incurre mediante el uso de los, muy profusamente utilizados, indicadores parciales de productividad. En este capítulo se analiza la posición relativa de las empresas y su evolución a lo largo de la etapa de estudio, y además se incorpora la posibilidad de existencia de costes de ajuste que puedan influir en la velocidad de ajuste y, por tanto, en la evolución de la productividad. En este capítulo se analiza, haciendo uso de las técnicas de datos de panel, los principales determinantes de la dispersión y evolución de la productividad.

Si bien cada capítulo dedica una sección a presentar las conclusiones específicas del mismo, en el quinto y último capítulo se recogen las conclusiones generales obtenidas en esta Tesis.

CAPITULO I:

***EL CONCEPTO ECONÓMICO
DE EFICIENCIA:
TÉCNICAS PARA SU MEDICIÓN Y
EVIDENCIA EMPÍRICA***

1. EL CONCEPTO ECONÓMICO DE EFICIENCIA

1.1 Introducción.

A menudo se suelen emplear los términos productividad y eficiencia como si de sinónimos se tratara. Si bien ambos términos están estrechamente relacionados su significado no es idéntico. Así, en el caso más simple en el que la tecnología pueda ser caracterizada por el empleo de un sólo un input para la producción de un único output, la *productividad* puede ser definida como el cociente entre el output obtenido y el input requerido para su producción. No obstante, cuando existen varios inputs y/o varios outputs nos enfrentamos al problema de la agregación. Este problema se suele resolver mediante la utilización de los precios como ponderadores de forma que, de nuevo, obtengamos la productividad como un cociente de dos escalares.

Entre los orígenes de los diferentes niveles de productividad mostrados por las empresas se encuentran las diferencias en la tecnología, diferencias en el ambiente (desde las regulaciones al clima) diferencias en la cualificación de los factores empleados y diferencias en la *eficiencia*. En este capítulo estamos interesados únicamente en este último concepto, y de su análisis debe derivarse una clarificación de su relación precisa con el concepto de productividad.

La eficiencia de una empresa es un indicador obtenido de la comparación entre los valores de inputs y outputs observados en la misma y los óptimos. Los valores óptimos se obtienen de la consideración del

máximo nivel del vector de outputs, dado un vector de inputs, o del mínimo vector de inputs dado un vector de outputs. En ambos casos, el óptimo determina la frontera de posibilidades de producción, entendida como el mejor comportamiento estimado/calculado a partir de las observaciones disponibles. La medida de eficiencia así obtenida se denomina *eficiencia técnica*.

Si la comparación se realiza considerando un óptimo definido en términos de un objetivo económico determinado, que se supone que la empresa persigue (minimización de costes, maximización de ingresos o beneficios), la medida de eficiencia que se obtiene se denomina *eficiencia económica*.

El concepto de eficiencia económica se puede entonces descomponer en sus dos componentes, *eficiencia técnica* y *eficiencia asignativa*. El primero, definido anteriormente, se refiere a la producción de la máxima cantidad de outputs con la menor cantidad de inputs, y tiene las dos versiones mencionadas: la orientada a los outputs, basada en la producción de la máxima cantidad de outputs *dado* un vector de inputs y la orientada a los inputs, referida a la producción de un vector *dado* de outputs con la menor cantidad de inputs. En este sentido, se diría que *un productor es técnicamente eficiente si a) una reducción en cualquier input requiere la reducción de, por lo menos, un output o un incremento de, por lo menos, otro input; o si b) un incremento de cualquier output requiere incrementar, al menos, algún input, o la reducción de, al menos, un output*. A esta medida de eficiencia se le suele denominar eficiencia en sentido de Koopmans.

El otro componente de la eficiencia económica, la eficiencia asignativa, se refiere a la capacidad de las empresas para combinar sus inputs y outputs en las proporciones óptimas^[1], dados los precios existentes. La cuantificación de este componente se suele realizar de forma residual, a partir de la evaluación de la eficiencia económica y la eficiencia técnica, según veremos posteriormente. Una empresa es eficiente en sentido económico cuando es técnica y asignativamente eficiente^[2].

Entre las causas que pueden originar la aparición de ineficiencias técnicas están la propia estructura organizativa de las empresas, la calidad en la gestión de las mismas, la falta de presión competitiva, factores que originan un sobre-uso de recursos, etc. No obstante, es difícil separar en las estimaciones empíricas de la ineficiencia lo que es realmente ineficiencia técnica de lo que son meros errores de medición y/o incapacidad de captar la calidad en algunas variables, o simplemente la no consideración de variables relevantes.

Por su parte, entre las causas de la aparición de ineficiencias asignativas están la persistente infra-sobrevaloración de los precios (corrientes o esperados), la preferencia por el uso de determinados inputs en detrimento de otros, la dificultad de captar los costes de ajuste que se producen en la reasignación de los recursos, etc.

¹El óptimo económico es aquella combinación que minimiza costes o, en su caso, maximiza ingresos o beneficios.

²Nótese que el hecho de que una empresa sea técnicamente eficiente implica además que no presenta ineficiencias de escala. A la medida de eficiencia técnica a la cual se le han descontado las ineficiencias de escala se la denomina *eficiencia técnica pura*. Véase Førsund et al. (1980).

En las siguientes secciones se analizan con mayor detenimiento los conceptos anteriores.

1.2. Eficiencia técnica.

La eficiencia técnica se refiere, por tanto, a una utilización óptima de los recursos empleados. En este sentido fue Farrell (1957) el primero en introducir una medida de la eficiencia técnica. El éxito de su trabajo se debe a que, sin incurrir en los problemas inherentes a la utilización de números índices, propone una medida de eficiencia que tiene en cuenta todos los inputs utilizados por la empresa. La práctica común hasta entonces era el uso de indicadores parciales, tales como la productividad del trabajo, como indicadores de eficiencia^{3]}, o los mencionados números índices. No obstante, Farrell no dio una definición formal de su medida de eficiencia técnica de una unidad productiva, sino que se limitó a ofrecer una metodología para la medición de la eficiencia.

Farrell propuso dos medidas diferentes de eficiencia técnica. La primera medida la definió como "la unidad menos la máxima reducción radial (equiproporcional) a la que puede someterse el vector de inputs de una empresa, tal que la empresa pueda todavía producir el vector de outputs dado". Si no es posible realizar tal reducción, la empresa es técnicamente eficiente y la medida obtenida es la unidad, siendo ineficiente en otro caso.

No obstante, también es posible definir la eficiencia técnica como "el

³Sobre los inconvenientes de los indicadores parciales de productividad véase Pérez y Doménech (1990) y el capítulo cuarto de esta Tesis.

incremento equiproporcional que puede realizarse en los outputs de una empresa dado un vector de inputs". Bajo rendimientos constantes a escala, ambas medidas son equivalentes, proporcionando en cambio diferentes medidas de la eficiencia cuando dicha circunstancia no se cumple.

Siguiendo a Lovell (1993) y a Färe y Lovell (1978), se ofrecen a continuación, formalmente, las dos definiciones anteriores.

Supongamos que las empresas usan n factores productivos, $x=(x_1, \dots, x_n) \in R^n_+$ para producir m outputs $y=(y_1, \dots, y_m) \in R^m_+$. La tecnología puede representarse con un conjunto de inputs,

$$L(y)=\{x: (y,x) \text{ es factible}\} \quad [1.1]$$

que para todo $y \in R^m_+$ tiene una isocuanta

$$\text{Isoq}L(y)=\{x:x \in L(y), \theta x \notin L(y), \theta \in [0,1)\} \quad [1.2]$$

y un subconjunto de combinaciones eficientes

$$\text{Eff}L(y)=\{x:x \in L(y), x' \notin L(y), x' \leq x\} \quad [1.3]$$

Nótese que $\text{Eff}L(y) \subseteq \text{Isoq}L(y)$. La función distancia de input de Shephard (1970) permite dar una representación funcional a una tecnología de múltiples outputs:

$$D_1(y,x)=\max\{\mu: (x/\mu) \in L(y)\} \quad [1.4]$$

en donde $D_1(y,x) \geq 1$ y;

$$L(y) = \{x: D_1(y,x) \geq 1\} \quad [1.5]$$

$$\text{Isoq}L(y) = \{x: D_1(y,x) = 1\} \quad [1.6]$$

$$\text{Eff}L(y) = \{x: D_1(y,x) = 1, D_1(y,x') < 1, \forall x' \leq x\} \quad [1.7]$$

La medida de eficiencia técnica de Farrell orientada a los inputs puede expresarse como:

$$F_1(y,x) = \min\{\theta: \theta x \in L(y)\} \quad [1.8]$$

en donde $F_1(y,x) \leq 1$. Dicha medida es la inversa de la función distancia de Shepard, $F_1(y,x) = [D_1(y,x)]^{-1}$, y $\text{Isoq}L(y) = \{x: F_1(y,x) = 1\}$.

En lo que respecta a la medida de eficiencia técnica orientada a los outputs, y replicando lo anterior, podemos representar la tecnología con un conjunto de outputs,

$$P(x) = \{y: (x,y) \text{ es factible}\} \quad [1.9]$$

que para todo $x \in R^+_+$ tiene una isocuanta

$$\text{Isoq}P(x) = \{y: y \in P(x), \xi y \notin P(x), \xi \in (1, +\infty)\} \quad [1.10]$$

y un subconjunto de combinaciones eficientes



$$\text{Eff}P(x) = \{y: y \in P(x), y' \notin P(x), y' \geq y\} \quad [1.11]$$

Nótese que $\text{Eff}P(x) \subseteq \text{Isoq}P(x)$. La función distancia de output de Shephard es

$$D_o(x,y) = \min\{\xi: (y/\xi) \in P(x)\} \quad [1.12]$$

en donde $D_o(x,y) \leq 1$ y;

$$P(x) = \{y: D_o(x,y) \leq 1\} \quad [1.13]$$

$$\text{Isoq}P(x) = \{y: D_o(x,y) = 1\} \quad [1.14]$$

$$\text{Eff}P(x) = \{y: D_o(x,y) = 1, D_o(x,y') > 1, \forall y' \geq y\} \quad [1.15]$$

La medida de eficiencia técnica de Farrell orientada a los outputs puede expresarse como:

$$F_o(x,y) = \max\{\xi: \xi y \in P(x)\} \quad [1.16]$$

en donde $F_o(x,y) \geq 1$. Dicha medida es la inversa de la función distancia de Shepard, $F_o(x,y) = [D_o(x,y)]^{-1}$, y $\text{Isoq}P(x) = \{y: F_o(x,y) = 1\}$.

Las dos medidas de eficiencia expuestas se ilustran en los gráficos 1.1 (i) y (ii). En ellos están representadas las empresas A, B, C y D. Según las dos definiciones anteriores, las empresas A y B son técnicamente ineficientes, mientras que C y D son eficientes.

Gráfico 1.1 (i)

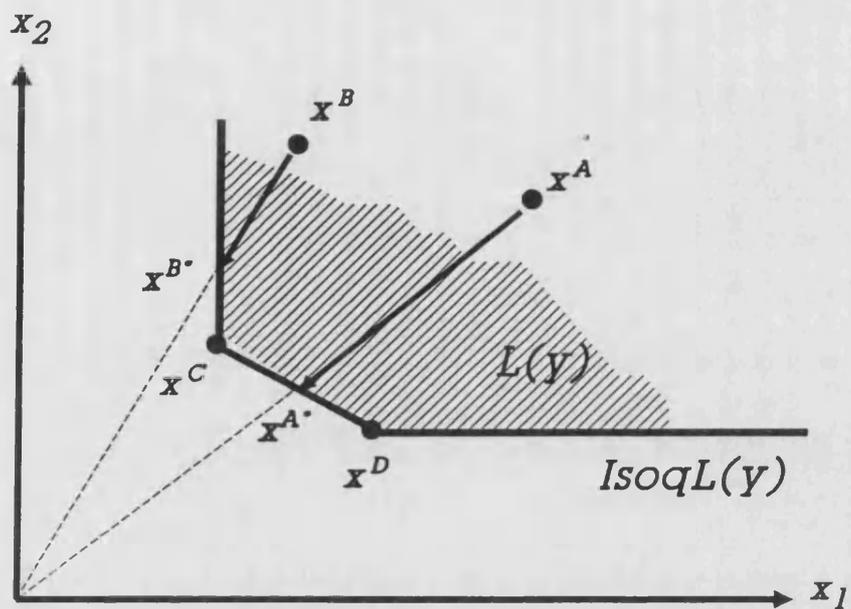
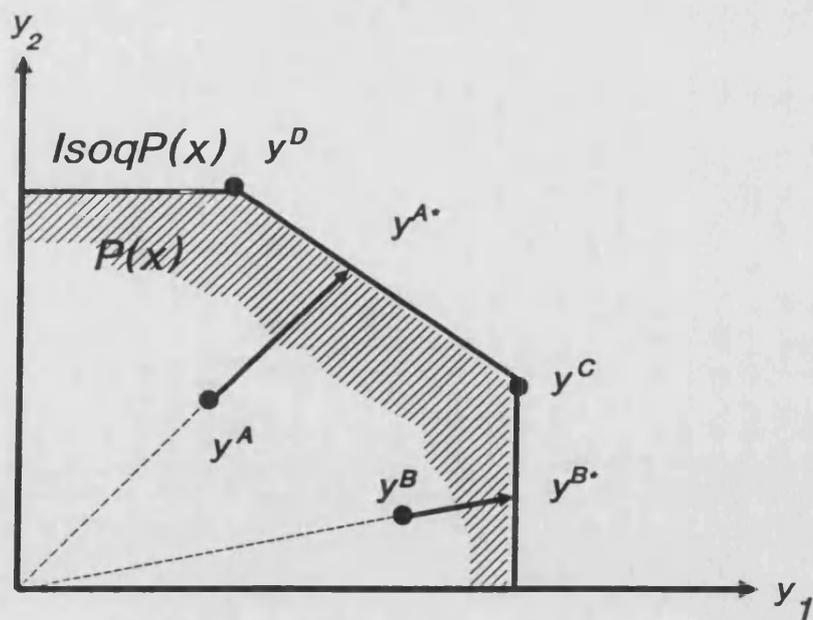


Gráfico 1.1 (ii)



Así, en el gráfico 1.1 (i) se observa que los inputs x^A , y x^B pueden ser reducidos equiproporcionalmente hasta $x^{A*} = \Theta^A x^A$ y $x^{B*} = \Theta^B x^B$ respectivamente y todavía producir el vector de output (y), mientras que en las empresas C y D tal reducción no es posible, por lo que $F_1(y, x^C) = F_1(y, x^D) = 1$, $F_1(y, x^A) < 1$ y $F_1(y, x^B) < 1$. Idénticos resultados se obtienen al aplicar la medida de eficiencia orientada en el output (gráfico 1.1 (ii)), en el que se observa que es posible expandir radialmente los outputs y^A y y^B hasta $y^{A*} = \xi^A y^A$ y $y^{B*} = \xi^B y^B$ respectivamente sin necesidad de incrementar los inputs, pero no lo es en el caso de las empresas C y D, por lo que $F_o(x, y^C) = F_o(x, y^D) = 1$, $F_o(x, y^A) > 1$ y $F_o(x, y^B) > 1$.

Färe y Lovell (1978) demuestran que ambas medidas son equivalentes sólo en el caso de que la tecnología muestre rendimientos constantes a escala. En concreto $F_1(y, x) = [F_o(x, y)]^1$.

La amplia utilización de la medida de eficiencia de Farrell no implica que esté exenta de problemas. Uno de ellos es que no coincide con el concepto base de eficiencia de Koopmans, definido al inicio del capítulo. Un ejemplo en este sentido es la observación B (gráfico 1 (i)), ya que la observación $x^{B*} = \Theta^B x^B$ es considerada como eficiente al no ser posible contraer radialmente su vector de input sin reducir el output. Sin embargo, nótese que podría reducirse el input x_2 y todavía producir el mismo output. Lo mismo sucedería en el gráfico 1 (ii) en relación con y^{B*} , en donde podría incrementarse la producción de y_2 utilizando la misma cantidad de inputs. Estos remanentes o restos resultantes de la medida de eficiencia de Farrell se denominan en la literatura *slacks*.

Färe y Lovell (1978) enumeran una serie de propiedades que debería satisfacer una medida de eficiencia (E). De acuerdo con la notación hasta ahora utilizada, estas propiedades son:

- 1) Si $x \in L(y)$ entonces $E(y,x) = 1 \Leftrightarrow x \in \text{Eff}L(y)$.
- 2) Si $x \in L(y)$ y $x \notin \text{Eff}L(y)$ entonces $E(y,x)$ debería comparar x con algún $x^* \in \text{Eff}L(y)$.
- 3) Si $x \in L(y)$ y $\mu x \in L(y)$, entonces $E(y,\mu x) = \mu^{-1} E(y,x)$ para todo $\mu \in [\mu^0, +\infty]$, donde $\mu^0 x$ satisface que $\mu^0 x \in \text{Isoq}L(y)$.
- 4) Si $x \in L(y)$, y si $x' \geq x$ entonces $E(y,x) > E(y,x')$.

La primera propiedad se refiere a que una medida de eficiencia $E(y,x)$ sólo debería asignar un valor unitario a las empresas que pertenecen al subconjunto de eficientes. La segunda se refiere al criterio de comparación que tiene que fundamentar la medida de eficiencia. La tercera es la propiedad de homogeneidad y significa que si, por ejemplo, doblamos todos los inputs ($\mu=2$) la medida de eficiencia debería reducirse a la mitad. La última se refiere a la estricta monotonicidad, y significa que si incrementamos un input, manteniendo los demás constantes, la medida de eficiencia deberá ser inferior.

De las cuatro propiedades mencionadas, Färe y Lovell (1978) demuestran que la medida de eficiencia de Farrell sólo cumple la tercera, por lo que proponen una medida de eficiencia no radial que generaliza la medida de Farrell a la que denominan medida Russell y que, a diferencia de la medida de Farrell, que reduce los inputs a lo largo de un rayo, es una media aritmética no ponderada de las reducciones a las que es posible

someter a cada input. Färe y Lovell proponían la utilización de esta medida por considerar que satisfacía las cuatro propiedades anteriores.

Sin embargo, como señaló posteriormente Russell (1985), dicha medida no satisface la propiedad de homogeneidad ni la condición de monotonidad (propiedades 3 y 4).

Los inconvenientes de la medida propuesta por Färe y Lovell y los problemas inherentes a la utilización de números índices han facilitado una amplia utilización de la medida de Farrell. Más específicamente, la medida de Farrell, al ser la recíproca de la función distancia, cumple las siguientes propiedades deseables^[4]:

- a) $F_i(y,x)$ es homogénea de grado -1 en inputs y $F_o(x,y)$ es homogénea de grado -1 en outputs. (propiedad 3.)
- b) $F_i(y,x)$ presenta monotonidad débil decreciente en inputs y $F_o(x,y)$ presenta monotonidad débil decreciente en outputs.
- c) $F_i(y,x)$ y $F_o(x,y)$ son invariantes con respecto a cambios en la unidad de medida.

Sin embargo, presenta como principal debilidad la ya mencionada no correspondencia con la definición de eficiencia en sentido de Koopmans enunciada al principio de la sección, es decir el incumplimiento de la propiedad 1.

⁴Véase Färe y Lovell (1978) y Russell (1985).

El problema que se plantea es conseguir una medida de eficiencia que asigne valor unitario sólo a las empresas que pertenezcan al subconjunto $EffL(y)$. Las soluciones a este problema pueden venir de la mano de la utilización de técnicas aditivas que utilicen los *slacks* (Charnes, Cooper, Golany, Seiford y Stutz (1985), o de la utilización de la medida no radial de Färe y Lovell (1978). Sin embargo, el uso de estas medidas plantea problemas adicionales, como el ser sensible a las unidades de medida en el primer caso, o los anteriormente mencionados en el segundo.

La importancia de este problema desde un punto de vista empírico dependerá en gran medida de la técnica empleada para la medición de la eficiencia⁵¹. Así, si la técnica empleada es no paramétrica y de programación lineal, la magnitud del problema dependerá de la cantidad de empresas en las que esta circunstancia se dé, aunque en este caso es posible identificar fácilmente el número de casos mediante la observación de los valores de la eficiencia, de los *slacks* y de los multiplicadores. Por el contrario, si la técnica empleada es paramétrica el problema suele desaparecer, al suponerse una forma funcional que imponga igualdad entre las isocuantas y los subconjuntos eficientes.

Definido el concepto de eficiencia técnica, conviene ahora clarificar de forma más precisa su relación con el concepto de productividad. Los indicadores de productividad se construyen como cocientes entre el output obtenido y el input requerido para su producción. Dado que normalmente existen varios inputs (y algunas veces varios outputs), éstos deben de

⁵¹En las secciones posteriores se hará un exhaustivo repaso de las técnicas existentes.

agregarse para la construcción de un indicador de productividad total de los factores. Por su parte, la eficiencia es un indicador construido a partir de la comparación del máximo nivel del vector de outputs, dado un vector de inputs, o del mínimo nivel del vector de inputs, dado un vector de outputs. Las diferencias entre ambos conceptos son evidentes; en primer lugar la productividad es un indicador absoluto, su mera consideración no aporta evidencia alguna que permita valorar la actuación de las empresas^{6]}, mientras que la eficiencia es un indicador relativo que por sí solo ofrece una evaluación de la actuación de las empresas. En segundo lugar, el concepto de productividad, sólo puede ser construido con medidas unidimensionales de outputs e inputs^{7]}, mientras que el de eficiencia puede construirse con múltiples outputs e inputs. Por último, el concepto de productividad no tiene presente en su construcción que pueden existir diferencias de tecnología, de cualificación de los factores productivos y de ambiente (clima, regulaciones, etc), mientras que el de eficiencia ofrece un indicador relativo de empresas que "supuestamente" comparten la misma tecnología, utilizan inputs de igual cualificación y depurado de la influencia de posibles variables ambientales.

Teniendo presentes todas estas diferencias, es obvio que en una industria donde el proceso productivo pueda ser caracterizado por un sólo output y un sólo input, donde todas las empresas compartieran una misma tecnología de rendimientos constantes a escala, donde las variables ambientales o no existieran o afectaran por igual a todas las empresas y

⁶Por esta razón normalmente los indicadores de productividad se suelen comparar transversalmente -entre empresas, sectores, países- o temporalmente, analizando las tasas de crecimiento.

⁷La existencia de varios inputs/outputs requiere la agregación de los mismos en medidas unidimensionales.

donde todos los inputs tuvieran una cualificación homogénea, los indicadores de productividad y de eficiencia sería equivalentes^[8]. En la medida en que esto no suceda, quedan claras las diferencias entre ambos conceptos.

1.3. Eficiencia económica y eficiencia asignativa.

Para realizar una valoración de la eficiencia económica, el óptimo con el cual hay que comparar los valores observados ya no es la isocuanta (o la frontera de posibilidades de producción) como en el caso de la eficiencia técnica, sino que se determina a partir de un objetivo económico, normalmente la minimización de costes. La eficiencia económica, a diferencia de la eficiencia técnica, requiere el conocimiento de los precios de los inputs (en el caso de que el objetivo sea minimizar costes), de los outputs (si es maximizar ingresos) o de ambos (si el objetivo es maximizar beneficios)^[9].

Si el objetivo es minimizar costes la medida de eficiencia en costes se obtiene a partir de la ratio de coste mínimo estimado a partir de las observaciones disponibles, en relación a los costes individuales de cada

⁸Más aún, el indicador de productividad normalizado sería igual al indicador de eficiencia de Farrell y cumpliría las propiedades deseables enunciadas por Färe y Lovell (1978): homogeneidad, monotonicidad e invarianza (véase sección 1.2).

⁹La mayoría de la literatura sobre la eficiencia económica está basada en la minimización de costes, haciendo uso del supuesto de exogeneidad en los outputs. Por simplicidad expositiva, en esta Tesis, salvo mención expresa, hablaremos de eficiencia económica refiriéndonos a la eficiencia en costes. Algunos trabajos que analizan la eficiencia económica desde la perspectiva de maximización de beneficios son: Lovell y Sickles (1983), Sickles, Good y Johnson (1986), Kumbhakar (1987b), Berger, Hancock y Humphrey (1993), Álvarez, Menéndez y Álvarez (1994) y Lozano (1995).

productor¹⁰. Si el valor de esta ratio es la unidad el productor es eficiente; si es inferior a la unidad es ineficiente. La eficiencia asignativa se suele obtener de forma residual a partir de la ratio entre eficiencia en costes y eficiencia técnica.

La representación del problema puede realizarse suponiendo que los productores se enfrentan a unos precios de los inputs $w = (w_1, w_2, \dots, w_n) \in R^n_{++}$ y a unos precios de los outputs $p = (p_1, p_2, \dots, p_m) \in R^m_{++}$. En este caso la *función de costes frontera* que representa la función de costes mínimo es:

$$C(y, w; \beta) = \min_x \{w^T x : D_1(y, x; \beta) \geq 1\} \quad [1.17]$$

y análogamente, la función de ingresos frontera es:

$$R(x, p; \beta) = \max_y \{p^T y : D_0(x, y; \beta) \leq 1\} \quad [1.18]$$

siendo β el conjunto de parámetros que caracterizan a tales funciones. La eficiencia en costes o eficiencia global (EG) se mide con el ratio de costes observados en relación a los costes frontera o mínimos (gráfico 1.2 (i)), $EG = w^T x^E / w^T x^A = C(y, w; \beta) / w^T x^A$. Si la medida de eficiencia técnica (ET) de Farrell era $ET = \Theta^A = x^A / x^A = \Theta^A x^A / x^A = w^T (\Theta^A x^A) / w^T x^A$, la medida de eficiencia asignativa (EA) se obtiene residualmente como $EA = w^T x^E / w^T (\Theta^A x^A)$. Por lo que se observa que:

¹⁰Debe matizarse de nuevo que la frontera sobre la que se compara a cada productor se obtiene a partir de los datos muestrales disponibles, siendo, por tanto una frontera *muestral*, de ahí la denominación inglesa de "best practice".

$$EG = ET \cdot EA \quad [1.19]$$

lo que implica que para que una empresa sea catalogada como eficiente es preciso que sea eficiente tanto desde un punto de vista técnico como asignativo.

La medida de la eficiencia económica y su descomposición se obtiene de forma similar cuando se trata de maximizar ingresos, en cuyo caso la medida de eficiencia global vendrá dada por $EG = p^T y^E / p^T y^A = R(x, p; \beta) / p^T y^A$ mientras que la eficiencia técnica $ET = \xi^A = y^{A*} / y^A = \xi^A y^A / y^A = p^T (\xi^A y^A) / p^T y^A$. La medida de eficiencia asignativa sería $EA = p^T y^E / p^T (\xi^A y^A)$ (véase gráfico 1.2 (ii)).

Una empresa es eficiente desde el punto de vista asignativo cuando elige los inputs de forma óptima desde el punto de vista de minimización de costes. Es decir, elige una combinación tal que los precios relativos son iguales a las productividades marginales relativas, o desde un punto de vista gráfico, cuando las pendientes de la recta de isocoste y de la isocuanta coinciden. Es preciso, por tanto, la existencia de más de un input para que surja ineficiencia de tipo asignativo.

Las técnicas utilizadas para la medición de la eficiencia asignativa son variadas. La mayoría parten de la función de costes, y todas ellas serán expuestas en secciones posteriores.

Gráfico 1.2 (i)

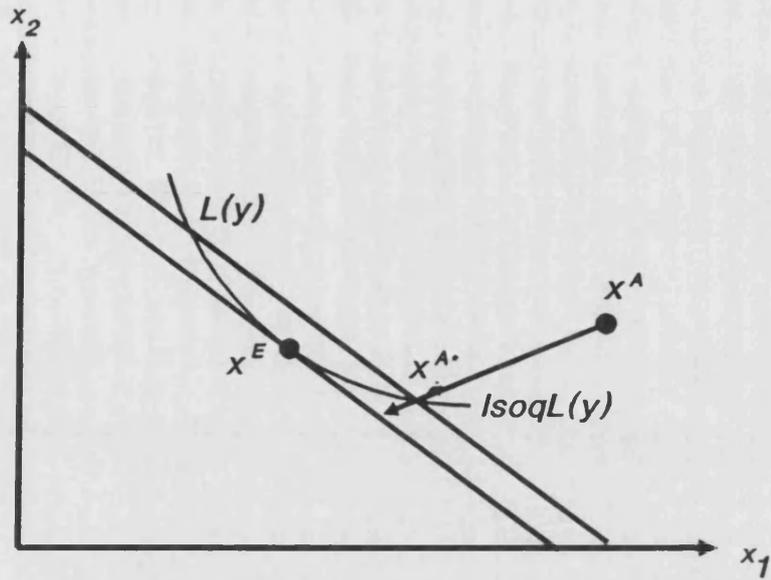
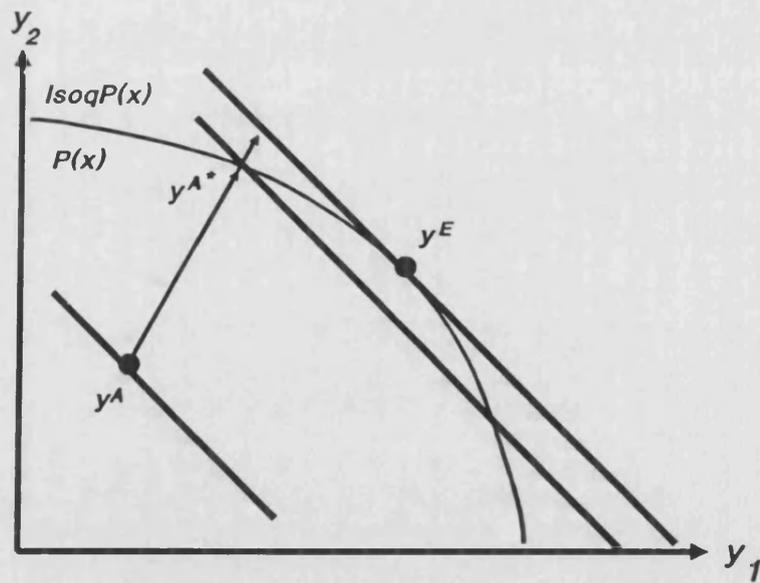


Gráfico 1.2 (ii)



2. LA MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA TÉCNICA

En la sección anterior se analizaron los distintos conceptos microeconómicos de la eficiencia, sus orígenes y sus enfoques. El siguiente problema que se plantea es cómo realizar su medición. En los siguientes apartados se ofrece una panorámica de las distintas técnicas empleadas para la medición de la eficiencia, haciendo especial hincapié en los supuestos realizados en cada una de ellas, los métodos de estimación, así como las ventajas e inconvenientes que su utilización implica.

Definida la eficiencia como una comparación de los valores observados de una empresa en relación al óptimo definido por la frontera, dada la inobservabilidad de la frontera teórica se debe recurrir a su estimación en base a valores observados. Los distintos modelos se diferencian en la forma de especificación y estimación de la frontera. Éste ha sido el criterio elegido por Førsund, Lovell y Schmidt (1980) y Lovell (1993) para clasificar las distintas técnicas existentes. Siguiendo este criterio, la frontera puede especificarse como una relación *paramétrica* o como una relación *no paramétrica*. En segundo lugar, puede especificarse una *relación estadística* entre el output observado y el de la frontera o emplear métodos de *programación matemática* que construyan una frontera compatible con los datos y la teoría económica. Por último, la frontera puede tener un carácter *determinístico* (si no se permite la existencia de observaciones por encima de la frontera) o *estocástico* (permitiendo que algunas observaciones se sitúen por encima de la frontera por causas aleatorias).

En las siguientes secciones se va a realizar un repaso a la literatura económica existente, clasificando, en base a las tres especificaciones mencionadas, las diferentes técnicas. El cuadro 1.1 representa el conjunto de seis combinaciones resultante.

CUADRO 1.1

TÉCNICAS PARA LA MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA

Según establezcan o no forma funcional	Según exista o no relación estadística	Naturaleza de la frontera	Sección
MODELOS PARAMÉTRICOS	MODELOS ESTADÍSTICOS	Determinista	2.1.1.
		Estocástica	2.1.2.
	MODELOS DE PROGRAMACIÓN MATEMÁTICA	Determinista	2.1.3.
		Estocástica	2.1.4.
MODELOS NO PARAMÉTRICOS	MODELOS DE PROGRAMACIÓN MATEMÁTICA	Determinista	2.2.1.
		Estocástica	2.2.2.

2.1. Modelos paramétricos

La característica común y definitoria de los modelos de frontera paramétrica es la especificación de una forma funcional para la frontera.

La técnica empleada para la estimación de dicha forma funcional permite realizar una clasificación adicional. Así, si dicha forma funcional se calcula mediante técnicas de programación matemática tendremos los *modelos matemáticos*. Sin embargo, actualmente son mucho más habituales

los estudios que emplean técnicas econométricas para la estimación de dicha forma funcional, en cuyo caso estaremos ante los denominados *modelos estadísticos* (o econométricos).

Una clasificación adicional puede establecerse en relación con el diferente tratamiento que se le dé al término de perturbación. Así, existen modelos en los que no se permite la existencia de perturbación aleatoria aparte de la ineficiencia, de forma que todas las observaciones se sitúan en la frontera o por debajo de la misma. En este caso la frontera es determinista, por lo que este tipo de modelos reciben la denominación de *modelos deterministas* o de frontera estricta. Por el contrario, los modelos en los que sí se permite la existencia de empresas situadas por encima de la frontera debido a causas aleatorias son los denominados *modelos estocásticos*.

2.1.1. Modelos paramétricos, estadísticos y deterministas.

Los modelos paramétricos se caracterizan por la asunción de una determinada forma funcional de los datos. El carácter determinista implica la no consideración de la perturbación aleatoria, lo que obliga a que todas las observaciones deban de situarse en la frontera o por debajo de la misma, interpretando cualquier desviación respecto de la frontera como ineficiencia.

En lo referente a los procedimientos de estimación, el primer problema que se plantea es si las diferencias de eficiencia entre las empresas se supone que están generadas por una distribución explícita de las ineficiencias o, por el contrario no se especifica ninguna distribución. En

el primer caso, lo apropiado es estimar por máxima-verosimilitud (MV)^[11], por lo que estaremos ante métodos estadísticos. Por el contrario, si no suponemos ninguna distribución para la eficiencia, aunque es posible la estimación a partir de los mínimos cuadrados, es mucho más habitual analizar la eficiencia mediante los métodos de programación matemática que veremos en la sección 2.1.3.

La obtención de estimadores con propiedades estadísticas mediante métodos estadísticos pasa por explicitar una determinada distribución para la eficiencia. Afriat (1972) y Richmond (1974) son las dos referencias más significativas de este procedimiento.

De forma general esta metodología consiste en estimar:

$$y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_{ik} - u_i; \quad u_i \geq 0; \quad E(u_i) = \mu \quad [1.20]$$

donde y_i es el máximo output obtenible mediante el empleo de un vector de inputs x_i y β es un conjunto de parámetros desconocidos a estimar.

La distribución de los residuos propuesta por Afriat (1972) fue la beta. Por su parte Richmond (1974) utilizó la gamma^[12].

¹¹Véase Schmidt (1978) y Førsund y Jansen (1977).

¹²La función de densidad de la distribución beta es:

$$f(\epsilon) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \epsilon^{\alpha-1} (1-\epsilon)^{\beta-1}$$

en donde la media y varianza de ϵ son $\mu = \alpha/(\alpha + \beta)$, y $\sigma^2 = \alpha\beta/(\alpha + \beta + 1)(\alpha + \beta)^2$, respectivamente.

Por su parte, la función de densidad de la distribución gamma es:

Otro método estadístico utilizado para la estimación de fronteras deterministas es el de *Mínimos Cuadrados Corregidos* (MCOC)^[13]. Es fácil comprobar que en la estimación de [1.20] todos los supuestos del modelo clásico de regresión se cumplen^[14], excepto que la media de los residuos sea cero. Como los modelos estimados suelen contener término independiente, la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) proporcionará estimadores BLUE^[15] de todos los parámetros excepto del término independiente β_0 , ya que el β_0 estimado contendrá la media de las perturbaciones, a la que designaremos por μ . El estimador de MCO del término independiente ($\beta_0 - \mu$) es un estimador consistente de β_0 .

El procedimiento de estimación consiste en estimar restar a u_i su media μ , de forma que el término $(u_i - \mu)$ tenga media cero, pudiendo entonces estimar mediante MCO obteniendo estimadores BLUE de $(\beta_0 - \mu)$ y β_k . Además, como señala Schmidt (1976), aunque los estimadores no están normalmente distribuidos para muestras finitas, sí lo estarán asintóticamente, por lo que los contrastes de hipótesis correspondientes son asintóticamente válidos. El modelo descrito podría expresarse de la siguiente forma:

$$f(\epsilon) = G(\lambda, P) = \frac{\lambda^P}{\Gamma(P)} \epsilon^{P-1} e^{-\lambda\epsilon}, \quad \epsilon \geq 0, \lambda > 0, P > 2$$

siendo la media y varianza de ϵ $\mu = P/\lambda$, y $\sigma^2 = P/\lambda^2$.

¹³Véase Schmidt (1976) y Olson, Schmidt y Waldman (1980).

¹⁴Los supuestos básicos son que los u_i sean independientes e idénticamente distribuidos con media cero y varianza finita σ^2 .

¹⁵Del inglés *Best Linear Unbiased Estimator*.

$$y_i = (\beta_0 - \mu) + \sum_k \beta_k x_{ik} - (u_i - \mu) \quad [1.21]$$

donde μ es la media de u_i y $u_i \geq 0$.

El procedimiento para la obtención del término independiente y las medidas de eficiencia individual puede resumirse en tres pasos: 1) estimar la expresión [1.20] por MCO, 2) detectar el mayor residuo, 3) obtener las medidas de eficiencia individual de las empresas a partir de la diferencia entre los residuos individuales y el mayor residuo y, 4) calcular la media de la eficiencia (μ) y sumarla al término independiente $(\beta_0 - \mu)$ ¹⁶.

Schmidt (1976) señala que lo adecuado del procedimiento MCOC depende en buena medida de los objetivos pretendidos. Así, si se desea contrastar, por ejemplo, los rendimientos a escala, los MCOC pueden ser válidos, ya que no se utiliza el coeficiente β_0 . Sin embargo, si el coeficiente β_0 fuera de vital importancia para los objetivos pretendidos esta técnica no sería la más apropiada.

Tanto los MCOC como la estimación por MV presentan sus propias ventajas e inconvenientes. Así, el método de MV presenta el inconveniente de suponer una determinada distribución para las u_i , supuesto arriesgado puesto que no existe ningún fundamento teórico que apoye una u otra distribución de las múltiples existentes. Sin embargo, presenta la ventaja de estimar el intercepto (β_0) conjuntamente con el resto de coeficientes β_k a diferencia de los MCOC. Además, es más eficiente asintóticamente que los

¹⁶Nótese que de esta forma se obtiene el valor de β_0 se obtiene a partir de $(\beta_0 - \mu) + \mu$.

MCOOC.

Olson, Schmidt y Waldman (1980) compararon mediante un experimento Monte-Carlo ambos estimadores. Los resultados obtenidos por estos autores indican que, para muestras relativamente pequeñas (<200) el estimador MCOOC es incluso más eficiente que el MV. Por el contrario, para muestras relativamente grandes (>400) las ganancias de eficiencia del estimador MV respecto al MCOOC no son muy acusadas, por lo que concluyen que el estimador MCOOC constituye una alternativa válida al MV^{[17][18]}.

Otro inconveniente de la estimación MV es que los parámetros estimados son sensibles a la distribución elegida para las perturbaciones. Por ello, si bien Afriat (1972) propone una distribución beta y Richmond (1974) elige una distribución gamma, como reconocen Afriat (1972) y Beckers y Hammond (1987), no existe ni base empírica ni argumento teórico que justifique a priori la idoneidad de ninguna determinada distribución de u_i , aunque desde el punto de vista econométrico el uso de la distribución gamma proporciona estimadores que mantienen las propiedades

¹⁷No obstante, si bien en la comparación entre MCOOC y MV las desventajas del estimador MCOOC no son muy acusadas, éstas resultan mucho más evidentes cuando se compara el estimador MCOOC con el obtenido mediante técnicas no paramétricas (DEA). Véase Banker, Charnes, Cooper y Maindirata (1988) y Banker, Conrad y Strauss (1986). Sobre este punto se volverá con posterioridad.

¹⁸Más adelante se expondrá las similitudes señaladas por Schmidt (1978) del método de MV con respecto a los modelos *goal programming* de la sección 2.1.3.

asintóticas^[19].

Además, como señala Schmidt (1978), las propiedades de los estimadores MV obtenidos son inciertas, ya que la especificación de la distribución de la ineficiencia de forma asimétrica viola alguna de las condiciones de regularidad de los estimadores MV, debido a que el rango de la variable dependiente depende de los parámetros a estimar^[20].

Mas tarde, Green (1980a) demostró que si la función de densidad de las perturbaciones cumple ciertas condiciones^[21], el estimador MV conserva sus propiedades asíntóticas. Green señala que las distribuciones exponencial y normal truncada usualmente utilizadas no cumplen estas propiedades, mientras que existen numerosas distribuciones que sí que reúnen estos requisitos, entre las que se encuentra la distribución gamma. En particular, el estimador MV obtenido mediante el uso de la distribución gamma es más eficiente que el obtenido por MCO, ya que al ser la distribución gamma asimétrica, tiene en cuenta el hecho de que las ineficiencias son asimétricas, mientras que el estimador MCOC no lo tiene en cuenta. Green (1980a) demuestra que las ganancias en eficiencia son

¹⁹En este sentido, Green (1980a) compara los resultados de estimar un modelo frontera bajo programación lineal (equivalente a MV con distribución exponencial), programación cuadrática (equivalente a MV con distribución half-normal) y frontera estocástica usando la distribución half-normal y frontera determinista usando la Gamma, obteniendo resultados sensiblemente diferentes.

²⁰Las condiciones de regularidad se enuncian en Green (1980a) p.37, y se refieren a ciertas condiciones de continuidad y derivabilidad de la función de densidad de la variable endógena y , y a ciertas condiciones que deben cumplir el conjunto de parámetros. En concreto, una de ellas se refiere a la independencia del rango de la variable dependiente con el espacio de parámetros.

²¹En concreto $f_c(0)=0$ y $\partial f_c(\epsilon)/\partial \epsilon = 0 \mid_{\epsilon=0}$

mayores cuanto más pequeño sea P (próximo a 2)^[22].

Por otra parte, Beckers y Hammond (1987) afirman que el hecho de que no exista información a priori ni restricciones teóricas que justifiquen la adopción de una u otra distribución hace que la distribución gamma sea la más apropiada, dada la flexibilidad que presenta esta distribución, caracterizada por dos parámetros, en lugar de uno. Además estos dos parámetros λ y P contienen información sobre el perfil de la distribución (cuanto mayor sea P la distribución es más simétrica). Por último, la distribución gamma incorpora como un caso especial a la distribución exponencial, permitiendo además la existencia de valores modales cercanos a cero^[23].

El atractivo compartido por todas las fronteras deterministas (paramétricas y no paramétricas) es que todas las observaciones se sitúen en o por debajo de la frontera, interpretando cualquier desviación como ineficiencia, lo que los hace directamente asimilables con las medidas de Farrell, que también operan en este sentido.

Sin embargo, esta ventaja se convierte, a su vez, en inconveniente,

²²Si el perfil de las ineficiencias fuera simétrico en el rango relevante, el estimador MCO sería razonable y apropiado. Por el contrario, si la distribución de los errores está altamente sesgada de la frontera, las ganancias en eficiencia sobre el estimador MCOC al tener en cuenta esta asimetría serán mayores. Green (1980a) cuantifica la ganancia asintótica de MV frente a MCO con el número $P/(P-2)$, de forma que cuanto más cercano a 2 sea P tendremos mayores ganancias en eficiencia.

²³El supuesto implícito de la distribución exponencial y *half-normal* es que el valor modal del término asimétrico u es cero. Sin embargo, como señala Stevenson (1980), el comportamiento humano hace que un valor modal de la ineficiencia distinto de cero sea más apropiado. La distribución gamma puede acoger modas distintas de cero.

ya que la inexistencia de un término de error que capte los errores de medida, de especificación, o perturbaciones aleatorias, obliga a considerar con cautela el término de error como indicador de eficiencia. Por otra parte, los resultados pueden ser sensibles a la existencia de observaciones atípicas.

Los primeros intentos de resolver este problema en los métodos paramétricos y estadísticos nos llevan a los modelos estocásticos, cuyas primeras aplicaciones corresponden a **Aigner, Amemiya y Poirier (1976)** que permitieron observaciones por encima de la frontera construyendo una estructura de error que pondera de diferente forma las observaciones situadas por encima (errores negativos) y las situadas por debajo. La evolución posterior de este tipo de modelos, llevada a cabo por **Aigner, Lovell y Schmidt (1977)**, ha consistido en la especificación del término de error en dos componentes, una relativo a la ineficiencia (asimétrico) y otro que capta el término estocástico. Este tipo de modelos quedan enmarcados en los métodos paramétricos estadísticos y estocásticos que se exponen en la siguiente sección.

2.1.2. Modelos paramétricos, estadísticos y estocásticos.

Aunque las fronteras deterministas presenten el atractivo de la estricta aplicación de la teoría económica, existen un gran número de argumentos en apoyo de las fronteras estocásticas. El análisis econométrico esta basado en los datos y éstos están sujetos a una gran variedad de imperfecciones. Además pueden existir también errores de medida en las variables independientes, aparte de otros factores ambientales, que afectan a las condiciones bajo las cuales las empresas realizan su actividad.

Desde un punto de vista más técnico, este tipo de modelos estocásticos pueden ser más adecuados ya que, como se advirtió anteriormente, la estimación MV de una frontera determinista no satisface la condición de regularidad de que el rango de la variable dependiente sea independiente de los parámetros a estimar.

Estos modelos surgen con el objetivo de solventar los problemas aludidos de las fronteras deterministas, principalmente el de no permitir la existencia de perturbaciones aleatorias que puedan originar que algunas observaciones se sitúen por encima de la frontera. La solución a este problema obliga a alejarse de los modelos deterministas de la sección anterior, que estiman una "frontera estricta" para especificar algún tipo de mecanismo que permita que algunas observaciones puedan situarse por encima de la frontera debido a estas causas.

El primer intento corresponde a **Aigner, Amemiya y Poirier (1976)**. El procedimiento adoptado por estos autores, si bien no es estrictamente estocástico, consiste en ponderar de diferente forma a los errores negativos y a los positivos. Concretamente, el modelo especificado por estos autores es del tipo:

$$y_i = f(x_i; \beta) - u_i \quad [1.22]$$

$$u_i = \begin{cases} \frac{u^*_i}{\sqrt{1-\theta}} & \text{si } u^*_i > 0 \\ \frac{u^*_i}{\sqrt{\theta}} & \text{si } u^*_i \leq 0 \end{cases} \quad i=1, \dots, N; \quad 0 \leq \theta \leq 1 \quad [1.23]$$

donde $u^*_i \sim N(0, \sigma^2)$, u_i tiene una distribución normal truncada, y_i es el máximo output obtenible mediante el empleo de un vector de inputs x_i y β es un conjunto de parámetros desconocidos a estimar.

La especificación anterior es de carácter general, ya que anida al estimador de MCO (si $\theta = 1/2$) y a los modelos de frontera determinista (si $\theta = 0$ ó $\theta = 1$)^[24]. Aigner et al. (1976) consideran tanto el caso de θ conocido como desconocido^[25] demostrando que en el primer caso los estimadores son consistentes excepto el término independiente, mientras que en el caso de θ desconocido, la estimación es muy costosa y produce estimadores cuyas propiedades son desconocidas.

La arbitrariedad que supone la elección del θ , o lo costoso de su estimación, han hecho que el método propuesto por Aigner et al. (1976) no haya tenido mucho éxito. De hecho es difícil, si no imposible, encontrar en la literatura alguna aplicación, aparte de la original.

²⁴Nótese que θ proporciona además información acerca de la variabilidad relativa de las observaciones por encima y por debajo de $u_i = 0$.

²⁵En cuyo caso θ debe de incluirse como un parámetro adicional en la estimación.

La evolución de los modelos econométricos estocásticos nos lleva a la consideración de los llamados *modelos de errores compuestos* que comenzaron a aparecer a finales de los 70. Este tipo de modelos, junto con los DEA^[26], son los más utilizados en la actualidad por los autores. Las primeras referencias corresponden a Aigner, Lovell y Schmidt (1977), Meeusen y Broeck (1977) y Lee y Tyler (1978) quienes introducen dos tipos de perturbaciones: una de ellas captura la ineficiencia, mientras que la otra refleja las diferencias aleatorias^[27]. Estos autores introducen distribuciones de probabilidad específicas para cada componente^[28]. Utilizaremos el modelo especificado por Aigner et al. (1977) para ilustrar la especificación de los modelos paramétricos de frontera estocástica^[29]:

$$y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_{ik} + \epsilon_i \quad [1.24]$$

$$\epsilon_i = v_i - u_i \quad [1.25]$$

donde v_i es el componente simétrico independiente e idénticamente distribuido como $N(0, \sigma^2_v)$. El término de ineficiencia $u_i \geq 0$, se deriva de una

²⁶*Data Envelopment Analysis*, técnica no paramétrica determinista que se expone en la sección 2.2.1.

²⁷Esta característica es la que hace que también se conozca a estos modelos como modelos de errores compuestos.

²⁸Aigner et al. (1977), Meeusen et al. (1977) y Lee et al. (1978) utilizaron la distribución normal para el término aleatorio v_i y la truncada (Aigner et al. (1977) y Lee et al. (1978)) o exponencial (Meeusen (1977)) para el término de ineficiencia u_i . Los dos términos entran de forma aditiva en Aigner et al. (1977) y Lee et al. (1978) y de forma multiplicativa en Meeusen et al. (1977).

²⁹Schmidt y Lovell (1979 y 1980) ofrecen interesantes generalizaciones del modelo de Aigner et al. (1977).

$N(0, \sigma_u^2)$ truncada por encima de cero, si bien Aigner et al. (1977) consideran también el caso de la distribución exponencial.

Bajo estos supuestos, la función de densidad de ϵ deducida por Aigner et al. (1977) es:

$$f(\epsilon) = 2/\sigma \cdot \phi(\epsilon/\sigma) \cdot [1 - \Phi(\epsilon/\sigma)], \quad -\infty \leq \epsilon \leq +\infty \quad [1.26]$$

donde $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$, y $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ son la función de densidad y de distribución de la normal estándar³⁰.

El parámetro λ es un indicador de la variabilidad relativa de los dos componentes del término de error. En efecto, si $\lambda^2 \rightarrow 0$ implica que $\sigma_u^2 \rightarrow 0$, o bien que $\sigma_v^2 \rightarrow \infty$, es decir, que el componente simétrico del término de error es el dominante, por lo que la variabilidad de los datos es explicada prácticamente por factores aleatorios³¹. Lo contrario sucederá cuando

³⁰Olson, Schmidt y Waldman (1980) proponen un método alternativo basado en MCOC, adaptado al contexto estocástico. El procedimiento, al igual que en la sección anterior, se basa en restar a la constante β_0 de la ecuación [24] la media estimada de u_i , $\hat{\mu}_i = -\sqrt{2/\pi} \hat{\sigma}_u$ para corregir su sesgo. Las varianzas σ_u^2 y σ_v^2 pueden ser estimadas consistentemente a través de:

$$\hat{\sigma}_u^2 = \left[\sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\frac{\pi}{\pi-4} \right) \hat{m}_3 \right]^{\frac{2}{3}}, \quad \hat{\sigma}_v^2 = \hat{m}_2 - \frac{\pi-2}{\pi} \hat{\sigma}_u^2$$

donde \hat{m}_i , $i=2,3$ son los momentos de los residuos. Para un análisis detallado de las propiedades e inconvenientes de este estimador véase Olson et al. (1980) p.70.

³¹En el caso de $\sigma_u^2 = 0$ el modelo se convierte en el de función de producción estocástica de Zellner, Kmenta y Drèze (1966) en el que se considera que todas las empresas son económicamente eficientes.

$\lambda^2 \rightarrow \infty$. Nótese que si $\sigma^2 = 0$ indicará que el modelo converge hacia un modelo determinista, ya que la variabilidad de los datos queda explicada totalmente por el componente asimétrico.

La estimación de los parámetros, a partir de una muestra aleatoria de N observaciones, se realiza derivando el logaritmo de la función de verosimilitud respecto de los parámetros σ^2 , λ , y β que en este caso es:

$$\ln \mathcal{L}(y/\beta, \lambda, \sigma^2) = N \ln \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} + N \ln \frac{1}{\sigma} + \sum_{i=1}^N \ln [1 - \Phi(\epsilon_i \lambda \sigma^{-1})] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \epsilon_i^2 \quad [1.27]$$

El procedimiento práctico consiste en obtener la solución por algún algoritmo de optimización. Dado que MCO proporciona estimadores insesgados y consistentes, los programas econométricos suelen tomar los estimadores minimocuadráticos como valores iniciales.

El sentido económico de las fronteras estocásticas es que cualquier desviación del output respecto al máximo puede provenir no sólo de ineficiencias en el proceso productivo debidas a factores bajo el control de la empresa, sino también de perturbaciones de carácter aleatorio (azar, clima, funcionamiento de la maquinaria, etc.) que disminuyan (o incrementen) el output o simplemente debido a la existencia de errores de medida.

Si se admite la existencia de este tipo de perturbaciones aleatorias, como señalan Aigner et al. (1977) la medida de eficiencia a considerar

debería ser:

$$y_i/[f(x_i;\beta) + v_i] \quad [1.28]$$

en lugar de:

$$y_i/f(x_i;\beta) \quad [1.29]$$

Las consecuencias de la consideración de una u otra medida son inmediatas. Los autores lo ilustran refiriéndose al caso de un granjero cuya cosecha se pierde tras una tormenta. La primera de las dos medidas lo calificaría como desafortunado, mientras que la segunda como ineficiente.

La principal ventaja de este tipo de modelos es que aísla la medida de eficiencia de los efectos de factores aleatorios, por lo que tiene mucho más sentido la interpretación del componente asimétrico como medida de la eficiencia.

No obstante, los modelos de frontera estocástica como el planteado presentan principalmente tres objeciones. La primera se refiere a la sensibilidad de los resultados ante elecciones alternativas de la distribución del término de error. La segunda es la imposibilidad de estimar la eficiencia individual de cada empresa, pudiéndose valorar tan sólo la media global. Por último, resulta discutible el supuesto de que la eficiencia es independiente de los inputs ya que, como señalan Gong y Sickles (1992), es de esperar que las decisiones de las empresas sobre los inputs se realicen de acuerdo con un conjunto de información que incluya la distribución percibida de la eficiencia dentro de la industria.

Los autores han realizado diversas propuestas para resolver, o en todo caso paliar lo mejor posible, estos inconvenientes. Respecto de la primera objeción, las evidencias aportadas indican que los resultados son sensibles a la distribución del término de error^[32]. El teorema central del límite justifica la elección de una distribución normal para el término simétrico v_i ^[33], con lo que el supuesto de normalidad e independencia $v_i \sim Niid(\nu, \sigma^2_\nu)$ ha sido frecuentemente utilizado por los autores. No obstante, Koop y Mullahy (1990) proponen un método de momentos que permite estimar la frontera relajando el supuesto de normalidad e independencia del componente estocástico v_i , obteniendo estimadores consistentes bajo estas condiciones menos restrictivas^[34]. No obstante, y en lo que respecta al componente asimétrico u_i , los autores han considerado varias distribuciones, aunque principalmente destacan las virtudes anteriormente referenciadas de la distribución gamma^[35].

En lo referente a la segunda objeción, Jondrow, Lovell, Materov y Schmidt (1982) resolvieron el problema de la obtención de medidas individuales de eficiencia. El problema consiste en que para cada empresa sólo se dispone del residuo $\epsilon_i = v_i - u_i$ de forma agregada, por lo que sólo es

³²Green (1990) compara los resultados de estimar un modelo frontera bajo diferentes estructuras del término de error obteniendo resultados diferentes.

³³El *Teorema Central del Límite* establece que cuando los resultados de un experimento sean debidos a un conjunto muy grande de causas independientes, que actúan sumando sus efectos, siendo cada efecto individual de poca importancia respecto al conjunto, es esperable que los resultados sigan una distribución normal. Véase Peña (1987) p.100.

³⁴Estos autores proponen además varios test para contrastar el frecuentemente incorporado supuesto de simetría de v_i .

³⁵Véase Green (1980a) y Beckers y Hamond (1987).

posible obtener una medida de la eficiencia media a través de la media del término de error del modelo $v_i - u_i$, pero no de la eficiencia individual. La contribución de Jondrow et al. (1982) consistió en la articulación de un método que consigue separar para cada empresa estos dos componentes.

La solución propuesta por estos autores parte de la distribución condicional de u_i dado ϵ_i que, para el caso de que $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ y $u_i \sim |N(0, \sigma_u^2)|$ es una variable $N(\mu_*, \sigma_*^2)$ truncada en cero, donde $\mu_* = -\sigma_*^2 \epsilon / \sigma^2$ y $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$, siendo $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ³⁶

Jondrow et al. (1982) utilizan esta distribución para realizar inferencias de u , cuya distribución condicionada es:

$$E(u|\epsilon) = \sigma_* \left[\frac{f(\epsilon\lambda/\sigma)}{1 - F(\epsilon\lambda/\sigma)} - \left(\frac{\epsilon\lambda}{\sigma} \right) \right] \quad [1.30]$$

La solución propuesta por Jondrow et al. (1982) no está, sin embargo, exenta de problemas, pues como señalan Gong y Sickles (1992) además de depender de los supuestos distribucionales está todavía contaminada por la presencia de perturbaciones aleatorias. Por otra parte, como reconocen Jondrow et al. (1982), y posteriormente Waldman (1984), la distribución condicional de u , dado ϵ , tiene cierta variabilidad "intrínseca" a consecuencia de que los errores totales (ϵ) contienen

³⁶Además de la distribución half-normal, los autores también exponen el caso de la distribución exponencial. No obstante, por simplicidad sólo se expone aquí el primero de ellos.

únicamente información imperfecta sobre el componente asimétrico (u)³⁷.

En lo que respecta a la última objeción, referente al supuesto de independencia de la eficiencia con los regresores (inputs), la única solución existente es la estimación del modelo intragrupos con datos panel, que permite tal correlación. Estos modelos se exponen en el siguiente apartado.

2.1.2.1. Modelos de datos de panel

Los métodos econométricos estocásticos basados en datos de corte transversal, presentan como inconvenientes, según se ha expuesto, la imposibilidad de identificar la eficiencia individual incondicional de las empresas, la necesidad de realizar supuestos distribucionales sobre la eficiencia, y por último, la realización del supuesto de que la eficiencia es independiente de los inputs. La medida de eficiencia obtenida será sensible a estos supuestos *a priori*.

La disponibilidad de datos de panel permite resolver los problemas anteriores, obteniendo índices de eficiencia individual sin necesidad de suponer ninguna determinada distribución de la eficiencia y sin necesidad de suponer independencia de la eficiencia con los regresores ya que, al poder observar a cada empresa más de una vez, es posible explotar simultáneamente la información temporal y la transversal controlando la heterogeneidad inobservable de las empresas de la muestra. De esta forma, los coeficientes de los parámetros no estarán sesgados por estas variables

³⁷Una interesante comparación entre tres estimadores de u , ($E(u/\epsilon)$ y dos estimadores alternativos) puede encontrarse en Waldman (1984).

inobservables.

Kumbhakar (1987a) y Gong y Sickles (1992) utilizan el procedimiento de estimación de las medidas de eficiencia individual incondicionales consistentes mediante datos de panel cuando la eficiencia es invariante en el tiempo^[38]. El procedimiento puede expresarse de la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha + \sum_k \beta_k x_{ikt} + \epsilon_{it} \quad [1.31]$$

$$\epsilon_{it} = v_{it} - u_i \quad [1.32]$$

donde $t=1, \dots, T$, $i=1, \dots, N$, siendo v_{it} el componente simétrico distribuido independientemente de las variables explicativas, mientras que $u_i \geq 0$ corresponde al indicador de ineficiencia técnica^[39] independiente de v . Nótese que el componente v_{it} varía en el tiempo y por individuos, mientras que la eficiencia técnica u_i tan sólo varía entre individuos, siendo igual en todos los períodos.

Cuando no se cumple el supuesto de que las variables explicativas están incorrelacionadas con u_i , el estimador apropiado es el estimador

³⁸Otras referencias con datos de panel tanto en el ámbito de producción como de costes son Sickles (1985), Kumbhakar (1988) y Schmidt (1988) y Bauer y Hancock (1993).

³⁹En el caso de que la función a estimar fuera una función de costes, u_i sería un indicador de eficiencia en costes, siendo $\epsilon_{it} = v_{it} + u_i$.

intragrupos (WG)^[40], donde u_i es considerado fijo e invariante en el tiempo^[41], siendo innecesaria la realización de supuestos distribucionales sobre el efecto individual^[42]. Todo ello permite la transformación del modelo en:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_k \beta_k x_{ikt} + v_{it} \quad [1.33]$$

donde $\alpha_i = \alpha - u_i$.

Schmidt y Sickles (1984) proponen tres métodos de estimación de [1.31]. El estimador intragrupos (WG) o modelo de efectos fijos, que implica que las u_i son no aleatorias. El estimador de mínimos cuadrados generalizados (GLS), que no hace ningún supuesto sobre el tipo de distribución de u_i , pero supone que las u_i son variables aleatorias que están incorrelacionadas con los regresores (inputs) para permitir la inclusión de regresores invariantes en el tiempo. Por último, el estimador máximo verosímil (MV) que hace supuestos sobre el tipo de distribución de u_i y sobre la independencia.

⁴⁰El test de Hausman constituye una herramienta adecuada para contrastar la correlación de las variables explicativas con los efectos individuales. Véase Hausman y Taylor (1981).

⁴¹Al final de este apartado se exponen algunos modelos en los que se ha generalizado la modelización de los efectos individuales, permitiendo que los efectos individuales varíen en el tiempo. Véase Cornwell, Schmidt y Sickles (1990) y Kumbhakar (1990) y Batters y Coelli (1988).

⁴²Sin embargo, cuando hay inputs sin variación temporal es necesario suponer que la ineficiencia se distribuye independientemente de los inputs. Ésta es una de las limitaciones del estimador intragrupos, ya que la influencia de estas variables quedará capturada por el efecto individual.

El procedimiento de estimación WG consiste en añadir una variable ficticia por individuo con el objeto de captar las diferencias inobservables que no varían en el tiempo. Por otra parte, Hsiao (1986) demuestra que este procedimiento equivale a la aplicación de MCO sobre las variables transformadas x^*_i de la siguiente forma:

$$x^*_i = x_i - 1/T \sum_t x_{it} \quad [1.34]$$

Cuando T tiende a infinito podremos estimar consistentemente los efectos individuales de forma que podemos comparar niveles de eficiencia entre empresas, mientras que si N es grande podemos separar consistentemente los efectos u_i de la constante α . Así, definiendo al mayor efecto individual estimado como α_{MAX} , podemos obtener una medida de la eficiencia técnica de la empresa i (ET_i) como;

$$ET_i = \alpha_i / \alpha_{MAX} \quad [1.35]$$

La medida obtenida mediante el estimador intragrupos es una medida de eficiencia relativa de la empresa i respecto de la más eficiente, cuyo valor asignado es 1.

El supuesto de eficiencia invariante en el tiempo tiene su justificación en el hecho de que la eficiencia individual de las empresas puede considerarse como inherente o estructural en relación con la correspondiente función de producción, por lo que es improbable que su nivel de eficiencia relativa cambie drásticamente en períodos cortos de tiempo. Sin embargo, cuando se dispone de paneles con gran longitud

temporal, suponer que la ineficiencia es invariante en el tiempo puede resultar algo restrictivo, ya que se está suponiendo que las empresas no pueden hacer nada para mejorar su nivel de eficiencia.

Para relajar el supuesto de que los efectos individuales, y por tanto la eficiencia individual, sea invariante en el tiempo preservando las ventajas que ofrece la utilización de los datos de panel, Sickles, Good y Johnson (1986), Kumbhakar (1990), y Cornwell, Schmidt y Sickles (1990) proponen sustituir el efecto individual α_i por una función flexible del tiempo, con parámetros que varían entre las empresas⁴³.

Cornwell et al. (1990) suponen una función cuadrática del tipo:

$$\alpha_{it} = \theta_{i1} + \theta_{i2}t + \theta_{i3}t^2 \quad [1.36]$$

por su parte, Kumbhakar (1990) propone:

$$\alpha_{it} = \gamma(t)\alpha_i \quad [1.37]$$

donde

$$\gamma(t) = [1 + \exp(bt + ct^2)]^{-1} \quad [1.38]$$

La ventaja de ambas especificaciones reside en que permiten acoger perfiles monótonamente crecientes o decrecientes de la eficiencia, además de ofrecer la posibilidad de realizar contrastes sobre la invariabilidad

⁴³Otras aplicaciones más recientes de modelos de datos de panel con ineficiencia variante en el tiempo son Lee y Schmidt (1993) y Fecher y Pestieau (1993)

temporal de la eficiencia⁴⁴.

Sin embargo, cuando el número de individuos es relativamente grande en relación con el número de períodos, dependiendo de la complejidad de la especificación de los efectos individuales, la pérdida de grados de libertad suele ser tan grande que la estimación de este tipo de especificaciones puede resultar inviable.

Cuando los datos no rechazan la incorrelación entre los efectos individuales y los regresores, el estimador adecuado es el de mínimos cuadrados generalizados (GLS). Por el contrario, si además de incorrelación se desea imponer una determinada función de distribución para la eficiencia que nos reporte información acerca de la composición de la varianza de los residuos, el estimador debe de ser el de máxima verosimilitud (MV) que, en el caso de que la distribución elegida sea acertada, proporcionará estimadores más eficientes.

El principal inconveniente de los estimadores MV radica en la obtención de medidas de eficiencia individual de las empresas. La separación del ϵ_{it} en sus dos componentes puede hacerse basándose en el procedimiento propuesto por Jondrow, Lovell, Materow y Schmidt (1982) referenciado en la sección anterior. Sin embargo, aparece ahora un problema adicional ya que se obtienen T estimaciones del nivel de eficiencia para cada empresa. El problema de la obtención de una estimación agregada de u_i a partir de los residuos del modelo es resuelto por Battese y Coelli

⁴⁴La hipótesis nula sería $\Theta_{12}=\Theta_{13}=0$ en el primer caso y $b=c=0$ en el segundo.

(1988) que obtienen la esperanza condicionada de u_i , basándose en una distribución normal-truncada para la eficiencia. La expresión es:

$$E(u_i | \epsilon_{i1}, \epsilon_{i2}, \dots, \epsilon_{iT}) = \mu_i^* + \sigma_v \{ \phi(-\mu_i^*/\sigma_v) [1 - \Phi(-\mu_i^*/\sigma_v)]^{-1} \} \quad [1.39]$$

en donde $\mu_i^* \equiv (-\sigma^2 m_i + T^1 \mu \sigma_v^2) (\sigma^2 + T^1 \sigma_v^2)^{-1}$, $\sigma_v^2 \equiv \sigma^2 \sigma_v^2 (\sigma_v^2 + T \sigma^2)^{-1}$ y $m_i = T^1 \Sigma_i \epsilon_i$.

Una vez expuestas las distintas técnicas disponibles para la estimación con datos de panel (WG, GLS, MV) el problema que se plantea es la elección de la más adecuada. El problema, según se ha visto, no es irresoluble, pues todo se reduce a suponer correlación entre los efectos individuales y los regresores (WG) o suponer incorrelación (GLS) o suponer incorrelación y además una determinada función de distribución para la ineficiencia (MV).

La realización de contrastes sobre el cumplimiento de dichos supuestos suele ser lo procedente en estos casos. Así, Hausman y Taylor (1981) proponen un método que permite contrastar la existencia de correlación entre los efectos individuales y los regresores. Este contraste se basa en dos estimadores (β^*_0 y β^*_1) de un coeficiente β : el primero es consistente y eficiente bajo la hipótesis nula H_0 pero sesgado bajo la alternativa H_1 , el segundo es consistente bajo las dos hipótesis, aunque menos eficiente cuando H_0 se acepta. Hausman demuestra que $Var(\beta^*_1 - \beta^*_0) = Var(\beta^*_1) - Var(\beta^*_0)$ y propone el siguiente test, distribuido como una ji-cuadrado con k grados de libertad:

$$m = (\beta^*_1 - \beta^*_0)' [Var(\beta^*_1) - Var(\beta^*_0)]^{-1} (\beta^*_1 - \beta^*_0) \sim \chi^2_k \quad [1.40]$$

El procedimiento consiste por tanto en utilizar este test para elegir entre WG y GLS, bajo la hipótesis nula H_0 de ausencia de correlación entre los efectos individuales y los regresores. Si se rechaza H_0 , el estimador apropiado es WG. Por el contrario, si se acepta H_0 el problema será elegir entre los modelos GLS y MV, dado que la diferencia entre ambos reside en que el MV elige una distribución para la eficiencia. Lo apropiado es contrastar lo adecuado de la distribución de la eficiencia elegida comparando el estimador GLS con el MV.

A efectos ilustrativos Gong y Sickles (1992) realizan una comparación de los modelos WG, GLS, MV. Utilizando técnicas Monte Carlo para estimar una tecnología subyacente conocida. Gong et al. (1992) llegan a la conclusión de que el mejor estimador es el de WG ya que soluciona los dos problemas más comunes de las fronteras estocásticas: correlación entre regresores (inputs) y eficiencia y dependencia de los supuestos distribucionales⁴⁵.

2.1.2.2. Modelos de frontera gruesa o "*thick frontier*"

La característica de los modelos de frontera gruesa es que, a diferencia de los modelos frontera tradicionales, no consideran a la frontera como un filo o borde definido de forma precisa, si no que consideran como frontera una banda compuesta por las empresas "supuestamente" más

⁴⁵La comparación incluye un cuarto método, el DEA, sobre cuyos resultados se volverá en secciones posteriores.

eficientes.

Este enfoque es normalmente utilizado para la evaluación de fronteras de costes. No obstante, y a pesar de que en la literatura no exista aplicación alguna para la estimación de la eficiencia técnica con funciones de producción, no hay ningún inconveniente para que su uso pueda ser extendido al análisis de la eficiencia en beneficios^[46] o a la eficiencia técnica.

Básicamente, el procedimiento se basa en la división de la muestra en cuatro grupos en base a los costes medios y en la suposición de que las empresas integrantes del cuartil de costes medios más bajos son los que detentan mayor eficiencia y que los del cuartil de costes medios más altos son las que probablemente tengan menor eficiencia media. El siguiente paso es estimar una función de costes para los cuartiles de mayor y de menor coste medio. Se supone que los residuos obtenidos dentro de cada cuartil reflejan el componente aleatorio, mientras que las diferencias de costes predichos entre los dos cuartiles se supone que reflejan ineficiencias.

El modelo fue inicialmente propuesto por Bauer, Berger y Humphrey (1991) y Berger y Humphrey (1991 y 1993) y en él se descomponía la diferencia entre los costes medios predichos entre los cuartiles de coste medio superior $CMED^{44}$ e inferior $CMED^{41}$ en una parte explicada y otra inexplicada, considerada como diferencia de eficiencia entre los dos cuartiles. La diferencia proporcional de costes medios predichos viene dada

⁴⁶De hecho, recientemente Lozano (1995) utiliza este procedimiento para analizar la eficiencia económica a través de una frontera gruesa de beneficios.

por:

$$DIF = (CMED^{q4} - CMED^{q1}) / CMED^{q1} \quad [1.41]$$

en donde $CMED^{qi} = C^{qi}(x^{qi}) / AT^{qi}$, siendo $C^{qi}(x^{qi})$ los costes predichos usando los datos del mismo cuartil y AT^{qi} los activos totales del cuartil i .

Obviamente, una parte de las diferencias de costes medios DIF se explica por diferencias en los niveles de output, en la diversificación del mismo y/o en diferencias de precios de los inputs y vienen determinadas por las características de los mercados en los que opera cada entidad, por lo que no sería correcto atribuir todo DIF a la ineficiencia, sino únicamente la parte de DIF no debida a diferencias de estas variables exógenas. Bauer et al. (1991) y Berger et al. (1991 y 1993) miden esta ineficiencia residual como:

$$INEF = (CMED^{q4} - CMED^{q4*}) / CMED^{q4} \quad [1.42]$$

siendo $CMED^{q4*} = C^{q1}(x^{q4}) / AT^{q4}$ los costes predichos para el cuartil $q4$ usando la tecnología del cuartil eficiente (de menores costes medios) $q1$.

Las diferencias del método de Bauer et al. (1991) con los métodos econométricos de frontera estocástica tradicionales son elevadas, hasta tal punto que, como reconocen los autores, ambos enfoques no son estrictamente comparables, ya que el método econométrico construye la frontera y calcula la posición relativa de todos los bancos con respecto a la frontera, mientras que la frontera gruesa únicamente compara los cuartiles

de mayor y menor coste medio.

La flexibilidad del modelo de frontera gruesa es, sin duda, su principal atractivo, pues no requiere la realización de ningún supuesto distribucional de la eficiencia, ni de incorrelación.

Si bien la originalidad, claridad y sencillez del método propuesto por estos autores es manifiesta, es necesario realizar varias puntualizaciones. Respecto a la idea base del método, hay que puntualizar que ya en los primeros modelos frontera existía la idea de estimar una frontera a partir de las observaciones eficientes, pues se estimaban por MCO eliminando posteriormente las observaciones ineficientes. La similitud de aquellos primitivos modelos con el de frontera gruesa es tal que éste adolece de algunos de los inconvenientes de aquellos. En particular la pérdida de grados de libertad que supone el estimar la frontera rechazando una parte significativa de la muestra.

Básicamente son tres los inconvenientes del modelo de frontera gruesa. El primero se refiere a lo arbitrario de la estratificación de la muestra. La elección de cuartiles en lugar de otro tipo de percentil, por ejemplo deciles, afecta a la medida de eficiencia. Así, si se elige como medida de estratificación a las deciles en lugar de cuartiles, se aumentará la ineficiencia obtenida, al considerarse ahora ineficiencias lo que antes era considerado error estocástico.

Por otra parte, la aplicabilidad de este método está sujeta a la disponibilidad de gran número de empresas ya que, por una lado, se basa

en la estimación de una función de costes con gran número de parámetros y, por otro, se estima dicha función utilizando únicamente una cuarta parte de la muestra.

Por último, el procedimiento de frontera gruesa no permite obtener medidas de eficiencia individuales. Aparentemente, éste es un problema similar al de los modelos tradicionales hasta que llego la solución de Jondrow et al. Sin embargo, la situación es distinta, pues allí se disponía de una medida de eficiencia media del 100% de la muestra, mientras que el modelo de frontera gruesa únicamente nos da una medida de eficiencia de las empresas situadas en el cuartil de costes mayores respecto al de menores costes medios (únicamente un 25% de la muestra).

2.1.3. Modelos paramétricos, matemáticos y deterministas.

Este tipo de modelos se caracterizan por la especificación de una forma funcional de los datos y su posterior estimación por métodos de programación matemática. La inclusión como restricción de que todas las empresas se encuentren en la frontera o por debajo de ella es lo que les confiere carácter determinista.

A continuación presentamos algunos ejemplos de la utilización de esta técnica, también denominada *goal programming*. El primer trabajo corresponde a Aigner y Chu (1968) que especificaron una relación del tipo:

$$y_i \leq f(x_i; \beta) \quad [1.43]$$

donde y_i es el máximo output obtenible mediante el empleo de un vector de inputs x_i y β es un conjunto de parámetros desconocidos a estimar.

La forma funcional elegida fue del tipo Cobb-Douglas y el problema que se planteaban era la estimación de los parámetros β que describían la estructura especificada. Para ello proceden resolviendo el siguiente problema mediante métodos de programación basados en datos de N empresas de una determinada industria.

$$\text{Min}_{\beta} \sum_{i=1}^N |f(x_i; \beta) - y_i| \quad [1.44]$$

sujeto a:

$$[f(x_i; \beta) - y_i] \geq 0, \quad i=1, \dots, I \quad [1.45]$$

Alternativamente es posible realizar la estimación sustituyendo [1.44] por:

$$\text{Min}_{\beta} \sum_{i=1}^N [f(x_i; \beta) - y_i]^2 \quad [1.46]$$

en cuyo caso la programación ya no es lineal sino cuadrática.

La eficiencia técnica viene representada directamente por el vector de residuos obtenido.

Desde el trabajo de Aigner y Chu (1968) se han realizado múltiples aplicaciones. Así Førsund y Jansen (1977) estudiaron una función de producción a través de la estimación de su función de costes dual, comparando los resultados de la función frontera con la función de costes

media. Førsund y Hjalmarsson (1979) emplean esta técnica para el análisis del progreso técnico de las empresas lecheras suizas. Mediante la estimación de una función de producción y especificando el progreso técnico como tendencias en todos los parámetros, dividen las reducciones de los costes unitarios en tres factores: progreso técnico, sustitución de los factores y acercamiento a la escala óptima. Broek, Førsund, Hjalmarsson y Meeusen (1980) estiman una función de producción por métodos de programación lineal y la comparan con la estimación MV de frontera determinista y con la estimación MV de frontera estocástica.

Otra interesante aplicación de esta metodología es la realizada por Nishimizu y Page (1982) que estiman una función de producción translog y descomponen el cambio productivo en Yugoslavia en cambio técnico (definido como el desplazamiento experimentado por la frontera) y cambios en la eficiencia técnica.

Por su parte, Charnes, Cooper y Sueyoshi (1988) estiman una función de costes y comparan los resultados con los obtenidos en otro trabajo mediante procedimientos econométricos, utilizando la misma forma funcional y los mismos datos⁴⁷. El interés de los autores no es analizar el grado de eficiencia, sino el grado de monopolio de la empresa *American Telephone & Telegraph Co*, justificando así lo adecuado de la regulación de dicha empresa de acuerdo con la legislación antitrust. Los resultados obtenidos por los autores difieren totalmente de los obtenidos en el anterior trabajo, por lo que concluyen aconsejando a los analistas la necesidad de

⁴⁷Véase también Evans y Heckman (1988).

comparar resultados obtenidos mediante la aplicación de distintas técnicas antes de tomar decisiones de política económica de tal importancia.

Bjurek, Hjalmarsson y Førsund (1990) realizan otra interesante comparación de metodologías para analizar la eficiencia de 400 oficinas locales de seguridad social. Los autores obtienen medidas de eficiencia mediante la especificación de una función de producción Cobb-Douglas, una cuadrática y con DEA^[48].

Como modelos deterministas presentan el atractivo de su correspondencia con la teoría subyacente en los signos de los residuos. Además, los estimadores obtenidos son máximo verosímiles para ciertas especificaciones de los residuos. En efecto, considerando que los MCO minimizan la suma de los cuadrados de los residuos, el parecido con la expresión [1.44], pero sobre todo con la [1.46] es elevado, excepto por la imposición de las restricciones. Así, Schmidt (1978) demostró que [1.44] es equivalente a la estimación MV de la frontera $y_i=f(x_i;\beta)$ si los residuos tienen una distribución exponencial, y que [1.46] es equivalente a la estimación MV de la frontera $y_i=f(x_i;\beta)$ cuando los residuos siguen una distribución half-normal^[49].

⁴⁸Serot (1993) constituye una de las más recientes aplicaciones de esta técnica aplicada al análisis de la productividad total de los factores de siete industrias entre 1971 y 1979.

⁴⁹La función de distribución de la exponencial es:

$$f_{\epsilon}(\epsilon)=\lambda e^{-\lambda\epsilon}, \quad \epsilon \geq 0, \lambda > 0$$

mientras que la half-normal es:

$$f_{\epsilon}(\epsilon)=\frac{2}{\theta\sqrt{\pi}}e^{-2\theta^2\epsilon^2}, \quad \epsilon \geq 0, \theta > 0$$

Este tipo de modelos *goal programming* están sujetos a varias objeciones. El problema metodológico básico que presentan es que al no utilizar técnicas de inferencia estadística los estimadores obtenidos no poseen ninguna propiedad estadística, por lo que no podemos valorar la significatividad de los estimadores obtenidos^[50]. Otro problema radica en la naturaleza de las desviaciones de la frontera. Estas son siempre positivas y se consideran como ineficiencia en su totalidad, sin realizar ningún supuesto acerca de su distribución.

Otros inconvenientes son el problemático tratamiento de empresas multiproducto^[51], aunque este problema es común a todos los modelos paramétricos, debido al hecho de que el número de entidades eficientes depende del número de parámetros especificados en la función objetivo^[52]. Por último, se plantea también un problema de sensibilidad de los resultados frente a la existencia de observaciones extremas. Este último problema es el que pretenden solucionar los modelos paramétricos, matemáticos y estocásticos que se exponen en la siguiente sección.

⁵⁰Green (1980a) señala que el hecho de que, aunque los estimadores obtenidos por esta técnica son MV, no poseen propiedades estadísticas identificables, por lo que no podemos derivar errores estándar ni realizar inferencia estadística en base a ellos.

⁵¹Una forma de abordar el problema es la utilizada por Kumbhakar (1987a) que especifica uno de los outputs como variable dependiente de los restantes outputs y de los inputs. No obstante, este procedimiento presenta el inconveniente de que las medidas de eficiencia que se obtienen no son invariantes de la elección del output que escoge como variable dependiente. Por ello, una alternativa válida es especificación de la función de costes del dual. Las medidas de eficiencia obtenidas como desviación respecto de la frontera serán medidas de eficiencia en costes, por lo que si se desea obtener la eficiencia técnica habrá que proceder a su descomposición en sus componentes técnico y asignativo mediante alguno de los métodos que se expondrán en la sección 3.

⁵²Véase Timmer (1971).

2.1.4 Modelos paramétricos, matemáticos y estocásticos.

Este tipo de modelos pretende resolver el problema más importante que plantean los modelos deterministas de la sección anterior, permitiendo desviaciones de la frontera de producción a ambos lados. Constituyen un avance significativo respecto de los métodos paramétricos deterministas, al permitir la existencia de perturbaciones aleatorias. A diferencia de los modelos paramétricos estadísticos y estocásticos que deben asumir una determinada forma funcional tanto para la función de producción como para la estructura de las perturbaciones, obteniendo unos estimadores cuyas propiedades descansan en la correcta especificación y en la estructura de los errores elegida, este tipo de modelos sólo precisan la especificación de la forma funcional de la función de producción.

La generalización de los modelos matemático-deterministas (tanto paramétricos como no paramétricos) hacia modelos estocásticos, en donde se permita la existencia de perturbaciones aleatorias, se realiza basándose en las mejoras experimentadas por la investigación operativa a finales de los cincuenta y principios de los sesenta, no aplicadas a la medición de la eficiencia hasta los años 70.

Charnes, Cooper y Symonds (1958), propone un modelo de programación lineal en el que se minimiza una función de costes sujeta a unas determinadas restricciones. No obstante, los autores señalan que, dado que las variables utilizadas presentan un carácter aleatorio, lo adecuado es formular la función objetivo y sus correspondientes restricciones en

términos probabilísticos^[53]. A estos modelos se les denominan *Chance Constrained Programs*^[54].

Los modelos *chance constrained* pueden ser presentados a partir de un problema de programación lineal estándar:

$$\begin{aligned} & \text{Max. } c'x \\ & \text{s.a.: } Ax \leq b \end{aligned} \quad [1.47]$$

en donde A es la matriz de coeficientes y c , b son los correspondientes vectores de constantes. El problema consiste en determinar el vector x que maximice la función objetivo satisfaciendo en conjunto de restricciones.

La aportación de los modelos *chance constrained* consiste en la sustitución en el anterior conjunto de restricciones de aquellas en que se considera que existe aleatoriedad en algunas de las variables consideradas, quedando el anterior problema como:

$$\begin{aligned} & \text{Max. } c'x \\ & \text{s.a.: } P(Ax \leq b) \geq \alpha \end{aligned} \quad [1.48]$$

⁵³En concreto minimizan una función de costes con el objetivo de obtener la producción óptima de gasóleo de calefacción sujeto a ciertas restricciones de ventas y de existencias. Nótese que las ventas de gasóleo de calefacción no sólo se verán afectadas por las variaciones de la demanda, sino también por cambios climáticos no predecibles.

⁵⁴Otras referencias de estos modelos son Tintner (1960), Charnes y Cooper (1963), Charnes, Cooper y Thompson (1965) y Jagannathan (1985).

en donde P indica probabilidad. Nótese que ahora A , b , c no son necesariamente constantes, sino que en general incorporan la aleatoriedad en algunos o en todos sus elementos. El vector $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)$ es un conjunto de medidas de probabilidad ($0 \leq \alpha_i \leq 1$), ya que determinan la cantidad que se permite violar cada restricción.

La estimación de estos modelos se realiza para diferentes funciones objetivo⁵⁵ de tal forma que, bajo ciertas condiciones, se eliminan todos los elementos aleatorios, convirtiéndose el problema en determinista.

El primer modelo disponible en la literatura basado en la anterior idea aplicado a la estimación de la frontera es el de **Timmer (1971)**, que estima una frontera de producción probabilística mediante técnicas de programación lineal, permitiendo que una proporción determinada (P) de empresas se encuentren por encima de la misma. El criterio, según Timmer, puede consistir bien en eliminar un porcentaje P , determinado a priori, y estimar con el $(100-P)\%$ restante, o bien excluir a las empresas supuestamente eficientes, una a una, hasta que los coeficientes estimados se estabilicen.

La principal objeción a esta metodología es la ausencia de un criterio objetivo que determine a qué proporción de empresas se les permite situarse por encima de la frontera. **Aigner et al. (1977)** señalan que otro problema que surge es la reconciliación de las observaciones situadas por encima de la frontera con el concepto de frontera como máximo output alcanzable.

⁵⁵Charnes y Cooper (1963) estudia tres funciones objetivo a maximizar, 1) maximizar el valor esperado, 2) minimizar la varianza, 3) maximizar la probabilidad.

Esta última objeción se ha resuelto asociando la existencia de observaciones extremas a errores de medición. Sin embargo, es preferible incorporar la posibilidad de errores de medida y perturbaciones aleatorias de una forma menos arbitraria.

Una aplicación posterior, y más elaborada, de estos modelos es la ofrecida por **Banker, Datar y Kemerer (1991)**, que emplean esta metodología para analizar los gastos de mantenimiento en el *software* aplicado en 65 proyectos diferentes de un gran banco comercial. Estos autores denominan a su procedimiento SDEA (*Stochastic Data Envelopment Analysis*). Sin embargo en esta Tesis reservaremos esta definición para otro tipo de modelos.

Banker et al. (1991) estiman mediante programación matemática una determinada especificación de la función de producción que pondera los dos tipos de desviaciones, las ineficiencias y las perturbaciones aleatorias. Más concretamente, el modelo de Banker et al. (1991) especificado de forma sintética se puede expresar como:

$$\begin{aligned} & \text{Min} \beta \sum_{i=1}^N \omega v_i + (1-\omega)u_i && [1.49] \\ & \text{s. a.} \\ & y_i = f(x_i; \beta) + v_i - u_i && \forall i \\ & \beta_i, u_i, v_i \geq 0 && \forall i \end{aligned}$$

La función objetivo a minimizar es la suma ponderada de las desviaciones respecto a la frontera, siendo los pesos ω y $(1-\omega)$. Los términos v_i corresponden a las desviaciones por encima de la función de producción (debidas exclusivamente a factores aleatorios), mientras que los u_i

corresponden a las desviaciones por debajo de la función de producción (debidas a ineficiencias y/o a factores aleatorios).

Los autores estiman el problema para valores de ω entre 0^[56] y 0.5, observando que si bien los signos de los estimadores son estables ante variaciones de ω , los valores de los parámetros estimados muestran sensibilidad en su magnitud.

Dos son los inconvenientes más resaltables de estos modelos. El primero es el establecimiento *a priori* de la proporción P de empresas a excluir (modelo de Timmer (1971), o de los pesos (modelo de Banker et al. (1991), lo cual es de esperar que influya en los resultados obtenidos. En segundo lugar, los estimadores obtenidos siguen sin poseer propiedades estadísticas.

2.2. Modelos no paramétricos

Uno de los principales inconvenientes de los modelos paramétricos son los errores de especificación en que se pueden incurrir si la forma funcional especificada no se ajusta a la tecnología subyacente en los datos. La no especificación de ninguna forma funcional evita que se pueda incurrir en este tipo de errores en los modelos no paramétricos.

Por el momento, no existen modelos no paramétricos basados en

⁵⁶En este caso toda desviación de la frontera es debida a ineficiencia técnica, por lo que el modelo se enmarcaría dentro de los modelos deterministas.

técnicas estadísticas. Todos se basan en técnicas de programación matemática, por lo que sólo existen dos tipos de modelos no paramétricos a nuestra disposición, los deterministas y los estocásticos.

2.2.1. Modelos no paramétricos, matemáticos y deterministas.

Como modelos no paramétricos, se caracterizan por no especificar ninguna forma funcional para la frontera. En este caso, la estimación de dicha frontera se lleva a cabo mediante técnicas de programación matemática.

El fundamento de este tipo de modelos vuelve a ser el trabajo de Farrell (1957) referenciado en la sección 1.2., pues construyen una frontera determinista haciendo uso de técnicas de programación matemática, obteniendo las medidas de eficiencia individual a través de las posiciones relativas de las empresas respecto a la frontera.

Como todos los modelos de frontera determinista, las empresas se sitúan sobre o por debajo de la frontera. Sin embargo, y a diferencia de los paramétricos, este tipo de modelos no estiman una forma funcional determinada sino que calculan una frontera convexa que envuelve a las observaciones, ya que "descansa" sobre las observaciones más extremas. Esta característica es la que ha dado el nombre a esta técnica como *análisis de la envolvente de los datos*, DEA en lo sucesivo^[57]. La eficiencia de

⁵⁷Del inglés *Data Envelopment Analysis*.

cada empresa se obtiene comparándola con otra empresa o combinación lineal de empresas situadas en la frontera. La flexibilidad (realiza pocos supuestos) y aplicabilidad de esta técnica ha hecho proliferar gran cantidad de estudios en los últimos años que utilizan esta aproximación⁵⁸.

Los primeros trabajos DEA se deben a Charnes, Cooper y Rhodes (1978) y a Banker, Charnes y Cooper (1984). Por su parte Seiford y Thrall (1990) realizan una perspectiva histórica de los orígenes y recientes desarrollos de esta técnica.

La principal característica del modelo de Charnes, Cooper y Rhodes (1978) (usualmente conocido como modelo CCR) es que generaliza el enfoque de medición de la eficiencia a través de ratios de un único output en relación a un único input, a situaciones de múltiples outputs y múltiples inputs. Esto se consigue mediante la reducción para cada empresa de su situación de múltiple output/input a una situación de un único *output virtual* y un único *input virtual*. De esta forma, la medida de eficiencia individual de cada empresa se obtiene del ratio de output virtual/input virtual.

Para ilustrar esta técnica supongamos que las N empresas integrantes de la muestra ($i=1, \dots, N$) utilizan un vector de inputs $x_i=(x_{i1}, \dots, x_{in})^T \in R^m_+$ para producir un vector de outputs $y_i=(y_{i1}, \dots, y_{im})^T \in R^m_+$. El objetivo es medir la actuación de cada empresa en relación a la mejor empresa observada de la muestra de N empresas.

⁵⁸Seiford y Thrall (1990) confirman la existencia de más de 400 artículos en menos de quince años (1978-1990), cifra que con toda seguridad ha sido rebasada en gran medida en la actualidad.

La función objetivo es el ratio definido anteriormente, a maximizar mediante técnicas de programación matemática para cada empresa. El programa a resolver para una empresa j a evaluar es:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{u,v} h_j(u,v) &= \Sigma_m u_m y_{jm} / \Sigma_n v_n x_{jn} \\ \text{s.a.: } \Sigma_m u_m y_{im} / \Sigma_n v_n x_{in} &\leq 1, \text{ para } i=1, \dots, N \\ u_m, v_n &\geq 0 \end{aligned} \quad [1.50]$$

El conjunto de restricciones se añade para que el problema se encuentre limitado y reflejan la condición de que para cada empresa el ratio de output virtual sobre el input virtual debe ser igual o inferior a la unidad.

Otra forma alternativa de observar el problema es desde la perspectiva del output, construyendo el ratio de input virtual sobre output virtual, en cuyo caso la función objetivo a minimizar sería:

$$\begin{aligned} \text{Min}_{u,v} f_j(u,v) &= \Sigma_n v_n x_{jn} / \Sigma_m u_m y_{jm} \\ \text{s.a.: } \Sigma_n v_n x_{in} / \Sigma_m u_m y_{im} &\geq 1, \text{ para } i=1, \dots, N \\ u_m, v_n &\geq 0 \end{aligned} \quad [1.51]$$

Sin embargo, el ratio definido en ambos problemas genera un conjunto infinito de soluciones, ya que si (u^*, v^*) es la solución que maximiza el ratio, entonces $(\alpha u^*, \alpha v^*)$ también es óptimo para cualquier $\alpha > 0$. Este problema puede ser resuelto seleccionando una solución representativa (solucionar (u, v) tal que $\Sigma_n v_n x_{jn} = 1$ para cada clase de equivalencia), lo que produce el siguiente problema de programación lineal:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\mu, \nu} z_j &= \mu^T y_j \\ \text{s.a.: } \nu^T x_j &= 1, \\ \mu^T X - \nu^T X &\leq 0, \\ \mu^T, \nu^T &\geq 0. \end{aligned} \quad [1.52]$$

cuyo problema dual es:

$$\begin{aligned} \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta_j \\ \text{s.a.: } Y\lambda - y_j &\geq 0, \\ \theta_j x_j - X\lambda &\geq 0, \\ \lambda &\geq 0. \end{aligned} \quad [1.53]$$

donde x_j e y_j son vectores de dimensión $(nx1)$ y $(mx1)$ respectivamente, λ es un vector de dimensión $(mx1)$, mientras que X e Y son matrices de dimensiones (nxN) y (mxN) respectivamente.

De la resolución de este último problema para cada una de las N empresas de la muestra se obtienen N ponderaciones y N soluciones óptimas. Cada solución óptima θ^* es el parámetro de eficiencia de cada empresa que, por construcción, satisface $\theta^* \leq 1$. Aquellas empresas con $\theta^* < 1$ son consideradas ineficientes, mientras que las $\theta^* = 1$ catalogadas como eficientes, son las situadas en la frontera^[59].

⁵⁹Nótese que θ es una medida radial, y en este sentido (véase sección 1.2.) debe considerarse la diferencia existente entre la medida de Farrell y la de Koopmans enunciada al principio del capítulo. En este sentido $\theta = 1$ es una *condición necesaria, pero no suficiente* de eficiencia técnica, ya que (y_j, θ, x_j) puede contener *slacks*, es decir una empresa frontera con $\theta = 1$ puede no ser eficiente (Una detallada caracterización de estas situaciones puede encontrarse en Seiford y Thrall (1990)). Por motivos de exposición evitaremos estas situaciones, que por otra parte la mayoría de las veces no suelen ser importantes. No obstante, si se desea identificar este tipo de observaciones, resulta conveniente resolver el siguiente problema alternativo (véase Ley (1991)):

Desde un punto de vista intuitivo, para analizar la eficiencia del esquema productivo de la empresa j (y_j, x_j) el problema construye un esquema factible como combinación lineal de los esquemas de las N empresas de la muestra que, utilizando $\Theta_j x_j$ inputs produzca al menos y_j . De esta forma, $(1-\Theta_j)$ indica la máxima reducción radial a la que se puede someter el vector de inputs de la empresa j sin que se alteren los niveles observados de outputs, por lo que Θ_j es el indicador de eficiencia técnica. En el caso de que $\Theta_j=1$ lo que sucede es que no es posible encontrar ninguna combinación lineal de empresas que, con menos inputs, obtenga al menos tantos outputs, por lo que la empresa es catalogada como eficiente. En los demás casos, $\Theta_j < 1$, indicando que el esquema productivo seguido por la empresa j es ineficiente, ya que existe otro esquema alternativo factible que obtiene la misma cantidad de outputs utilizando $\Theta_j x_j$ inputs, cuantificando su sobre-uso de recursos en comparación con el esquema alternativo en $(1-\Theta_j)x_j$ ^[60].

$$\begin{aligned} \text{Min}_{\Theta, \lambda, h} \quad & \eta_j = \Theta_j - \epsilon(I_n h_x + I_m h_y) \\ \text{s.a.:} \quad & y_j + h_y = Y\lambda, \\ & \Theta_j x_j - h_x = X\lambda, \\ & \lambda, h_y, h_x \geq 0. \end{aligned}$$

donde $\epsilon < 0$ es un infinitésimo no arquímideo, h_x, h_y son los vectores (columna) de las variables de holgura, y I_n, I_m son los vectores (fila) de unos. La idea es maximizar la suma de las variables de holgura ($I_n h_x + I_m h_y$) entre aquellas que minimizan Θ_j , por lo que al multiplicarlas por un ϵ lo suficientemente pequeño como para no alterar el valor del óptimo Θ_j , se le da una menor prioridad a la maximización de las variables de holgura frente a la minimización de Θ_j . Una empresa j será eficiente sólo cuando $\eta_j=1$, lo que implica no sólo que $\Theta_j=1$, sino también $h_x=0, h_y=0$.

⁶⁰Nótese que la actuación de cada empresa se está midiendo en relación a la posibilidad de reducir radialmente su vector de inputs. En este sentido Θ_j es una medida de eficiencia técnica orientada en inputs. No obstante, el problema puede ser fácilmente expresado en términos de incremento de outputs, en cuyo caso obtendremos medidas de eficiencia técnica orientada en outputs. En este caso, la actuación de cada empresa

La obtención de N ponderaciones para cada empresa evaluada permite identificar, a partir de los $\lambda > 0$, el subconjunto de empresas "eficientes" a partir de las cuales se construye la frontera como combinación lineal de las mismas.

La presentación anterior del modelo CCR impone cuatro restricciones que, sin embargo, pueden ser fácilmente relajadas; 1) rendimientos constantes a escala, 2) sustituibilidad fuerte de inputs y outputs, 3) convexidad del conjunto de posibilidades de producción y 4) convexidad de conjunto factible de combinaciones inputs-outputs.

El supuesto de rendimientos constantes a escala (CRS) suele ser el más comúnmente eliminado, y ello se consigue añadiendo una restricción adicional al problema [1.53]. Este modelo fue propuesto por Banker, Charnes y Cooper (1984) por lo que usualmente se le conoce como modelo BCC. Así, en el caso de que se desee generalizar el modelo al caso de

se expresa en términos de la máxima expansión radial a la que se puede someter al vector de outputs de la empresa analizada sin utilizar más inputs que los utilizados por la combinación lineal de empresas. Ambas medidas son equivalentes bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala $\Theta = 1/\delta$ (véase Färe y Lovell (1978) y Lovell (1993)). Ambas medidas están representadas en el gráfico 1.3.

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{\xi, \lambda} \xi_j \\ & \text{s.a.: } Y\lambda - \xi y \geq 0, \\ & \quad x_j - X\lambda \geq 0, \\ & \quad \lambda \geq 0. \end{aligned}$$

Como apunta Lovell (1993), aunque la exogeneidad no es un problema estadístico en DEA en el mismo sentido que en los enfoques econométricos, la elección entre medidas orientadas en inputs o en outputs se someten a las mismas consideraciones. Así, en el caso de que las empresas estén sometidas a las condiciones de la demanda, de forma que puedan ajustar libremente sus niveles de inputs, entonces el modelo orientado en inputs es más apropiado.

rendimientos variables a escala (VRS), únicamente hay que añadir la restricción $e^T\lambda=1$, siendo e un vector columna de unos de N filas^[61].

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\psi, \lambda} \psi_j && [1.54] \\ & \text{s.a.: } Y\lambda - y_j \geq 0, \\ & \quad \psi_j x_j - X\lambda \geq 0, \\ & \quad e^T\lambda = 1, \\ & \quad \lambda \geq 0. \end{aligned}$$

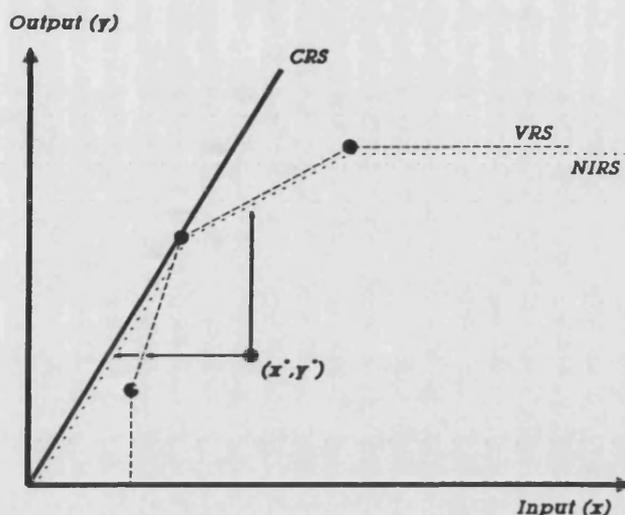
El caso de rendimientos no crecientes a escala (NIRS) se obtiene sustituyendo en el problema [1.54] la restricción $e^T\lambda=1$ por $e^T\lambda \leq 1$.

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\delta, \lambda} \delta_j && [1.55] \\ & \text{s.a.: } Y\lambda - y_j \geq 0, \\ & \quad \delta_j x_j - X\lambda \geq 0, \\ & \quad e^T\lambda \leq 1, \\ & \quad \lambda \geq 0. \end{aligned}$$

Las diferencias entre los tres modelos se ilustran en el gráfico 1.3. Lógicamente $\Theta_j \leq \delta_j \leq \psi_j$, ya que la frontera bajo rendimientos variables a escala "envuelve" a los datos más cercanamente que la de rendimientos no crecientes, y ésta, a su vez, más que la de rendimientos constantes a escala.

⁶¹Una exposición detallada de todos estos modelos se encuentra en Banker, Charnes y Cooper (1984). Por otra parte, Maindirata (1990) propone la medida "eficiencia de tamaño" obtenida añadiendo la restricción $e^T\lambda=K$, donde K es un número entero positivo para determinar el ahorro potencial de inputs que se produciría si una determinada producción se produjera por un número K de empresas determinado endógenamente por el problema.

Gráfico 1.3



La comparación de estas medidas permite obtener, a partir de los valores óptimos calculados, información acerca de la posible existencia de economías de escala. Así, calculando el cociente entre Θ_j y ψ_j se obtiene una medida de la eficiencia que es el resultado de descontar a la eficiencia técnica total (Θ_j) la eficiencia técnica pura (ψ_j):

$$\Omega_j = \Theta_j / \psi_j \quad [1.56]$$

La medida Ω_j es una medida de la ineficiencia de escala, pues recoge la parte de la ineficiencia técnica total que es debida a que la empresa opera bajo un tamaño no óptimo. Cuando omega es la unidad ($\Omega_j = 1$), indica que la medida de eficiencia bajo rendimientos constantes a escala coincide a la obtenida bajo rendimientos variables, lo que implica que la empresa opera bajo rendimientos constantes, no presentando ineficiencias de escala. En los demás casos, en los que omega es inferior a la unidad ($\Omega_j < 1$), la empresa

opera bajo rendimientos crecientes o decrecientes^[62].

El gráfico 1.3 ilustra los anteriores conceptos, evaluando a la empresa (x^*, y^*) en términos del ahorro potencial de inputs. La medida de eficiencia bajo CRS es inferior a la de VRS, indicando la existencia de ineficiencias de escala. Dado que la medida bajo VRS es idéntica a la obtenida bajo NIRS, indica que las ineficiencias de escala se deben a que la empresa opera bajo rendimientos de crecientes a escala. Nótese que la escala se mide en términos del tamaño del vector de inputs. Lo contrario sucedería si midiéramos la eficiencia en términos del incremento potencial de outputs, ya que en este caso obtendríamos rendimientos decrecientes a escala.

El siguiente paso consiste en identificar si el origen de la existencia de ineficiencias de escala $\Omega_j < 1$ es la existencia de rendimientos crecientes o decrecientes. Ello se consigue comparando la medida de la eficiencia bajo rendimientos no crecientes δ_j del problema [1.55] con la de rendimientos variables ψ_j del problema [1.54]. Si $\delta_j = \psi_j$ la ineficiencia de escala de la empresa j se debe a que opera bajo rendimientos decrecientes a escala. En los demás casos $\delta_j > \psi_j$ implica que el origen de las ineficiencias de escala es que la empresa produce bajo rendimientos crecientes a escala^[63].

⁶²Färe y Grosskopf (1985) proponen un método alternativo para la medición de la eficiencia de escala. El enfoque es muy similar al presentado y consiste en la consideración de los costes en lugar de los inputs. Färe et al. (1985) demuestran que este enfoque coincide con el presentado cuando las empresas se enfrentan a los mismos precios de los inputs.

⁶³Petersen (1990) mide las ineficiencias de escala eliminando el supuesto de convexidad de la frontera de posibilidades de producción manteniendo el supuesto de convexidad en el conjunto de inputs $L(y)$ y de outputs $P(x)$.

El siguiente supuesto del modelo CCR que puede ser relajado es el de sustitubilidad fuerte. A diferencia del supuesto de rendimientos constantes a escala, como afirma Lovell (1993), este supuesto muy pocas veces es relajado. La sustitubilidad fuerte de inputs ($L^{FSI}(y)$) se refiere a que cualquier reducción de un input requiere un incremento de otro para mantener el mismo output. En el gráfico 1.4 (i) se ilustra una situación de sustitubilidad fuerte de inputs ($L^{FSI}(y)$) junto con la de débil sustitubilidad ($L^{DSI}(y)$), donde se observa que x_1 no es libremente sustituible, ya que existe una zona en la que una reducción de x_1 requiere un incremento del output o una reducción de x_2 para mantener el mismo output. Lo mismo sucede con la sustitubilidad fuerte de outputs ($P^{FSO}(x)$). En este caso se refiere a que cualquier reducción de un output requiere un incremento de otro para mantener el mismo uso de inputs. En el gráfico 1.4 (ii) se ilustra una situación de sustitubilidad fuerte de outputs ($P^{FSO}(x)$) junto con la de débil sustitubilidad ($P^{DSO}(x)$), se observa que para outputs inferiores a y^* una reducción de y_1 requiere una reducción de y_2 o un incremento de los inputs^[64].

⁶⁴Nótese que $P^{DSO} \subseteq P^{FSO}$ y $L^{DSI} \subseteq L^{FSI}$.

Gráfico 1.4 (i)

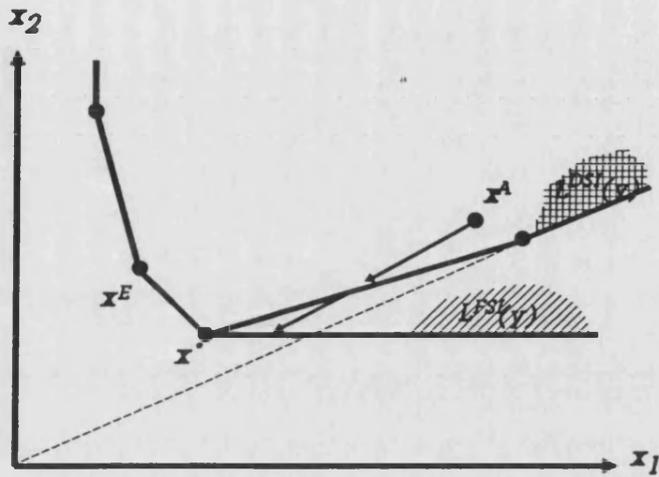
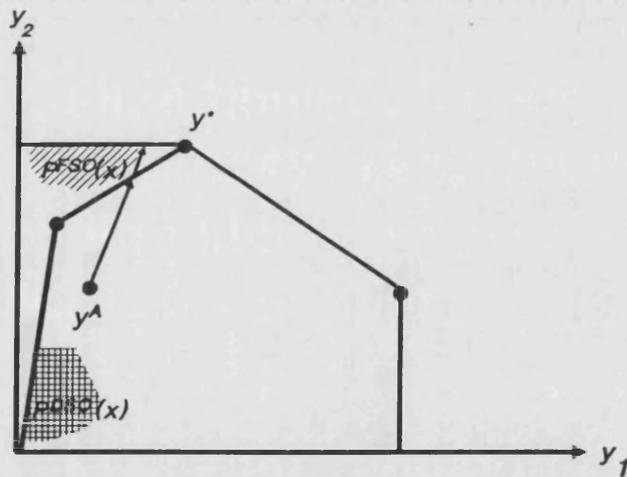


Gráfico 1.4 (ii)



La relación del supuesto de sustutibilidad fuerte de outputs e inputs se acoge reemplazando en el modelo [1.54] las restricciones $Y\lambda - y_j \geq 0$, $\psi x_j - X\lambda \geq 0$, por $Y\lambda - \alpha y_j = 0$, $\psi x_j - \beta X\lambda = 0$, $\alpha, \beta \in (0, 1]$. La relación de este

supuesto permite acoger situaciones como las descritas en los gráficos 1.4 (i) y 1.4 (ii).

El supuesto descrito es susceptible de un tratamiento similar al realizado para el caso de las ineficiencias de escala, analizando la naturaleza de la sustituibilidad a partir de la comparación de las medidas de eficiencia obtenidas bajo ambos supuestos.

El tercer supuesto, se refiere a la convexidad del conjunto de posibilidades de producción. El resultado de la invocación de este supuesto es una frontera de posibilidades de producción como la reflejada en el gráfico 1.3, bastante alejada de la clásica función de producción en forma de S . Por otra parte, la convexidad requiere productividades marginales no crecientes, lo cual la hace inconsistente con la existencia de rendimientos a escala crecientes.

Petersen (1990) propone un método alternativo a DEA que no precise del supuesto de convexidad de la función de producción pero que al mismo tiempo mantenga la convexidad del conjunto de inputs $L(y)$ y de outputs $P(x)$ ^[65].

El procedimiento se articula en dos etapas. En la primera se construye la isocuanta en el espacio de inputs (u outputs) basada en un tecnología de referencia no convexa y en la segunda se evalúa la posición

⁶⁵Petersen (1990) señala que si bien la convexidad de la frontera de posibilidades de producción implica la convexidad de $L(y)$ y $P(x)$, la convexidad de $L(y)$ y $P(x)$ no implica la convexidad de la frontera de posibilidades de producción.

del vector de inputs (u outputs) en relación con la isocuanta construida en la primera etapa.

El último supuesto del modelo CCR que puede ser relajado es el de convexidad del conjunto de inputs $L(y)$ y del conjunto de outputs $P(x)$. Si bien los trabajos que relajan este supuesto son algo más numerosos, también son escasos. Para relajar la convexidad manteniendo la sustutibilidad fuerte de outputs e inputs y rendimientos variables a escala hay que resolver el problema [1.53] añadiendo dos restricciones adicionales, $e^T\lambda = 1$ para acoger rendimientos variables a escala, y $\lambda_i \in \{0,1\}$, $i=1,\dots,N$ para relajar la convexidad. La frontera calculada recibe el nombre de *Free Disposal Hull* (FDH) ya que permite sustitubilidades no convexas.

A diferencia de DEA, FDH únicamente considera que una empresa está dominada por otra, pues $e^T\lambda = 1$ y $\lambda_i \in \{0,1\}$, mientras que en DEA una empresa puede estar dominada además por una empresa ficticia obtenida como combinación lineal de otras. Los gráficos 1.5 (i) y 1.5 (ii) comparan las envolventes calculadas por DEA y por FDH. Mientras que en DEA la empresa A era dominada por una combinación lineal de las empresas C y D con la cual se la comparaba, con FDH la empresa A únicamente es dominada por la empresa C , obteniendo una medida de eficiencia inferior a la correspondiente a DEA, con un *slack* en el input x_1 . En el gráfico 1.5 (ii) la empresa A está dominada por D con un *slack* en el output y_2 .

Gráfico 1.5 (i)

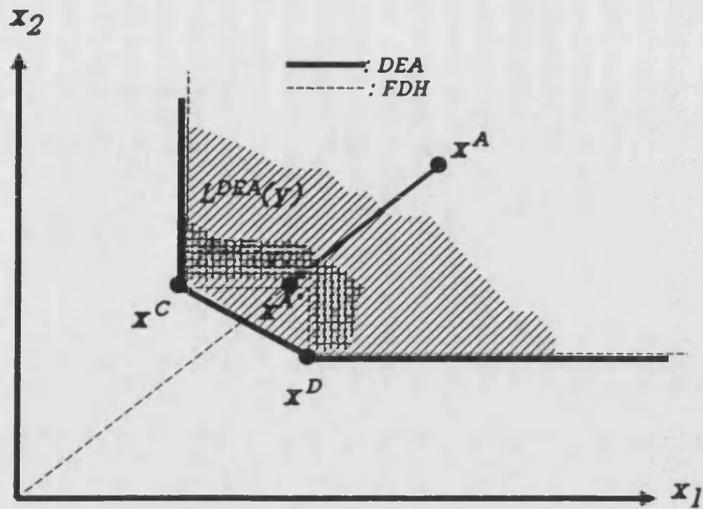
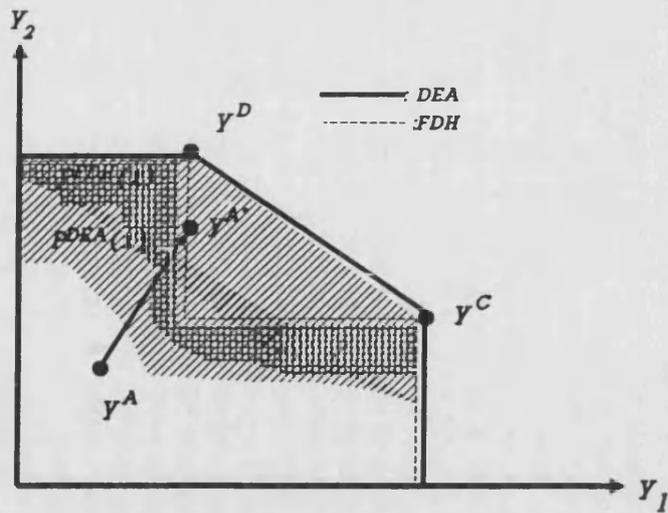


Gráfico 1.5 (ii)



Básicamente existen dos diferencias entre los modelos DEA y FDH. La primera se basa en el mayor realismo tecnológico que supone la

consideración de isocuantas convexas en DEA^[66], si bien es cierto que intuitivamente FDH supera a DEA, ya que obtiene un conjunto de empresas dominadas y otro de dominantes que son *reales*, es decir, no obtenidas como combinación lineal de otras. La segunda diferencia es que el problema de los *slacks* es mucho más serio en FDH que en DEA. Aplicaciones de esta técnica pueden encontrarse en Tulkens (1993a y b), Fried, Lovell y Vanden Eeckaut (1993), Bauer y Hancock (1993) y Vanden Eeckaut, Tulkens y Jamar (1993).

Las ventajas que ofrece la metodología DEA frente a los modelos paramétricos expuestos en la sección 2.1 son varias. En primer lugar, la inmediata aplicabilidad a situaciones de múltiples outputs/inputs^[67]. En segundo lugar, permite explorar los orígenes de la eficiencia a través de los multiplicadores obtenidos o simplemente mediante comparación con el conjunto de empresas eficientes tomadas como referencia. A través de estos análisis es posible extraer conclusiones sobre qué inputs se están sobreutilizando, e incluso cuantificar la ganancia potencial en costes que la eliminación de estas ineficiencias supondría^[68].

⁶⁶La convexidad de $L(y)$ y $P(x)$ es un supuesto neoclásico justificado por la ley de los rendimientos marginales decrecientes. Además, la teoría de la dualidad entre $P(x)$ y la función de ingresos y entre $L(y)$ y función de costes precisa de la convexidad de ambos conjuntos $L(y)$ y $P(x)$. Véase Petersen (1990) p. 307.

⁶⁷Si bien las técnicas paramétricas pueden acoger también estas situaciones, deben de recurrir a la especificación de la función de costes dual (utilizando datos referidos a precios de los inputs), obteniendo una medida de eficiencia global, cuya descomposición en técnica y asignativa conlleva problemas adicionales.

⁶⁸Una interesante aplicación en este sentido, aplicada al caso bancario, es el trabajo de Sherman y Gold (1985).

En tercer lugar, no se basa en la especificación de ninguna forma funcional. Esta característica permite a DEA evitar los posibles errores de especificación que pueden influir de forma importante en las medidas de eficiencia obtenidas. Los resultados obtenidos por los autores son, en este sentido, bastante concluyentes. Así, Gong y Sickles (1992) comparan DEA con métodos estocásticos para estimar una tecnología subyacente conocida utilizando datos simulados, llegando a la conclusión de que cuando la especificación elegida está cercana a la tecnología subyacente los modelos paramétricos estocásticos son mejores que los DEA. Sin embargo, cuando existen errores de especificación y la ineficiencia está correlacionada con los regresores^[69], la metodología DEA es más convincente.

Por último, la flexibilidad de DEA ofrece dos posibilidades adicionales. La primera consiste en la incorporación de inputs discrecionales o "variables de entorno" sobre las cuales las empresas no pueden influir^[70]. La segunda estriba en la generalización del modelo para incorporar la opinión de los expertos sobre qué empresas deben formar parte del conjunto de empresas eficientes^[71].

Sin embargo, y a pesar de la mayor flexibilidad y aplicabilidad, los

⁶⁹Los modelos paramétricos y estocásticos suponen que las ineficiencias están correlacionadas con los outputs, es decir las ineficiencias se *materializan* en caídas de outputs.

⁷⁰Estas variables de entorno se suelen introducir para establecer las comparaciones de cada empresa con un conjunto de empresas eficientes de similares características en términos de la variable de entorno considerada. Véase Charnes, Cooper, Golany, Seiford y Stutz (1985), Banker y Morey (1986) y Golany y Roll (1993).

⁷¹Véase Charnes, Cooper, Huang y Sun (1990) y Thompson, Langemeier, Lee, Lee y Thrall (1990).

modelos DEA están sometidos a las objeciones compartidas por los modelos matemáticos: imposibilidad de realización de inferencias estadísticas y contrastes de hipótesis^[72], así como por los modelos deterministas: sensibilidad ante observaciones extremas, sensibilidad de los resultados ante diferentes elecciones de variables^[73], e inexistencia de componente estocástico que depure las ineficiencias de los factores aleatorios. Este último problema ha impulsado el desarrollo reciente de los modelos no paramétricos, matemáticos y estocásticos que se exponen en el siguiente apartado.

Por otra parte, la capacidad de DEA para discriminar entre empresas disminuye cuando aumenta el número de inputs y outputs, pudiendo suceder que la mayoría, o incluso todas las empresas, sean catalogadas como eficientes. No obstante, en este caso es posible recurrir al modelo propuesto por Charnes, Cooper, Huang y Sun (1990), incorporando información

⁷²En este sentido, el trabajo de Banker (1993) constituye un importante avance en lo que se refiere a los fundamentos estadísticos que poseen los estimadores DEA. Así, Banker demostró que, bajo determinadas condiciones de la función de producción, los estimadores DEA son máximo verosímiles si la desviación respecto de la frontera (ineficiencia) es considerada una variable aleatoria con una función de densidad monótona decreciente. En definitiva, como así afirma el propio Banker, su aportación a los modelos DEA es muy similar a la realizada en su día por Schmidt (1976) respecto de los modelos paramétricos matemáticos deterministas (véase sección 2.1.1.).

Banker demostró que los estimadores DEA son consistentes (su sesgo disminuye cuando el tamaño muestral aumenta) y utilizando este resultado de consistencia, intuido ya por Banker, Charnes, Cooper y Maindirata (1988), propuso dos contrastes para evaluar hipótesis sobre las diferencias entre subgrupos de la muestra. No obstante, advierte que dichos contrastes sólo son aplicables para tamaños muestrales grandes, dado que se basan en consistencia, aconsejando precaución en la interpretación de resultados cuando su aplicación se realice a muestras de reducido tamaño.

⁷³Sobre la sensibilidad de los resultados ante diferentes elecciones de variables véase Grifell, Prior y Salas (1993).

externa procedente de la opinión de los expertos para delimitar el subconjunto de empresas eficientes.

Las virtudes inherentes a la técnica DEA ha impulsado la realización de trabajos que comparan esta metodología con otras alternativas. Así, y aparte de la ya mencionada comparación de Gong y Sickles (1992), Banker, Conrad y Strauss (1986) comparan los resultados obtenidos mediante una función de costes translogarítmica estimada por MCOC con los obtenidos con DEA para estimar la ineficiencia del sector hospitalario, encontrando diferencias significativas. En un trabajo posterior, Banker, Charnes, Cooper y Maindirata (1988) comparan los resultados de la estimación de una función translogarítmica, en este caso de producción, usando datos simulados para una tecnología subyacente conocida, concluyendo que el dominio de DEA sobre los métodos paramétricos, en lo que se refiere a menor desviación respecto de los verdaderos valores, se debe a la mayor flexibilidad de aproximación a la verdadera forma funcional que posee DEA. Banker et al. (1988) comprueban igualmente que la precisión de los resultados de DEA es mayor cuando aumenta el tamaño muestral, sugiriendo que los estimadores DEA muestran la propiedad de consistencia que, con posterioridad, demostró teóricamente Banker (1993). Por su parte Ferrier y Lovell (1990) realizan una comparación de DEA y una función de costes translogarítmica estimada por MV, encontrando resultados similares en lo referente a las economías de escala pero muy dispares en lo que se refiere a la magnitud y rankings de eficiencia en costes. Bjurek, Hjalmarsson, y Førsund (1990) comparan DEA bajo CRS, NIRS y VRS con dos funciones de producción bajo Cobb-Douglas y cuadrática, encontrando que las mayores correlaciones se dan entre las especificaciones más rígidas

(Cobb-Douglas y DEA bajo CRS) y entre las más flexibles (cuadrática y DEA bajo VRS).

Por su parte, el trabajo de Gong y Sickles (1992), referenciado anteriormente, compara WG, GLS y DEA concluyendo que la des/ventaja relativa de DEA frente al resto de métodos depende de la elección de la forma funcional. Si la especificación elegida coincide con la subyacente, los métodos paramétricos funcionan mejor. Por el contrario, las ventajas de DEA son más evidentes cuando existen errores de especificación y/o correlación de la ineficiencia con los regresores.

2.2.2. Modelos frontera no paramétricos, matemáticos y estocásticos.

Este tipo de modelos surgen con el objetivo de eliminar los inconvenientes inherentes a los modelos DEA. La posibilidad de depurar las medidas de eficiencia obtenidas de posibles errores de medida o de factores aleatorios junto con el carácter no paramétrico de estos modelos, hace a estos modelos especialmente atractivos. En la actualidad se encuentran poco elaborados, si bien constituyen una de las líneas de investigación sobre las cuales se está trabajando con mayor intensidad.

El propósito de estos modelos es adaptar el problema DEA de forma que se consideren los factores de incertidumbre y aleatoriedad bajo los cuales se desarrolla la actividad de la empresa. Los modelos de DEA estocásticos se basan en las técnicas de programación probabilística restringida desarrolladas entre otros por Charnes, Cooper y Simonds (1958),

Charnes y Cooper (1963), Charnes, Cooper y Thompson (1965) y Jagannathan (1985) expuestos en la sección 2.1.4.

Básicamente, lo característico de estos modelos es que permiten que las restricciones asociadas al problema de optimización puedan ser violadas un número $(1-P)$ de veces. Concretamente Lovell (1993) expresa el problema DEA estocástico de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} & \text{Mín}_{\theta, \lambda} \theta_j && [1.57] \\ \text{s.a.:} & \Pr(\sum_i^M y_{im} \lambda_i \geq y_{jm}) \geq P^o, && \forall m \\ & \Pr(\theta x_{jn} \geq \sum_i^N x_{in} \lambda_i) \geq P^l, && \forall n \\ & \lambda_i \geq 0. \end{aligned}$$

Siendo las probabilidades P^o y P^l vectores columna de dimensión $(m \times 1)$ y $(n \times 1)$ respectivamente. El problema ahora consiste en reducir radialmente los inputs hasta que se encuentre un óptimo que cumpla las restricciones. Lo característico de esta extensión consiste en que, debido a incertidumbre y a factores aleatorios, no se conoce la situación exacta de la frontera, por lo que se permite que las restricciones del problema puedan no ser satisfechas por observaciones extremas un determinado número $(1-P)$ de veces.

Suponiendo que cada componente del vector de output y_{im} es una variable aleatoria normalmente distribuida con esperanza Ey_{im} y con matriz de varianzas-covarianzas $Vy_{im}y_{im}$ y que cada componente del vector de inputs x_{in} es una variable aleatoria normalmente distribuida con esperanza Ex_{in} y con matriz de varianzas-covarianzas $Vx_{in}x_{in}$, el modelo [1.57] anterior puede ser reescrito de la siguiente forma:

$$\text{Min}_{\theta, \lambda} \theta_j \quad [1.58]$$

$$\begin{aligned} \text{s.a.: } & \sum_i^M y_{im} \lambda_i + \sum_i^M (E y_{im} - y_{im}) \lambda_i - F^{-1}(P^0) (\sum_i^M \sum_i^M \lambda_i \lambda_h V y_{im} y_{hm})^{1/2} \geq y_{jm} \quad \forall m \\ & \theta_j x_{jm} \geq \sum_i^N x_{in} \lambda_i + \sum_i^N (E x_{in} - x_{in}) \lambda_i - F^{-1}(P^1) (\sum_i^N \sum_i^N \lambda_i \lambda_h V x_{in} x_{hn})^{1/2} \quad \forall n \\ & \lambda_i, \lambda_j \geq 0. \end{aligned}$$

Al igual que el modelo DEA tradicional el problema debe de ser resuelto N veces con el objetivo de reducir radialmente los inputs sujeto a las restricciones impuestas, sin embargo, ahora el problema es no lineal. Nótese que en el caso de que la matriz de varianzas y covarianzas sea cero implica no sólo que $V x_{in} x_{hn} = V y_{im} y_{hm} = 0$, sino también que $E x_{in} - x_{in} = E y_{im} - y_{im} = 0$ por lo que no existiría diferencia alguna entre el modelo DEA estocástico y el DEA determinista tradicional.

Como señalamos en la sección 2.1.2. el objetivo deseado de los modelos estocásticos es que la medida de eficiencia obtenida esté depurada de factores aleatorios como la buena/mala suerte o errores de medida, siendo esta la principal ventaja de este modelo frente al DEA determinista.

Los inconvenientes de los modelos DEA estocásticos son por el momento lo suficientemente importantes como para desalentar su utilización. Fundamentalmente se refieren a la imposición a priori de los niveles de probabilidad, así como al conocimiento de las esperanzas y matriz de varianzas-covarianzas de las variables.

3. LA MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA ASIGNATIVA

La medición de la eficiencia asignativa requiere, según se dijo anteriormente, la especificación de un objetivo económico concreto (minimización de costes, maximización de ingresos o beneficios), por lo que la frontera a estimar ya no es la función de producción. Nuevamente expondremos las distintas técnicas, centrándonos exclusivamente en el objetivo económico de minimización de costes.

Para ilustrar las distintas técnicas supondremos que las N empresas integrantes de la muestra ($i=1, \dots, N$) utilizan un vector de inputs $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{in})^T \in R^n_{++}$ a unos precios $w_i = (w_{i1}, \dots, w_{in})^T \in R^n_{++}$ para producir un vector de outputs $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{im})^T \in R^m_{++}$.

3.1. Modelos paramétricos

La medición de la eficiencia asignativa en los métodos paramétricos y estadísticos se realiza especificando una función de costes, usualmente translogarítmica junto con las correspondientes ecuaciones de participación^[74].

Por construcción, se debe cumplir que los costes observados sean superiores a los estimados por la frontera de costes, $w^T x \geq c(y, w; \beta)$, mientras que las correspondientes participaciones de los inputs en los costes observados $w_j x_j / w^T x$ ($j=1, \dots, n$) pueden ser inferiores, iguales o superiores

⁷⁴En Green (1980b) puede encontrarse un método de estimación frontera a través de sistemas de ecuaciones.

a las participaciones que minimizan los costes $s_j(y, w; \beta)$. El problema puede entonces ser especificado con el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} \ln(w^T x)_i &= c(\ln y_i, \ln w_p; \beta) + v_{\alpha_i} + T_i + A_i \\ (w_j x_j / w^T x)_i &= s_j(\ln y_i, \ln w_p; \beta) + v_{j_i} + u_{j_i} \quad j=1, \dots, n-1 \end{aligned} \quad [1.59]$$

en donde v_{α_i} y v_{j_i} representan los componentes aleatorios de la ecuación de costes y de las j ecuaciones de participación respectivamente.

Lo que diferencia a la especificación [1.59] de los usuales modelos translogarítmicos son los términos T_i , A_i y u_{j_i} , incorporados en el modelo con el objetivo de captar la ineficiencia técnica y la asignativa. Así, el término $T_i \geq 0$ intenta captar el incremento que experimentan los costes debido a la existencia de ineficiencias técnicas y que, debido a que la medida de eficiencia técnica es una medida radial, no afecta a las participaciones de los inputs, por lo que no se incluye en las j ecuaciones de participación. La medición de la eficiencia asignativa se realiza mediante la incorporación de A_i y u_{j_i} . $A_i \geq 0$ capta el incremento de costes debido a la existencia de eficiencia asignativa, y dado que la eficiencia asignativa representa una errónea elección del *mix* de inputs desde el punto de vista de minimización de costes, afecta a las correspondientes participaciones de los inputs, por lo que el término A_i debe relacionarse de algún modo con los términos u_{j_i} (> 0 , < 0 , ó $= 0$). Esta relación, o nexo de unión, entre los dos términos debe de especificarse *a priori*, y siempre respetando el hecho de que los errores asignativos (u_{j_i}) de cualquier signo incrementan los costes a través de A_i .

La estimación del modelo propuesto suele realizarse por MV, especificando formas funcionales para $T_i \sim |N(0, \sigma^2_T)|$, $A_i \sim |N(0, \sigma^2_A)|$ y $u_{\alpha} \sim N(0, \sigma^2_{u\alpha})$ y suponiendo que los términos de error son independientes e idénticamente distribuidos.

La especificación del nexo de unión entre los términos u_{ji} y A_i ha sido tratada por Ferrier y Lovell (1990), que suponen igualdad de ineficiencias asignativas entre empresas de forma que los términos A_i y u_{ji} son ahora A y u_j , e imponen la siguiente relación entre A y u_j :

$$A = u'Fu \quad [1.60]$$

donde $u' = (u_1, \dots, u_n)$ y F es una matriz diagonal con elementos positivos. De esta forma se consigue que;

- 1) Cuando $u_j = 0$ entonces $A = 0$, los costes crecen sólo si existen errores asignativos.
- 2) los costes crecen cuando existen errores en cualquier dirección ($\text{corr}(A, |u_j|) > 0$).
- 3) los costes crecen más con errores grandes que con pequeños ($\text{corr}(A, \sigma_u) > 0$).

No obstante, como apuntan Cummins y Weiss (1993) los problemas de estimación por la incorporación del citado nexo de unión son elevados en relación con la potencial mejora de resultados, por lo que optan por la solución de suponer independencia entre las perturbaciones del sistema de ecuaciones. Por su parte Bauer (1990) señala que los resultados son mejores

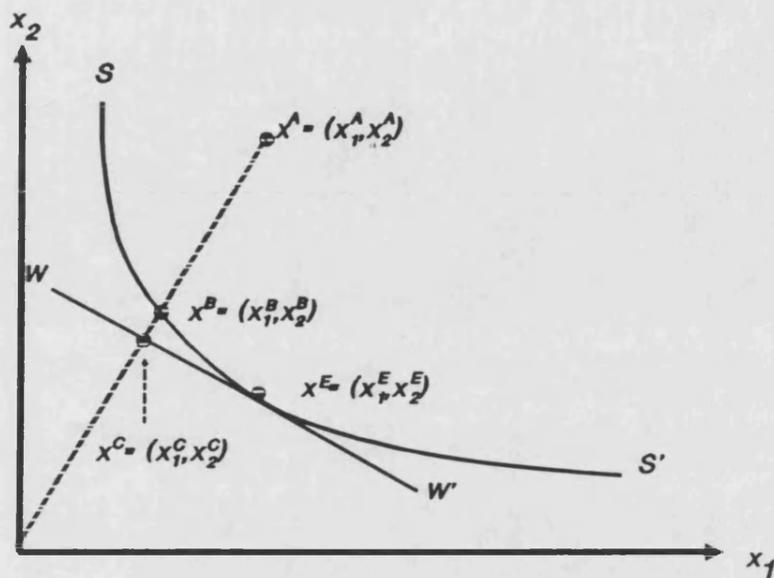
cuando no se establece este nexo de unión que cuando se establece de forma incorrecta o imperfecta, recomendando en su lugar la utilización del método de Koop y Diewert (1982) que se expone a continuación.

Dicho método es un enfoque *ad-hoc* que permite la estimación de la eficiencia asignativa. El procedimiento, propuesto por Koop y Diewert (1982) y posteriormente desarrollado por Zieschang (1983), permite descomponer las desviaciones respecto de la función de costes frontera en medidas de eficiencia técnica del tipo Farrell y medidas de eficiencia asignativa. El procedimiento se basa en la función de costes y se apoya en el lema de Shepard para la obtención de los inputs que son técnica y asignativamente eficientes.

Suponiendo que la isocuanta eficiente es SS' (ver gráfico 1.6), y que la elección observada de inputs de la empresa es $x^A = (x_1^A, x_2^A)$, podemos encontrar el vector de inputs técnicamente eficiente $x^B = (x_1^B, x_2^B)$ descendiendo radialmente hasta llegar a la isocuanta. La medida de eficiencia técnica ET de la empresa A se define como el ratio de la norma de los dos vectores, donde $\|x\| = (x'x)^{1/2}$ representa la longitud del vector.

$$ET = \|x^B\| / \|x^A\| \quad [1.61]$$

Gráfico 1.6



Dado el output y los precios observados de los inputs representados por la pendiente de la recta de isocoste WW' la única combinación técnica y asignativamente eficiente es x^E . Dado que los costes de producir con la combinación x^C son idénticos a los de x^E , podemos obtener una medida de eficiencia asignativa EA y de la eficiencia global EG (o eficiencia en costes) como:

$$EA = \|x^C\| / \|x^B\| \quad [1.62]$$

$$EG = \|x^C\| / \|x^A\| \quad [1.63]$$

Koop y Diewert proponen obtener una estimación de la función de mínimo coste $C(y, w^A)$. Llamando C^A al mínimo coste de producción de y a los precios w^A es posible obtener x^C a partir de las ecuaciones:

a) Los ratios de inputs de x^A y x^C son iguales:

$$x_i^C/x_N^C = x_i^A/x_N^A \quad \forall i=1, \dots, N-1 \quad [1.64]$$

b) Los costes de producir x^C son iguales a los de producir x^E :

$$w^A x^C = C_*^A \quad [1.65]$$

De estas ecuaciones se conoce el ratio x_i^A/x_N^A , el vector de precios de los inputs w^A y la predicción de costes de la frontera C_*^A , por lo que la solución del siguiente sistema es el vector x^C (con el que se calcula la eficiencia global EG)

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 & \frac{-x_1^A}{x_N^A} \\ 0 & 1 & \dots & 0 & \frac{-x_2^A}{x_N^A} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_1 & w_2 & \dots & \dots & w_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1^C \\ x_2^C \\ \vdots \\ x_N^C \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ C_*^A \end{bmatrix} \quad [1.66]$$

El cálculo de la eficiencia asignativa requiere el conocimiento del vector x^B . Koop y Diewert sugieren que, dado que existe un vector de precios w^B para los que x^B es asignativamente eficiente, se pueden obtener simultáneamente $N-1$ precios relativos y los N componentes de x^B del siguiente sistema de ecuaciones:

a) Los ratios de inputs de x^B y x^A son iguales:

$$x_i^B/x_N^B = x_i^A/x_N^A \quad i=1, \dots, N-1 \quad [1.67]$$

b) El sistema de demanda basado en el lema de Shephard:

$$x_i^B = \partial C(y, w^B) / \partial w_i^B \quad i=1, \dots, N \quad [1.68]$$

Nótese que el sistema debe resolver $2N-1$ incógnitas ($N-1$ precios relativos y N componentes del vector x^B), y esta compuesto por $2N-1$ ecuaciones de las que las $N-1$ primeras son lineales, mientras que las N restantes son no lineales. Con el x^B obtenido es posible calcular el componente de eficiencia asignativa. Koop y Diewert facilitan dos ejemplos de la utilización de esta técnica, uno con una función de tipo Cobb-Douglas y otro con una función translog. Exponemos aquí únicamente este último:

$$\begin{aligned} \ln C_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i \ln w_{it} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln w_{it} \ln w_{jt} + \sum_{i=1}^N \rho_i t \ln w_{it} + \rho_t t \\ & + \sum_{i=1}^N \delta_{yi} \ln w_{it} \ln y_t + \gamma_y \ln y_t + \frac{1}{2} \gamma_{yy} \ln y_t^2 + u_t \end{aligned} \quad [1.69]$$

en donde t es una variable tendencial. En este caso el sistema de demanda es:

$$m_i = \partial \ln C_t / \partial \ln w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln w_{jt} + \delta_{yi} \ln y_t + \rho_i t \quad [1.70]$$

Por otra parte, m_i también puede expresarse como:

$$m_i = \partial C_i / \partial w_i \cdot w_i / C \quad [1.71]$$

El procedimiento es idéntico al descrito anteriormente. Se estima la función de costes por cualquiera de los procedimientos paramétricos existentes^[75]. Se estima x^C mediante la resolución del sistema de ecuaciones lineales descrito por [1.67] y [1.68] y x^B se obtiene de la resolución del sistema de ecuaciones no lineal (mediante algún algoritmo de iteración, por ejemplo el de Newton) que en este caso es:

$$x_i - (C/w_i)[\alpha_i + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln w_{ji} + \delta_{ij} \ln y_i + \rho_{ij}] = 0 \quad i=1, \dots, N-1$$

$$x_N - (C/w_N)[1 - m_1 - m_2 - \dots - m_{N-1}] = 0$$

$$x_i - a_i x_N = 0 \quad i=1, \dots, N-1$$

$$[1.72]$$

en donde $a_i = x_i^A / x_N^A$ es conocido.

⁷⁵A este respecto hay que resaltar que Koop y Diewert emplearon esta metodología con una frontera determinista. Concretamente, el procedimiento para obtener la frontera de costes a partir de la función de costes media estimada por SUR fue alterar algunos parámetros y el intercepto al objeto de trasladar dicha función hasta que ninguna observación se sitúe por debajo de la frontera. En concreto, esta es una variante de los *Mínimos Cuadrados Corregidos* (MCOC). Sin embargo, Green (1993) arguye que no hay razón para no estimar C_i^A por procedimientos de frontera estocástica, añadiendo una perturbación a la frontera estimada, por lo que dicho procedimiento es extensible a otras técnicas. Obviamente, dado que el método se basa en la previa estimación de C_i^A los resultados pueden ser sensibles a la técnica empleada.

3.2. Modelos no paramétricos

La medición de la eficiencia en costes y su posterior descomposición en eficiencia técnica y asignativa puede también ser fácilmente tratada a través de los modelos no paramétricos (DEA) referenciados anteriormente.

Supongamos, de nuevo, que las N empresas integrantes de la muestra ($i=1, \dots, N$) utilizan un vector de inputs $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{in})^T \in R^n_{++}$ a unos precios $w_i = (w_{i1}, \dots, w_{in})^T \in R^n_{++}$ para producir un vector de outputs $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{im})^T \in R^m_{++}$. La medición de la eficiencia en costes puede realizarse resolviendo el siguiente problema de programación lineal:

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\rho, \lambda} w_j^T \rho_j \\ & \text{s.a.: } Y\lambda - y_j \geq 0, \\ & \quad \rho_j - X\lambda \geq 0, \\ & \quad \lambda \geq 0. \end{aligned} \tag{1.73}$$

cuya solución $\rho^*_j = (\rho^*_{j1}, \dots, \rho^*_{jn})$ corresponde al vector de demanda de inputs minimizador de costes. La obtención de la medida de eficiencia en costes (EG) para la empresa evaluada j puede entonces ser fácilmente obtenida como:

$$\eta_j = w_j^T \rho^*_j / w_j^T x_j \tag{1.74}$$

en donde η_j expresa el ratio entre los costes mínimos y los costes observados.

La medida de eficiencia asignativa EA se obtiene de forma residual haciendo uso de $EG=ET \cdot EA$ (expresión [1.19] definida al inicio del capítulo):

$$\Lambda_j = \eta_j / \Theta_j \quad [1.75]$$

en donde el término Λ_j es el indicador de eficiencia asignativa, η_j es el eficiencia en costes, y Θ_j el de eficiencia técnica, todos ellos referidos a la empresa j .

Todas las ventajas e inconvenientes del procedimiento descrito frente a los no paramétricos son extrapolables, sin embargo, en este caso, el procedimiento no paramétrico descrito presenta como ventaja adicional la sencillez operativa y la mayor flexibilidad (ya que no es preciso establecer relaciones a priori para captar la eficiencia asignativa).

4. CONCLUSIONES.

La teoría económica de la producción caracteriza comportamientos óptimos que podemos asociar con funciones frontera (máximo output, máximo beneficio o mínimo coste) que representan la "mejor practica" estimada de todas las observadas. Las diversas técnicas existentes para la medición de la eficiencia se basan en la comparación de los valores observados de las distintas empresas con los estimados a partir de la frontera muestral considerada.

Según se ha analizado, la estimación de esta frontera puede realizarse mediante técnicas econométricas o matemáticas; el modelo puede ser determinista o estocástico, paramétrico o no paramétrico. No obstante, las técnicas econométricas convencionales estiman funciones medias, por lo que no pueden ser utilizadas para la estimación de la frontera. En los últimos 15-20 años ha habido un notable esfuerzo por resolver este problema de diversas formas y, si bien los logros han sido importantes, no es menos cierto que todavía quedan áreas sobre las que es preciso investigar en el futuro, tanto a nivel teórico^[76], como a nivel empírico^[77].

Realizar una valoración de cual de los seis enfoques analizados es más apropiado es una tarea difícil, ya que todos usan diferentes técnicas y hacen distintos supuestos para "envolver" los datos de la manera más precisa posible. Precisamente este diferente proceder es lo que confiere a cada enfoque, según se ha visto, específicas ventajas e inconvenientes, por lo que es difícil afirmar con carácter genérico cual de los enfoques domina. El cuadro 1.2 recoge un resumen de las ventajas e inconvenientes inherentes a cada técnica. Queda para el analista la elección del método que, en cada caso, se ajuste mejor a la naturaleza de los datos empleados.

Básicamente, el investigador deberá de enfrentarse a un árbol de decisión secuencial. La primera decisión se refiere a la elección entre

⁷⁶En concreto sería deseable el desarrollo de modelos de empresa bancaria en los que se explicita la ineficiencia y en los que se clarifique la medidas de outputs y de inputs adecuadas.

⁷⁷A nivel empírico una de las principales lagunas es el desarrollo de los modelos DEA estocásticos, así como la posibilidad de localizar simultáneamente las ineficiencias en los inputs y en los outputs (Banker y Cooper (1994)).

métodos paramétricos y no paramétricos, que deberá realizarse en función del conocimiento previo de la forma funcional. En este punto resultará de utilidad tener presentes los resultados aportados por Gong y Sickles (1992) en el sentido de que los métodos no paramétricos son mejores cuando la forma funcional elegida es incorrecta. Por tanto, cuando existan pocas informaciones sobre la forma funcional, puede ser más prudente utilizar métodos no paramétricos.

La elección de métodos paramétricos conlleva la posterior elección de la forma funcional. Sobre este punto, y desde un punto de vista econométrico, existe conflicto entre estructura y flexibilidad, ya que cuanto más restrictivo sea el modelo especificado mejores y más eficientes serán las estimaciones, siempre y cuando se cumpla la estructura impuesta.

Elegida la forma funcional, el investigador deberá elegir si la estimación se va a realizar uniecuacionalmente o de forma multiecuacional. Esta última conduce a estimaciones asintóticamente más eficientes, pero cuando se eligen formas funcionales flexibles, como la translog, su estimación resulta más difícil.

El siguiente paso consiste en decidir si el modelo a estimar debe ser determinista o estocástico. Si el investigador desea permitir la existencia de ruido estadístico fuera del control de la empresa, deberá especificar un modelo estocástico.

Tanto si elige un modelo determinista o estocástico el analista deberá elegir alguna función de distribución para la ineficiencia, y si el modelo es

estocástico se encontrará con el problema adicional de la obtención de índices de eficiencia individual, para lo que deberá recurrir al método de Jondrow et al. (1982).

Si el investigador tiene la ventaja de disponer de datos de panel, la elección de la forma distribucional de la ineficiencia puede ser evitada empleando el modelo de efectos fijos (WG), aunque en este caso se impone la hipótesis de que la ineficiencia sea invariante en el tiempo.

Si el ámbito temporal es muy amplio, esta asunción puede no ser la más adecuada, por lo que deberá introducir algún tipo de modelización que permita que la eficiencia varíe en el tiempo (Kumbhakar (1990) y Cornwell et al. (1990)).

En definitiva, todas estas decisiones dependerán del análisis de los datos, de la disponibilidad de información y de las características de la industria bajo estudio. Desafortunadamente, no existe ninguna regla, ni contraste estadístico que nos guíe en cada elección^[78].

La conclusión general de este capítulo es que el modelo será mejor cuanto más realista sea, objetivo que se debe intentar alcanzar mediante la

⁷⁸Schmidt y Lin (1984) proponen contrastes para detectar la existencia de frontera, de ineficiencias asignativas y de independencia entre eficiencia técnica y asignativa. Por otra parte, el test de Hausman y Taylor (1981) puede utilizarse para la detección de correlación entre los efectos individuales y los regresores. No obstante, es evidente que su aplicabilidad se encuentra limitada, en el primer caso a los modelos paramétricos estadísticos y econométricos, y en el segundo a los modelos de datos de panel, por lo que su utilidad se circunscribe únicamente a aspectos concretos asociados a este tipo de modelos.

aproximación más flexible y que menos supuestos realice. En este sentido se puede afirmar que, los modelos estocásticos dominan a los deterministas, al incorporar la posibilidad de que existan perturbaciones aleatorias^[79], que los no paramétricos dominan a los paramétricos, al no imponer ninguna forma funcional, y que los estadísticos dominan a los matemáticos, al obtener estimadores con propiedades estadísticas.

De lo anterior se desprende que los mejores modelos serían el DEA estocástico y los paramétricos, estadísticos, estocásticos. Por su parte los modelos con más inconvenientes serían los paramétricos, matemáticos y deterministas.

Por el momento los modelos DEA estocásticos están poco elaborados como para constituir una alternativa clara, por lo que las mejores alternativas son la aplicación de modelos paramétricos-estocásticos utilizando formas funcionales flexibles para los parámetros (como la translog) y para los residuos (como la gamma) o aplicar modelos DEA realizando una selección/detección de las observaciones extremas mediante alguno de los métodos existentes (análisis de sensibilidad, etc.). La elección entre ellas no es tarea fácil, pues si bien la primera presenta el inconveniente de imponer una forma funcional, la segunda es determinista y carece de propiedades estadísticas.

⁷⁹Sin embargo, también es cierto que la existencia de observaciones por encima de la frontera no encaja desde un punto de vista teórico.

En este punto es cuando el analista empírico deberá comparar los resultados proporcionados por ambas técnicas, utilizando las evidencias aportadas por otros autores empleando muestras simuladas (Banker, Charnes, Cooper y Maindirata (1988), Gong y Sickles (1992) y Banker (1993)) en el sentido de que los estimadores DEA tienen la propiedad de consistencia y son más apropiados cuando se desconoce la forma funcional de los datos, mientras que el estimador WG es mejor cuando existen fundamentos para pensar que la elección de la forma funcional es acertada.

No obstante, la consideración de ambas técnicas no debería realizarse de una forma excluyente, sino de forma complementaria. De hecho, su consideración conjunta puede ayudar a minorar el posible "sesgo metodológico" en que se podría incurrir al utilizar sólo una de ellas. Banker y Cooper (1994) proponen varias "colaboraciones" interesantes entre estas técnicas⁸⁰.

⁸⁰Estos autores proponen la posibilidad de estimar fronteras paramétricas estocásticas para muestras compuestas por empresas calificadas como eficientes por DEA y su comparación con las estimaciones paramétricas de la muestra total, o la inclusión de variables ficticias en la frontera paramétrica para aquellas empresas calificadas como eficientes por DEA.

CUADRO 1.2

Según establezcan o no forma funcional	Según exista o no relación estadística	Naturaleza de la frontera	VENTAJAS	INCONVENIENTES	REFERENCIAS SIGNIFICATIVAS
MÉTODOS PARAMÉTRICOS	Métodos Estadísticos	Determinista	-Todas las empresas se sitúan en o por debajo de la frontera (directamente asimilables a las medidas de Farrell)	-Requiere especificar forma funcional de la frontera y función de distribución para el término de perturbación (ineficiencia). -Sensibilidad de los resultados ante diferentes distribuciones del término de perturbación. -Sensibilidad de resultados ante la existencia de empresas atípicas (<i>ouliers</i>) -Las perturbaciones aleatorias contaminan la medida de eficiencia obtenida.	Afriat (1972), Richmond (1974), Olson, Schmidt y Waldman (1980), Elyasiani y Mehdian (1990a).
		Estocástica	-Aislan la medida de eficiencia de la influencia de perturbaciones aleatorias.	-Requiere especificar forma funcional de la frontera y función de distribución para el término de perturbación (ineficiencia). -Sensibilidad de los resultados ante diferentes distribuciones del término de perturbación. -Requieren supuesto de independencia de eficiencia e inputs (excepto en modelos de efectos fijos). -Obtención de medidas de eficiencia globales no individuales (existe solución <i>ad hoc</i> de Jondrow, Lovell, Materov y Schmidt (1982).	Aigner, Amemiya y Poirier (1976), Aigner, Lovell y Schmidt (1977), Meeusen y Broeck (1977), Lee y Tyler (1978), Schmidt y Sickles (1984), Sickles (1985), Kumbhakar (1987a y b, 1988), Sickles (1985), Sickles, Good y Johnson (1986), Batesse y Coelli (1988), Cornwell, Schmidt y Sickles (1990), Schmidt (1988), Ferrier y Lovell (1990), Gong y Sickles (1992).
	Programación matemática	Determinista	-Todas las empresas se sitúan en o por debajo de la frontera (directamente asimilables a las medidas de Farrell)	-Requiere especificar forma funcional de la frontera. -Ausencia de propiedades estadísticas de los estimadores obtenidos. -Las perturbaciones aleatorias contaminan la medida de eficiencia obtenida.	Aigner y Chu (1968), Førsund y Jansen (1977), Førsund y Hjalmarsson (1979), Nishimizu y Page (1982), Charnes, Cooper y Sueyoshi (1988), Bjurek, Hjalmarsson y Førsund (1990)
		Estocástica	-Aislan la medida de eficiencia de la influencia de perturbaciones aleatorias.	-Requiere especificar forma funcional para la frontera. -Establecimiento a priori de la proporción de empresas que se permite que se sitúen por encima de la frontera por causas aleatorias.	Tintner (1960), Timmer (1971), Banker, Datar y Kemerer (1991).

CUADRO 1.2

Según establezcan o no forma funcional	Según exista o no relación estadística	Naturaleza de la frontera	VENTAJAS	INCONVENIENTES	REFERENCIAS SIGNIFICATIVAS
MÉTODOS NO PARAMÉTRICOS	Programación matemática	Determinista	<ul style="list-style-type: none"> -Todas las empresas se sitúan en o por debajo de la frontera (directamente asimilables a las medidas de Farrell). -Inmediata aplicabilidad a situaciones de múltiples outputs/inputs. -Posibilidad de exploración de los orígenes de la ineficiencia. -No requiere especificación de forma funcional para la frontera (evita sesgo de especificación). -Flexibilidad, realización de pocos supuestos, (sustitubilidad y convexidad). 	<ul style="list-style-type: none"> -Ausencia de propiedades estadísticas de los estimadores obtenidos. -Las perturbaciones aleatorias contaminan la medida de eficiencia obtenida. -Sensibilidad de resultados ante la presencia de empresas atípicas (<i>outliers</i>). -Sensibilidad de resultados ante diferentes elecciones del vector de outputs/inputs. 	Charnes, Cooper y Rhodes (1978, 1981), Banker, Charnes y Cooper (1984), Sherman y Gold (1985), Rangan, Grabowski, Aly y Pasurka (1988), Elyasiani y Mehdián (1990b y 1992), Seiford y Thrall (1990), Charnes, Cooper, Huang y Sun (1990), Petersen (1990), Ferrier y Lovell (1990), Aly, Grabowski, Pasurka y Rangan (1990), Ley (1991), Berg, Førsund y Jansen (1991 y 1992), Grifell, Prior y Salas (1992), Doménech (1992), Grifell y Lovell (1993a).
		Estocástica	<ul style="list-style-type: none"> -Aislan la medida de eficiencia de la influencia de perturbaciones aleatorias. -Inmediata aplicabilidad a situaciones de múltiples outputs/inputs. -Posibilidad de exploración de los orígenes de la ineficiencia. -No requiere especificación de forma funcional para la frontera (evita sesgo de especificación). 	<ul style="list-style-type: none"> -Ausencia de propiedades estadísticas de los estimadores obtenidos. -Requiere información <i>a priori</i> sobre los valores esperados, matriz de varianzas-covarianzas de las variables, así como de los niveles de probabilidad de las restricciones. -Sensibilidad de resultados ante diferentes elecciones del vector de outputs/inputs. 	Sengupta (1990).

CAPITULO II:

***COMPARACIÓN DE METODOLOGÍAS
PARA EL ANÁLISIS
DE LA EFICIENCIA BANCARIA***

1. INTRODUCCIÓN

Los profundos cambios sufridos por el Sistema Bancario Español (SBE) han aumentado el interés por la cuantificación de la eficiencia de las empresas bancarias. Este hecho ha impulsado la aparición de numerosos trabajos aplicados a este sector. No obstante, la inexistencia de un consenso generalizado sobre la elección de las medidas de outputs y de inputs, junto con la utilización de diferentes metodologías aplicadas a diferentes muestras ha proporcionado habitualmente resultados muy heterogéneos que cuestionan la fiabilidad de los mismos. Así pues, definición de variables, selección de datos y elección de métodos de estimación constituyen un conjunto de problemas muy amplio a considerar. En el cuadro 2.1 se presentan algunos de los trabajos más relevantes dedicados al estudio del sistema bancario.

Puesto que la existencia de robustez en los resultados incrementa la fiabilidad de los mismos, existe una práctica, cada vez más extendida entre los trabajos empíricos, consistente en contrastar la robustez utilizando diferentes técnicas para un mismo conjunto de datos e idénticas definiciones de inputs y outputs⁸¹. Esta práctica resulta muy aconsejable, sobre todo en aquellos casos en los que las conclusiones vayan a ser utilizadas posteriormente para la toma de importantes decisiones (Charnes, Cooper y Sueyosi (1988) y Banker y Cooper (1994)). De hecho, la preocupación que suscita la sensibilidad de los resultados ante diferentes técnicas ha provocado la aparición reciente en la literatura bancaria de estudios que analizan un

⁸¹Existen también trabajos que comparan la sensibilidad de los resultados ante diferentes definiciones de algunas variables, como por ejemplo los outputs. Véase Berg, Førsund y Jansen (1992a) y Grifell, Prior y Salas (1993).

mismo problema mediante diferentes técnicas^[82]. De entre los trabajos que efectúan tales comparaciones destacan los de Ferrier y Lovell (1992), Bauer, Berger y Humphrey (1991a y b), Bauer y Hancock (1993) aplicados al análisis de problemas asociados a la empresa bancaria^[83].

Por el momento, no existe ninguna aplicación de este tipo para el caso del sistema bancario español. Por ello, el objetivo central del presente capítulo es la estimación de la eficiencia económica y técnica mediante la aplicación de algunas de las técnicas expuestas en el capítulo anterior a una única muestra, comparando los resultados obtenidos. De esta forma, la robustez de resultados obtenidos mediante una determinada técnica podrá ser corroborada si las demás técnicas producen resultados similares.

El contenido del presente capítulo se estructura de la siguiente forma: En la sección 2 se aborda el problema de la medición del output bancario, la muestra de empresas que van a ser objeto de análisis, así como el vector de outputs e inputs seleccionados. En la sección 3 se aborda la estimación de la eficiencia en costes mediante distintas técnicas. La sección 4 se dedica al análisis de los determinantes de las diferencias de eficiencia en costes de las empresas. En la sección 5 se presentan las conclusiones.

⁸²A este proceder Charnes, Cooper y Sueyoshi (1988) le denominan "*methodology cross-checking*".

⁸³En otros contextos, los de Timmer (1971), Aigner, Lovell y Schmidt (1977), Broek, Førsund, Hjalmarsson y Meeusen (1980), Bjureck, Hjalmarsson y Førsund (1990), Byrnes, Färe, Groskopf y Lovell (1980), Banker, Conrad y Strauss (1986), Banker, Charnes, Cooper y Maindirata (1988), Charnes, Cooper y Sueyoshi (1988), Bjureck, Hjalmarsson y Førsund (1990), Banker, Datar y Kemerer (1991), Green (1990), Gong y Sickles (1992), Yuengert (1993), Fecher, Kessler, Perelman y Pestieau (1993), Green (1993), Hunt y Warren (1993), Cavalluzu y Baldwin (1993) y Lee y Schmidt (1993).

CUADRO 2.1

AUTOR	OBJETIVO	OUTPUTS	OTRAS VARIABLES	METODOLOGIA	RESULTADOS
Sherman y Gold (1985)	Análisis de la eficiencia de 14 oficinas de una cajas de ahorros de EEUU. Cuantificación del ahorro potencial en costes.	$y_1 = n^{\circ}$ de prestamos y seguros $y_2 = n^{\circ}$ aperturas y cancelaciones de cuentas $y_3 = n^{\circ}$ de bonos y cheques de viaje $y_4 = n^{\circ}$ de cobros y pagos	$x_1 = n^{\circ}$ de empleados $x_2 =$ Alquileres por oficina $x_3 =$ Gastos de materiales por oficina.	DEA	-Existencia de economías de escala. -Potenciales mejoras en costes si disminuye el empleo y los gastos de materiales en las oficinas.
Rangan, Grabowski, Aly y Pasurka (1988)	Análisis de la eficiencia de una muestra de 215 bancos estadounidenses. Descomposición de la eficiencia técnica en técnica pura y de escala.	$y_1 =$ prestamos hipotec. $y_2 =$ pres. comerc. e ind. $y_3 =$ prestamos consumo $y_4 =$ depósitos vista $y_5 =$ dep. ahorro y plazo	$x_1 = n^{\circ}$ de empleados $x_2 =$ Capital físico $x_3 =$ Fondos comprados (depósitos > 100.000\$ + otros fondos captados)	DEA	-Ineficiencias de 70%., la mayoría debida a ineficiencias técnicas puras (sobre uso de recursos) y no a escala subóptima.
Aly, Grabowski, Pasurka y Rangan (1990)	Eficiencia económica de 322 bancos estadounidenses. Descomposición de la eficiencia en asignativa, técnica pura y de escala.	$y_1 =$ Prestamos hipotec. $y_2 =$ Pres. comerc. e ind. $y_3 =$ Prestamos consumo $y_4 =$ Otros prestamos $y_5 =$ Depósitos vista	$x_1 = n^{\circ}$ de empleados $x_2 =$ Capital físico $x_3 =$ Fondos prestables $w_1 =$ Otos. de personal/ x_1 $w_2 =$ Otos. generales, de inmuebles y amortiz./ x_2 $w_3 =$ costes financ./ x_3	DEA	-Ineficiencias del 65%. -Dominan las ineficiencias técnicas sobre las asignativas. Reducidas ineficiencias de escala.
Elyasiani y Mehdián (1990a)	Análisis de la eficiencia de una muestra de 144 bancos de EEUU en 1985. Descomposición de la eficiencia en técnica pura y de escala.	$y_1 =$ Total de ingresos	$x_1 = n^{\circ}$ de empleados $x_2 =$ Capital físico $x_3 =$ Depósitos vista, plazo y CD < 1000\$ $x_4 =$ CD > 1000\$	Estimación paramétrica de frontera de producción determinista mediante MCOC.	-Bancos grandes más eficientes globalmente y desde el punto de vista técnico y de escala. -La mayor parte de la ineficiencia es de escala.
Elyasiani y Mehdián (1990b)	Análisis de la eficiencia y tasa de cambio técnico para una muestra de 191 bancos de EEUU en los años 1980 y 1985.	$y_1 =$ prestamos hipotec. $y_2 =$ pres. indus. y comerc. $y_3 =$ Otros prestamos	$x_1 = n^{\circ}$ de empleados $x_2 =$ Capital físico $x_3 =$ Depósitos ahorro, plazo y CD. $x_4 =$ Depósitos vista	DEA	-Ineficiencias de 89%. -Progreso técnico entre 1980 y 1985. -Progreso técnico no neutral (sesgo hacia el trabajo).

CUADRO 2.1

AUTOR	OBJETIVO	OUTPUTS	OTRAS VARIABLES	METODOLOGIA	RESULTADOS
Berger y Humphrey (1991)	Análisis de la eficiencia del sistema bancario de EEUU (13.951 bancos) en 1984.	y_1 = depósitos vista y_2 = dep. plazo y ahorro y_3 = préstamos hipotec. y_4 = pres.indus. y comerc. y_5 = préstamos a plazos.	Vbles. dependientes: -Costes operativos de trabajo y capital físico. -costes fin. de depósitos. -costes fin. fondos captados Precios: w_1 = Gtos. pers./nº empl. w_2 = Gtos. de inmuebles y amortiz./capital físico w_3 = costes fin./fondos captados	Frontera gruesa de costes translogarítmica.	-Bancos grandes más eficientes. -Ausencia de ineficiencias asignativas. Toda la ineficiencia es técnica.
Berg, Førsund y Jansen (1992a)	Análisis de la eficiencia de una submuestra de 107 bancos noruegos del total de 218. Comparación de resultados con output medido a través del nº de cuentas y a través del volumen monetario.	y_1 = Depósitos a la vista y_2 = Depósitos a plazo y_3 = Préstamos a c.plazo y_4 = Otros servicios	x_1 = Gtos. de personal x_2 = Gtos. en maquinaria x_3 = Gtos. generales x_4 = Gtos. en inmuebles	DEA	-Resultados insensibles a la medición del output utilizada. -Rankings muy sensibles a la medida de output. -Sensibilidad a las observaciones extremas.
Berg, Førsund y Jansen (1992b)	Análisis de la eficiencia, cambio técnico y productivo de 152 bancos del sistema bancario noruego (1980-89).	y_1 = Depósitos y_2 = Préstamos c.plazo y_3 = Préstamos l.plazo y_4 = -(Préstamos sancados) y_5 = nº de oficinas	x_1 = trabajo (horas semanales) x_2 = gastos operativos.	Índice de Malmquist y DEA.	-Caídas de productividad hasta 1983 y mejoras posteriores. -Perfil de la productividad explicado por el cambio técnico, mejoras de la eficiencia en toda la etapa.
Elyasiani y Mehdián (1992)	Análisis comparativo de la eficiencia de 80 bancos de propiedad de accionistas de comunidades minoritarias (MOB) en relación a los de comunidades no minoritarias (NMOB) en 1988. Descomposición eficiencia.	y_1 = préstamos hipotec. y_2 = pres.indus. y comerc. y_3 = inversi. en acciones	x_1 = CD y d.ahorro y plazo x_2 = Capital físico x_3 = nº empleados coste total = c.financ. depósitos + salarios + otros gtos. operativos.	DEA	-Efic. MOB's 89% > Efic. NMOB's 87%. -Mayor efic. asignativa, técnica, y técnica pura de MOB's. -NMOB's más eficientes a escala.
Berg, Førsund, Hjalmarsson y Suominen (1993)	Estudio de la productividad y eficiencia relativa de una muestra de 503 bancos finlandeses, 150 noruegos y 126 suecos en 1990.	y_1 = préstamos y_2 = Depósitos y_3 = nº de oficinas	x_1 = Capital x_2 = nº de empleados.	Índice de Malmquist y DEA.	-Ventajas tecnológicas de los bancos suecos, además de mayor eficiencia y productividad. -Bajo rendimientos variables a escala, ventajas tecnológicas de bancos noruegos.

CUADRO 2.1

AUTOR	OBJETIVO	OUTPUTS	OTRAS VARIABLES	METODOLOGIA	RESULTADOS
Berger y Humphrey (1993)	Análisis de la eficiencia y cambio técnico del sistema bancario de EEUU (1.074 bancos) en el período 1981-89.	y_1 = depósitos vista y_2 = dep. plazo y ahorro y_3 = préstamos hipotec.	Vbles. dependientes: -Costes operativos de trabajo y capital físico. -costes fin. de depósitos. -costes fin. fondos captados Precios: w_1 = Gtos. pers./n° empl. w_2 = Gtos. de inmuebles y amortiz./capital físico w_3 = costes fin./fondos captados	Frontera gruesa de costes translogarítmica.	-Importantes y crecientes ineficiencias debidas a sobre uso de capital y trabajo. -Regreso técnico en la etapa 1980-84 y progreso técnico en 1984-88.
Humphrey (1993)	Análisis del cambio técnico de una muestra de 683 bancos estadounidenses entre 1977-88.	y_1 = depósitos vista y_2 = dep. plazo y ahorro y_3 = préstamos hipotec. y_4 = pres. indus. y comerc. y_5 = préstamos a plazos.	Vbles. dependientes: -Costes totales Precios: w_1 = Gtos. pers./n° empl. w_2 = Gtos. de inmuebles y amortiz./capital físico w_3 = tipo de int. depósitos. w_4 = tipo de int. fondos captados.	Frontera gruesa de costes y funciones medias translogarítmicas con dummies temporales o con tendencia .	-Regreso técnico. -Resultados similares bajo las tres diferentes funciones estimadas. -Menor regreso técnico en grandes bancos.
Mester (1993)	Análisis comparativo de la eficiencia de 807 mutuas y 208 de propiedad accionarial de EEUU.	y_1 = préstamos hipotecarios y_2 = otros préstamos y_3 = acciones y otros activos rentables.	Vbles. dependientes: -Costes totales Precios: w_1 = Gtos. pers./n° empl. w_2 = Gtos. de inmuebles y amortiz./capital físico.	Frontera estocástica de costes translogarítmica.	-Las mutuas son más eficientes. -Resultados muy diferentes sobre economías de escala y alcance según se estime la función utilizando metodología frontera o no.

2. LA MEDICION DEL OUTPUT BANCARIO: VARIABLES SELECCIONADAS

La elección de las variables representativas de los outputs e inputs es uno de los escollos más importantes que deben de solventarse en cualquier estudio sobre el sector bancario. Dicha elección dependerá de la conceptualización de la empresa bancaria, del problema que se desea analizar y, en última instancia, de la disponibilidad de información precisa y detallada.

Éste es un tema controvertido que presenta numerosos problemas, ya que los bancos son unas instituciones cuyo producto es inmaterial (lo cual es común a muchas las empresas de servicios), heterogéneo (pues son empresas multiproducto) y de producción conjunta (por lo que resulta difícil, si no imposible, la imputación separada de los requerimientos de inputs de cada output). Además, esta heterogeneidad es cambiante en el tiempo, es decir, no sólo están apareciendo y desapareciendo nuevos productos financieros, sino que las distintas proporciones de los componentes del vector de output también cambian. Por ello, la medida de output *ideal* sería aquella que tuviera en cuenta estas dos características mencionadas^[84].

Ante este problema, los estudiosos del tema han propuesto habitualmente tres soluciones básicas:

⁸⁴Para una discusión mas detallada sobre el tema véase Cuesta (1977), Pérez y Doménech (1990) y Cornwell y Davis (1992).

a) La primera propone la medición del output sumando determinadas partidas del balance de las instituciones (depósitos, activo total, préstamos, etc). Éste es el llamado enfoque monetario, según el cual se aduce que el volumen de activos y/o los depósitos totales son magnitudes representativas de los servicios de financiación y de medios de pagos respectivamente.

Ésta es una solución insatisfactoria en cuanto al tratamiento de la naturaleza multiproducto de la empresa bancaria, pues valora a todos los componentes del agregado por igual a pesar de que su coste, rentabilidad esperada y riesgo implícito difieren sustancialmente.

Por otra parte, la elección de la magnitud depósitos presenta el inconveniente de que éstos pueden considerarse también como inputs, pues son la materia prima que utilizan los bancos en su labor intermediadora. Además, pueden no ser representativos del volumen de servicios de medios de pago, pues éste depende del movimiento de las cuentas. Sin embargo, este enfoque tiene la ventaja de la simplicidad y fácil disponibilidad de los datos y suele ser muy utilizado en los estudios de economías de escala.

La respuesta dada a este problema es variada, pues existen trabajos en los que los depósitos son tratados como inputs (Mester (1989) y (1993), Elyasiani y Mehdian (1990a), (1990b) y (1992), etc.), como outputs (Berger, Hanweck y Humphrey (1987), Aly, Grabowski, Pasurka y Rangan (1990), Berger y Humphrey (1991 y 1993), Berg, Førsund y Jansen (1992), Ferrier y Lovell (1990), Rangan, Grabowsky, Aly y Pasurka (1988), etc.), o simultáneamente como inputs y outputs (Aly, Grabowsky, Pasurka y Rangan (1990), Buono y Eakin (1990), Bauer, Berger y Humphrey (1991a

y b), etc.).

b) El segundo enfoque es denominado en ocasiones físico (aunque sería más exacto denominarlo no monetario), y pretende solucionar los problemas del enfoque stock equiparando la actividad bancaria a la de los procesos productivos de las empresas industriales mediante la utilización de magnitudes como número de préstamos, número de depósitos, etc., que serían equivalentes al número de unidades de servicio ofrecidas. Este enfoque, si bien no soluciona el problema de la intangibilidad y heterogeneidad de la actividad bancaria, se muestra bastante adecuado para el estudio de algunos aspectos asociados a las relaciones coste-tamaño (economías de escala), ya que los costes operativos, están directamente relacionados con el número de cuentas y préstamos. El principal inconveniente -aparte de las dificultades derivadas de la falta de información- es que ignora el tamaño de las cuentas^[85]. Esta carencia de información hace que sea difícil su aplicación, por lo menos para el caso español^[86].

c) Existe un tercer enfoque que pretende ponderar cada output por su precio respectivo (tipo de interés aplicado o comisiones) para obtener una medida flujo unidimensional de output, en términos de valor (similar a lo que se realiza para el cálculo del PIB).

⁸⁵Este problema podría solventarse mediante la ponderación del número de cuentas por su tamaño respectivo. El problema es que si se ponderan por su tamaño nos encontramos de nuevo con los problemas de las medidas stock del enfoque monetario.

⁸⁶El pionero de este enfoque físico es Benston. Para sus trabajos cuenta con una fuente de información muy completa del *Functional Cost Analysis Program*. Véase Benston, Hanweck y Humphrey (1982).

Las ventajas de este enfoque residen en que se construye una medida unidimensional del output bancario pero que tiene en cuenta explícitamente la naturaleza multiproducto del mismo, es decir, la importancia diferencial de cada producto en el output total en función de su rentabilidad esperada^[87] así como las diferencias de precios aplicados por los bancos fruto de la imperfección de los mercados. No obstante, tropieza con la dificultad de obtener los precios necesarios para ponderar. Esta dificultad desaparecería si los precios aplicados por todos los bancos fueran iguales, pero si éste no es el caso, una medida de los ingresos en términos brutos captaría tanto las variaciones en los precios como en cantidades^[88]. No obstante, se puede defender^[89] que para mercados no muy alejados de la competencia perfecta este tipo de medidas flujo proporcionan mejores resultados que las medidas del enfoque monetario.



Los autores que se inclinan por medidas flujo suelen utilizar el *valor añadido*, definido como la diferencia entre ingresos percibidos y costes soportados (tanto los financieros como los de explotación, excluidos los de

⁸⁷Este enfoque conseguiría que de dos bancos con igual cuantía de prestamos, al que tenga una mayor rentabilidad esperada se le atribuya un output mayor.

⁸⁸Si los datos disponibles son de serie temporal, la separación de ambos componentes puede aproximarse mediante un índice de precios, suponiendo que las proporciones de los componentes del output permanecen constantes -supuesto muy fuerte en un contexto de continuo cambio, como el que está sufriendo el sistema bancario-. Sin embargo, si se trata de datos de corte transversal, el problema con el que se enfrenta el investigador es que la muestra se compone de datos de empresas bancarias que actúan en mercados geográficamente diferenciados, ofrecen productos diferentes y actúan con poder de mercado diferente, lo cual hace que los precios aplicados por cada entidad a cada producto sean diferentes.

⁸⁹Véase Pérez y Doménech (1990).

personal), para resolver el problema del cobro implícito de comisiones^[90].

Recientemente, están apareciendo trabajos que pretenden solventar el problema de identificación de los depósitos de formas muy variadas. Así, Berger, Hancock y Humphrey (1993) evitan el problema de la identificación analizando la eficiencia de las empresas bancarias a través de la función de beneficios. Por su parte, Fixler y Zieschang (1993) emplean una metodología que permite determinar si un producto financiero es input o output en base a su contribución neta a los ingresos de la empresa obtenida de la contabilidad analítica. Si el rendimiento del producto financiero es superior a su coste de oportunidad el instrumento financiero es considerado como un output, mientras que si es inferior es considerado como input. Sin embargo, los problemas inherentes a la aplicación de estas dos metodologías al SBE son lo suficientemente importantes como para desestimar su utilización, ya que es preciso contar con precios de inputs y de outputs, así como de contabilidad analítica.

Partiremos de considerar un banco como una empresa que produce un flujo de servicios para los cuales precisa el consumo de inputs. Este flujo de servicios, asociado tanto a partidas de activo como de pasivo, constituiría la medida de output ideal. Algunos autores miden este flujo de servicios como el número de cheques, número de reintegros, número de operaciones de préstamo, etc. Desafortunadamente los únicos datos disponibles para el SBE que pueden utilizarse como *proxies* del número de transacciones son

⁹⁰Si se utiliza una medida de producción bruta el problema surge cuando los servicios prestados por los bancos en lugar de cobrarse de forma explícita se cobran implícitamente en forma de menores tipos de interés en las operaciones de pasivo o aplicación de mayores tipos de interés a las operaciones de activo.

el número de depósitos vista, ahorro, plazo y no residentes, y en el caso de las cajas, adicionalmente, el número de préstamos. En estas condiciones, esta aproximación sólo sería aceptable si el ratio número de operaciones en relación al número de cuentas fuera relativamente igual para todas las empresas y para todos los períodos de tiempo. La utilización de estas variables como medidas de output se ha desestimado por tres razones: en primer lugar, no se dispone de información sobre el número de préstamos concedidos para el caso de la banca, considerando muy simplista la representación de la actividad de un banco en base al número de cuentas del pasivo. En segundo lugar, no es aceptable el supuesto de que el número de transacciones por cuenta es invariante en el tiempo y entre empresas^[91]. En tercer lugar, no es adecuado dar el mismo tratamiento a cuentas con diferente tamaño^[92].

⁹¹En los últimos años se está incrementando el grado de bancarización de la economía, y un porcentaje cada vez más elevado de los cobros/pagos se realizan mediante cheques, domiciliaciones, tarjetas de crédito y de débito, etc, por lo que el número de transacciones por cuenta parece haber crecido sustancialmente en los últimos años. Humphrey (1992) ofrece evidencia en este sentido para el caso de Estados Unidos, mostrando que esta proporcionalidad no se mantiene ni temporalmente ni, sobre todo, entre empresas.

⁹²Grifell y Lovell (1993a) utilizan el número de cuentas como medida de output sin tener en cuenta el tamaño de las mismas, lo cual constituye un serio problema. Al ignorar el crecimiento de tamaño de los depósitos (fruto de la concentración de cuentas) ocurrido a partir de 1989, se sesgan los resultados hacia el regreso técnico. Además, la medida de eficiencia relativa entre bancos y cajas está sesgada en favor de estas últimas, ya que, para igual volumen monetario, el número de cuentas de las cajas es superior al de los bancos. Esto último no es problema para Grifell et al. (1993), que consideran únicamente las cajas, pero sí lo es en el presente trabajo que tiene como uno de los objetivos la comparación de índices de eficiencia entre bancos y cajas.

En un trabajo anterior Grifell, Prior y Salas (1992) evitan este problema, ya que disponen de información que les permite calcular el tamaño medio de cada cuenta. En nuestro caso, el cambio de formato de la información presentada por el AEBP y CECA no permite el cálculo preciso de los tamaños medios de las cuentas para 1992. Véase circulares n°4/1991 de 14 de Julio y n°4/1993 de 26 de Marzo del Banco de España.

Por las razones expuestas, para la selección de las variables representativas del output bancario nos basaremos en el enfoque de valor añadido (Berger y Humphrey (1993) y Berger, Hanweck y Humphrey (1987)), caracterizado por considerar que todas las partidas de activo y de pasivo pueden tener algunas características de output, en lugar de identificarlas como input u output a priori de una manera excluyente. Desafortunadamente, para el SBE no existe información pública de contabilidad analítica que permita valorar las partidas del balance que contribuyen más a la generación de valor añadido, por lo que para su identificación debemos remitirnos a otros trabajos que, si bien están referidos a otros países, sí disponen de tal información.

Uno de ellos es el de Berger y Humphrey (1993) que, basándose en la información facilitada por el *Functional Cost Analysis* (FCA), encuentran que las partidas más generadoras de valor añadido son los depósitos (vista, ahorro y plazo) y los préstamos, por lo que éstas son las partidas identificadas como outputs. Por el contrario, los fondos adquiridos a través del interbancario, certificados de depósitos, las inversiones no crediticias, fondos prestados en el interbancario, etc, se considerarían como outputs poco importantes, o incluso en algún caso como simples inputs financieros, al generar muy poco valor añadido.

La elección del volumen de depósitos y de préstamos como medidas representativas básicas del output bancario se hace bajo el supuesto de que éstas son las que proporcionan un mayor flujo de servicios a los clientes de activo y de pasivo, razón por la cual deberían ser las actividades más consumidoras de inputs primarios.

La conceptualización de la empresa bancaria como una empresa que produce servicios, y su aproximación a través de variables *proxies* como depósitos y préstamos, normalmente asociadas a la prestación de dichos servicios, obliga a considerar un output adicional, muy asociado a las condiciones de la prestación de servicios: el número de oficinas.

La introducción del número de oficinas como output, además de permitirnos captar el mayor o menor volumen de servicios prestado por las distintas empresas, tienen un efecto corrector de importancia, ya que permite corregir el sesgo que se produciría si algunas empresas captaran depósitos (y concedieran préstamos) mediante alta remuneración (y/o ofreciendo un bajo coste de endeudamiento) y no mediante la prestación de servicios a través de una densa red de oficinas. Berger y Humphrey (1991) y Berg et al. (1992, 1993 y 1994) optan igualmente por la inclusión de dicha variable como output.

Las variables finalmente utilizadas como outputs son: y_1 =suma de caja y depósitos en bancos centrales, deudas del Estado, entidades de crédito, renta fija y variable, y_2 =volumen de créditos, y_3 =depósitos totales, y_4 =número de oficinas. Dado que se pretende medir la eficiencia en la prestación de servicios, no en la intermediación de recursos, se elige el llamado enfoque producción en el que únicamente se modelizan los costes operativos, prescindiendo de los financieros. Los inputs utilizados son: x_1 =número de empleados y x_2 =activos materiales (capital físico). El precio del input trabajo se obtiene del cociente entre gastos de personal y número de empleados y el del factor capital del cociente entre gastos generales y de amortización dividido por el capital físico.

Los datos empleados corresponden a los facilitados por la Confederación Española de Cajas de Ahorro y por el Consejo Superior Bancario en sus balances y cuentas de resultados públicos. La muestra utilizada se compone de datos de cajas de ahorro referidos al período 1986-92, mientras que para la banca nacional el período corresponde a 1987-92. Todas las variables utilizadas han sido expresadas en pesetas de 1992 utilizando el deflactor del PIB.

Las fusiones que han tenido lugar en esta etapa plantean un problema de controvertida solución. Tres son las posibles opciones a nuestro alcance. La primera consiste en eliminar a las entidades involucradas en procesos de fusión. No obstante, este proceder (utilizado por Doménech (1992)) obligaría a prescindir de un número importante de empresas (especialmente en el caso de las cajas de ahorro), entre ellas algunas de las entidades más importantes y representativas. La segunda consiste en sumar hacia atrás a las entidades fusionadas, lo cual es criticado por algunos investigadores puesto que se crean empresas ficticias y, por tanto, la frontera estimada también puede ser ficticia. No obstante, consideramos todavía preferible este enfoque al tercero, consistente en tratar al panel como incompleto (Grifell et al. (1993)), puesto que incurre en los problemas de la anterior, en el sentido de que igualmente ficticia es la empresa resultante de una fusión al poco tiempo de producirse, ya que todavía sigue siendo la suma de las empresas fusionadas. Por otra parte, la utilización de un panel incompleto sólo es válida cuando la aparición y desaparición de empresas se realiza de forma aleatoria, supuesto inaceptable en el caso de las fusiones.

Por estas razones, en éste y en los siguientes capítulos se opta por la segunda opción, ya que la disponibilidad de una muestra homogénea presenta el atractivo adicional de permitir observar a las empresas en todo el ámbito temporal. Con este proceder la muestra se compone de 53 cajas de ahorro y 53 bancos nacionales^[93].

3. EFICIENCIA EN COSTES

Según se advirtió en la sección 1.3. del capítulo primero, una empresa es económicamente eficiente cuando lo es desde un punto de vista tanto técnico como asignativo. En esta sección se considera la eficiencia económica desde la perspectiva de la minimización de costes^[94]. Así, una empresa presentará ineficiencia en costes cuando los costes de producción de su vector de output sean superiores a los costes mínimos determinados por la correspondiente frontera de costes.

Las causas de estas ineficiencias pueden ser el uso excesivo de determinados inputs (ineficiencia técnica pura), un tamaño subóptimo (ineficiencias de escala) y la elección errónea de la combinación de los inputs dados los precios a los que la empresa se enfrenta (ineficiencia asignativa).

⁹³La igualdad del número de empresas contenidas en ambas submuestra es mera coincidencia, y difiere de las utilizadas en el capítulo cuarto (52 cajas y 58 bancos nacionales) debido a los diferentes requisitos de información de cada capítulo.

⁹⁴El análisis de la eficiencia económica a través de la función de costes se hace por la mayor plausibilidad de la exogeneidad de los precios de los inputs que de los outputs.

En esta sección se abordará la estimación de la ineficiencia en costes utilizando técnicas paramétricas y no paramétricas para el conjunto de años disponibles (1986-92 para las cajas de ahorro y 1987-92 para los bancos nacionales). Posteriormente se abordará la estimación de la ineficiencia en costes para el último año de la muestra, 1992.

3.1. Modelos no paramétricos

La medición de la eficiencia en costes y su descomposición mediante modelos DEA, según se vio anteriormente, no requiere la especificación de ninguna forma funcional para los datos, sino que se realiza comparando a cada empresa con un combinación lineal de empresas eficientes. Los indicadores se obtienen de la resolución de N problemas de programación lineal de la forma ya indicada en el capítulo primero (expresión [1.73]). Dado que se dispone de 53 cajas de ahorro y 53 bancos nacionales, deberán ser resueltos 106 problemas de optimización, 53 en cada submuestra, del tipo:

$$\begin{aligned} \text{Min}_{\rho, \lambda} \quad & w_j^T \rho_j & [2.1] \\ \text{s.a.:} \quad & Y\lambda - y_j \geq 0, \\ & \pi_j - X\lambda \geq 0, \\ & \lambda \geq 0. \end{aligned}$$

Donde las N empresas, $i=1, \dots, j, \dots, N$, producen un vector de cuatro outputs $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, y_{i3}, y_{i4})$ utilizando dos inputs $x_i = (x_{i1}, x_{i2})$ y pagando por ellos unos precios $w_i = (w_{i1}, w_{i2})$.

La resolución del problema para una determinada empresa evaluada j $\rho_j^* = (\rho_{j1}^* \rho_{j2}^*)$ constituye el vector económicamente eficiente (minimizador de costes) de demanda de los inputs 1 y 2, pudiendo obtener la eficiencia en costes de la empresa j (η_j) como el cociente entre los costes mínimos y los observados:

$$\eta_j = (w_j^T \rho_j^*) / (w_j^T x_j^*) = (w_{j1} \rho_{j1}^* + w_{j2} \rho_{j2}^*) / (w_{j1} x_{j1}^* + w_{j2} x_{j2}^*) \quad [2.2]$$

En el capítulo primero se puso de relieve que una de las ventajas de DEA es la fácil descomposición de la ineficiencia en costes en sus componentes técnico y asignativo y de la ineficiencia técnica y de escala. El cálculo de la ineficiencia asignativa (Λ_j) se realiza a través del cociente entre las medidas de eficiencia en costes y la de eficiencia técnica pura, según se vio en la expresión [1.75] del capítulo primero. Por su parte, la medida de eficiencia de escala se obtiene a través del cociente entre las medidas de eficiencia técnica bajo rendimientos constantes y variables (expresión [1.56] capítulo primero).

En los cuadros 2.2 y 2.3 se presentan las medias simples, ponderadas⁹⁵ y desviaciones típicas de los indicadores de eficiencia en costes, técnica pura, asignativa y de escala, obtenidas de la resolución de los correspondientes problemas de programación lineal para cada submuestra y para cada uno de los siete años integrantes de la muestra (seis en el caso de la banca nacional).

⁹⁵Las ponderaciones se obtienen a través de las proporciones que representan los depósitos de cada empresa en los depósitos totales mantenidos por todas las empresas.

CUADRO 2.2
MEDIDAS DE EFICIENCIA NO PARAMÉTRICAS
CAJAS DE AHORROS

	EFICIENCIA EN COSTES (a)			EFICIENCIA TÉCNICA PURA (b)			EFICIENCIA ASIGNATIVA (A)			EFICIENCIA DE ESCALA (D)		
	Media simple	Media ponderada	Desv. típica	Media simple	Media ponderada	Desv. típica	Media simple	Media ponderada	Desv. típica	Media simple	Media ponderada	Desv. típica
1986	0.783	0.807	0.122	0.866	0.931	0.126	0.956	0.955	0.042	0.948	0.910	0.076
1987	0.780	0.836	0.121	0.865	0.935	0.124	0.962	0.964	0.039	0.939	0.930	0.084
1988	0.765	0.803	0.125	0.854	0.923	0.135	0.958	0.960	0.048	0.939	0.912	0.076
1989	0.812	0.847	0.120	0.865	0.932	0.123	0.981	0.971	0.029	0.958	0.943	0.061
1990	0.839	0.846	0.105	0.902	0.946	0.107	0.964	0.935	0.034	0.967	0.963	0.050
1991	0.841	0.835	0.118	0.900	0.939	0.109	0.968	0.943	0.042	0.966	0.952	0.064
1992	0.826	0.815	0.123	0.897	0.922	0.122	0.971	0.938	0.047	0.969	0.955	0.053

CUADRO 2.3
MEDIDAS DE EFICIENCIA NO PARAMÉTRICAS
BANCOS NACIONALES

	EFICIENCIA EN COSTES (a)			EFICIENCIA TÉCNICA PURA (b)			EFICIENCIA ASIGNATIVA (A)			EFICIENCIA DE ESCALA (D)		
	Media simple	Media ponderada	Desv. típica	Media simple	Media ponderada	Desv. típica	Media simple	Media ponderada	Desv. típica	Media simple	Media ponderada	Desv. típica
1987	0.682	0.639	0.175	0.818	0.929	0.173	0.953	0.979	0.050	0.875	0.713	0.122
1988	0.637	0.728	0.207	0.800	0.949	0.202	0.945	0.960	0.060	0.839	0.790	0.151
1989	0.707	0.636	0.178	0.854	0.939	0.175	0.944	0.943	0.081	0.877	0.729	0.114
1990	0.740	0.701	0.180	0.853	0.923	0.172	0.941	0.932	0.071	0.919	0.822	0.114
1991	0.734	0.659	0.152	0.877	0.943	0.146	0.895	0.890	0.069	0.936	0.792	0.094
1992	0.724	0.674	0.155	0.871	0.943	0.142	0.897	0.898	0.093	0.931	0.802	0.096

En lo que respecta a la eficiencia en costes, los resultados obtenidos indican que las cajas de ahorros muestran en todos los años unos índices conjuntos de eficiencia en costes más elevados que los obtenidos por los bancos nacionales. El ahorro potencial de costes que se podría obtener si todas las empresas estuvieran sobre la frontera se estima en 1992 en 17.4% en las cajas de ahorros y en 27.6% en los bancos nacionales. Las medias ponderadas de las cajas son, generalmente, superiores a las medias simples, indicando que son las empresas más pequeñas las que presentan unas superiores ineficiencias en costes. Lo contrario sucede en el caso de la banca nacional, en donde los bancos de menor tamaño suelen ser los más eficientes. Ambos grupos de instituciones mejoran su eficiencia media a lo largo de la etapa considerada.

La dispersión de los indicadores de ineficiencia en costes es inferior en la submuestra de cajas de ahorro que en la banca nacional. Este resultado se encuentra estrechamente relacionado con la superior eficiencia media en costes de las cajas de ahorro, y no hace sino reflejar el hecho de que las cajas de ahorro se encuentran, en general, más próximas a su frontera muestral que los bancos nacionales. En lo que respecta a la evolución de la dispersión, los resultados obtenidos reflejan una caída de la dispersión de los indicadores de eficiencia mucho más significativa en los bancos nacionales que en las cajas de ahorro. Ambos grupos de entidades muestran un mínimo en 1988, alcanzando los mayores índices de eficiencia entre 1990 y 1991. Estos últimos resultados se encuentran íntimamente ligados a la intensificación de la competencia y al esfuerzo competitivo realizado por las empresas ineficientes por aproximarse a las más eficientes sobre todo a partir de 1988, si bien este resultado será analizado con mayor detenimiento

en el siguiente capítulo.

Algunos de los rasgos descritos para la ineficiencia en costes son extensibles a la **eficiencia técnica pura**. De nuevo, son las cajas las que presentan unos índices superiores de eficiencia técnica pura, cuantificándose en 1992 un ahorro potencial en inputs de 12.1% en las cajas de ahorros y en 12.9% en los bancos nacionales. La dispersión de este indicador decrece en el período analizado en ambos grupos de instituciones. No obstante, son las grandes empresas (cajas y bancos) las que presentan unos índices de eficiencia superiores, por lo que no son las ineficiencias técnicas puras las causantes de la superior ineficiencia en costes de las empresas grandes.

Los resultados obtenidos en lo que se refiere a la **eficiencia asignativa** muestran, de nuevo, una mayor eficiencia asignativa media de las cajas de ahorro en relación a la banca nacional, cuantificando el ahorro potencial en costes que se produciría si las empresas asignaran óptimamente sus inputs en 10.3% en los bancos nacionales y de tan sólo un 2.9% para las cajas de ahorro en 1992. Las medias ponderadas no indican, generalmente, una distinta eficiencia asignativa debida al tamaño por lo que no existen sensibles diferencias eficiencia asignativa de las empresas pequeñas respecto de las grandes.

El último de los componentes de la eficiencia en costes, la **eficiencia de escala**, presenta para los dos grupos de instituciones escasa importancia cuantitativa en 1992. En concreto, trabajar con un tamaño distinto del óptimo sólo permite ahorrar, en 1992, un 3.1% de los costes en el caso de las cajas de ahorro, y un 6.9% de los costes en la banca nacional. No

obstante, si bien en 1992 su importancia cuantitativa era más bien reducida, la evolución de este tipo de ineficiencias ha jugado un papel de crucial importancia en la reducción de las ineficiencias en costes, sobre todo en el caso de la banca nacional, para quienes trabajar con un tamaño no óptimo elevaba los costes un 12.5% en 1987 y tan sólo un 6.9% en 1992. Cabe decir, por tanto, que en el caso de la banca nacional la eliminación de este tipo de ineficiencias debidas al tamaño junto con la mejora en la eficiencia técnica pura es lo que les ha permitido mejorar de forma sensible la eficiencia en costes a lo largo de la etapa analizada.

Las ineficiencias de escala juegan igualmente un papel relevante en lo que se refiere a la identificación de los rasgos diferenciales de las grandes empresas. Así, la superior ineficiencia en costes de las grandes empresas es debida fundamentalmente, y muy especialmente en el caso de la banca nacional, a la existencia de ineficiencias de escala.

La existencia de rasgos diferenciales por intervalos de tamaño exige un análisis más pormenorizado. Los cuadros 2.4 y 2.5 presentan los resultados de las medidas de eficiencia en costes, técnica y asignativa referidas al año 1992. Por su parte, en los cuadros 2.6 y 2.7 se presentan los resultados de la eficiencia de escala así como los distintos tipos de rendimiento para los intervalos de output contruidos.

En los cuadros 2.4 y 2.5 se observa que, si bien el indicador ponderado de eficiencia en costes en 1992 es inferior al simple en cajas y bancos (véanse cuadros 2.2 y 2.3), la pauta de reducción del indicador de eficiencia en costes no es monótonamente decreciente con el tamaño, sino

que son las empresas de menor tamaño (cajas con un volumen de depósitos inferior a 100,000 millones de pesetas y bancos con un volumen inferior a 200,000 millones de pesetas) y algunas de las de mayor tamaño (cajas con depósitos superiores a 2 billones de pesetas) las que presentan menores ineficiencias económicas. Otro rasgo de interés es que en las cajas con un tamaño inferior a 400,000 millones de pesetas las ineficiencias en costes son principalmente debidas a ineficiencias técnicas, mientras que para las grandes se deben a ineficiencias de tipo asignativo.

Similares comentarios por tamaño pueden observarse en relación con las ineficiencias de escala (cuadros 2.6 y 2.7). Así, si bien todas las empresas muestran alguna ineficiencia asociada al tamaño, en general, éstas son menores en las pequeñas empresas que en las grandes, acentuándose este rasgo en el caso de la banca nacional. El origen de la ineficiencia de escala es diferente según el intervalo de tamaño, mostrando mayoritariamente rendimientos crecientes las empresas pequeñas y decrecientes las empresas de mayor tamaño.

Centrándonos en estos últimos resultados resulta de interés reflexionar sobre lo adecuado de una política favorecedora de los procesos de fusión. A lo largo de esta sección se han puesto de relieve dos rasgos que caracterizan al SBE. El primero hace referencia a que la existencia de ineficiencias económicas están mayoritariamente asociadas a la existencia de ineficiencias técnicas, ya que las ineficiencias de escala son, comparativamente, más reducidas. El segundo se refiere a la presencia de un mayor número de empresas que operan con un tamaño superior al óptimo.

No cabe duda de que estos rasgos, puestos ya de manifiesto en otros trabajos (Mester (1993) y Berger y Humphrey (1991) y Doménech (1992) para el caso español) cuestionan el predominio de la literatura dedicada al análisis de las economías de escala y advierten sobre la eficacia de las políticas de fusiones. En efecto, como se ha puesto de relieve en las páginas anteriores, los orígenes de la presencia de unos costes superiores a los óptimos se deben primordialmente a ineficiencias técnicas puras, y no a la presencia de tamaños subóptimos. Este hecho debería impulsar, como de hecho ya lo está haciendo, la aparición de trabajos dedicados al estudio de la eficiencia y no tanto a detectar la presencia o no de des/economías de escala. Por otro lado, la existencia mayoritaria de empresas operando con rendimientos decrecientes y el reducido descenso en los costes que la eliminación de estas ineficiencias supondría cuestiona, en principio, las potenciales reducciones en costes que se producirían automáticamente si se produjera una fusión. La conclusión que hay que obtener a este respecto es que no es posible realizar afirmaciones de carácter genérico sobre lo in/adecuado de la política de fusiones, sino que ésta es una cuestión a analizar desde la perspectiva de las posibilidades que ofrece una fusión para mejorar la eficiencia técnica y/o asignativa.

CUADRO 2.4
MEDIDAS NO PARAMETRICAS DE EFICIENCIA
CLASIFICACIÓN POR TAMAÑOS (1992)
CAJAS DE AHORRO

Tamaño (m.m.)	Nº	Depós.	E.Costes (η)	E.Técnica (Θ)	E.Asig. (Λ)
0-100,000	9	43130.2	0.891	0.904	0.985
100,001-200,000	14	142737.7	0.812	0.819	0.990
200,001-300,000	12	240021.8	0.817	0.850	0.965
300,001-400,000	6	345032.3	0.875	0.886	0.988
400,001-600,000	2	526615.0	0.679	0.752	0.906
600,001-1000,000	6	785741.5	0.757	0.783	0.972
1000,001-2000,000	2	1012862.0	0.850	0.935	0.913
+ 2000,001	2	3625526.0	0.867	0.982	0.884
TOTAL	53	422290.8	0.826	0.852	0.971

CUADRO 2.5
MEDIDAS NO PARAMETRICAS DE EFICIENCIA
CLASIFICACIÓN POR TAMAÑOS (1992)
BANCA NACIONAL

Tamaño (m.m.)	Nº	Depós.	E.Costes (η)	E.Técnica (Θ)	E.Asig. (Λ)
0-100,000	23	48499.2	0.751	0.856	0.879
100,001-200,000	9	141410.3	0.757	0.821	0.910
200,001-300,000	6	245117.5	0.688	0.743	0.924
300,001-400,000	3	344855.3	0.627	0.724	0.866
400,001-600,000	2	516367.5	0.648	0.787	0.824
600,001-1000,000	4	698820.3	0.760	0.771	0.985
1000,001-2000,000	2	1323411.5	0.628	0.689	0.911
+ 2000,001	4	3553662.8	0.683	0.761	0.893
TOTAL	53	482696.9	0.724	0.808	0.897

CUADRO 2.6
MEDIDAS NO PARAMETRICAS DE EFICIENCIA:
DESCOMPOSICIÓN DE LA EFICIENCIA TÉCNICA Y TIPO DE RENDIMIENTOS
CLASIFICACIÓN POR TAMAÑOS (1992)

Tamaño (m.m.)	Nº	Depós.	E.Téc. (Θ)	E.T.Pura (ψ)	E.Escala (Ω)	IRS	CRS	DRS
0-100,000	9	43130.2	0.904	0.933	0.968	66.7%	22.2%	11.1%
100,001-200,000	14	142737.7	0.819	0.827	0.991	50.0%	7.1%	42.9%
200,001-300,000	12	240021.8	0.850	0.853	0.996	33.3%	16.7%	50.0%
300,001-400,000	6	345032.3	0.886	0.917	0.967	0.0%	50.0%	50.0%
400,001-600,000	2	526615.0	0.752	0.806	0.934	0.0%	0.0%	100.0%
600,001-1000,000	6	785741.5	0.783	0.883	0.882	0.0%	0.0%	100.0%
1000,001-2000,000	2	1012862.0	0.935	0.994	0.940	0.0%	50.0%	50.0%
+ 2000,001	2	3625526.0	0.982	1.000	0.982	0.0%	50.0%	50.0%
TOTAL	53	422290.8	0.852	0.897	0.969	32.1%	18.9%	49.1%

CUADRO 2.7
MEDIDAS NO PARAMETRICAS DE EFICIENCIA:
DESCOMPOSICIÓN DE LA EFICIENCIA TÉCNICA Y TIPO DE RENDIMIENTOS
CLASIFICACIÓN POR TAMAÑOS (1992)

Tamaño (m.m.)	Nº	Depós.	E.Téc. (Θ)	E.T.Pura (ψ)	E.Escala (Ω)	IRS	CRS	DRS
0-100.000	23	48499.2	0.856	0.873	0.981	43.5%	30.4%	26.1%
100.001-200.000	9	141410.3	0.821	0.867	0.951	11.1%	22.2%	66.7%
200.001-300.000	6	245117.5	0.743	0.795	0.941	16.7%	83.3%	0.0%
300.001-400.000	3	344855.3	0.724	0.812	0.902	0.0%	100.0%	0.0%
400.001-600.000	2	516367.5	0.787	0.849	0.923	50.0%	50.0%	0.0%
600.001-1000.000	4	698820.3	0.771	0.835	0.925	25.0%	25.0%	50.0%
1000.001-2000.000	2	1323411.5	0.689	1.000	0.689	0.0%	0.0%	100.0%
+ 2000.001	4	3553662.8	0.761	1.000	0.761	0.0%	0.0%	100.0%
TOTAL	53	482696.9	0.808	0.871	0.933	26.4%	35.8%	37.7%

3.2. Modelos paramétricos con datos de panel.

Como ya se ha advertido, si bien la metodología DEA presenta la ventaja de la gran flexibilidad y ausencia de errores de especificación al no ser preciso optar por ninguna forma funcional, presenta el inconveniente de ser una técnica determinista, por lo que la presencia de observaciones atípicas puede sesgar las medidas de eficiencia obtenidas, imputando a la ineficiencia cualquier shock de carácter aleatorio. Este hecho, refuerza el interés de abordar ahora el problema de la medición de la eficiencia mediante técnicas estocásticas que permitan la existencia de desviaciones de la frontera distintas de la ineficiencia. Dado que, por el momento, el DEA estocástico no está lo suficientemente desarrollado, es preciso recurrir a los métodos paramétricos estocásticos, por lo que las posibles discrepancias en los resultados no sólo serán atribuibles a la inclusión del componente aleatorio sino también a la imposición de forma funcional y de otros supuestos imprescindibles para la estimación paramétrica.

La disponibilidad de datos de la muestra para varios años permite utilizar técnicas de datos de panel para la estimación de la ineficiencia en costes. Las ventajas de la utilización de estas técnicas frente a las de corte transversal fueron expuestas en el capítulo primero. En concreto, posibilitan la obtención de índices de eficiencia individual sin necesidad de suponer ninguna distribución de la ineficiencia e incorrelación de la ineficiencia con los regresores y control de la heterogeneidad inobservable, lo que permite la obtención de estimadores insesgados.

Con objeto de minimizar los potenciales errores de especificación inherentes a toda estimación paramétrica, en esta sección se opta por estimar una función de costes translogarítmica. Esta función, propuesta por Christensen, Jorgensen y Lau (1973) para relajar algunas de las restricciones asociadas a ciertas funciones, como la Cobb-Douglas, es una aproximación local a alguna verdadera función de costes subyacente que incluye un elevado número de parámetros, anidando, de este modo, otro tipo de funciones que no son más que casos particulares de ésta. La especificación de la función translogarítmica de costes a estimar es⁹⁶:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^4 \alpha_j y_j + \sum_{j=1}^2 \beta_j w_j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 \sum_{k=1}^4 \zeta_{jk} \ln y_j \ln y_k \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \delta_{jk} \ln w_j \ln w_k + \sum_{j=1}^4 \sum_{k=1}^2 \tau_{jk} \ln y_j \ln w_k \end{aligned} \quad [2.3]$$

en donde se imponen las siguientes restricciones de simetría

$$\zeta_{jk} = \zeta_{kj}; \quad \delta_{jk} = \delta_{kj} \quad [2.4]$$

y de homogeneidad en precios

$$\sum_{j=1}^2 \beta_j = 1; \quad \sum_{k=1}^2 \delta_{jk} = 0; \quad \sum_{k=1}^2 \tau_{jk} = 0 \quad [2.5]$$

⁹⁶En McAllister y McManus (1993) puede encontrarse nueva evidencia sobre los problemas que se pueden encontrar al utilizar una función translogarítmica para muestras integradas por empresas de tamaños y especializaciones heterogéneas.

El procedimiento seguido en este capítulo para la elección de la técnica de panel más apropiada es el descrito en el capítulo primero, y consiste en estimar la función anterior contrastando la hipótesis nula de ausencia de correlación de los efectos individuales y los regresores. Si dicha hipótesis se rechaza, el estimador apropiado es el intragrupos (WG). Por el contrario, si dicha hipótesis se acepta, se procederá a contrastar lo adecuado de la distribución de la ineficiencia para elegir la entre los estimadores GLS y MV reseñados en el capítulo primero.

Los resultados de los contrastes de razón de verosimilitud permiten aceptar, tanto en el caso de las cajas de ahorro como en el de la banca nacional, el modelo de regresión de efectos fijos frente al modelo sin incluir los efectos individuales, con lo que se acepta la existencia de heterogeneidad inobservable en las empresas integrantes de la muestra. Asimismo, los resultados obtenidos para el test de Hausman rechazan al 1% de significatividad, tanto para el caso de los bancos como para el de las cajas de ahorro, la hipótesis de ausencia de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, por lo que la frontera debe ser estimada por WG.

Una vez contrastado que el modelo debe ser el WG, con objeto de aumentar la eficiencia de los estimadores obtenidos se estima la ecuación de costes anterior incorporando la ecuación de participación de los gastos de personal en los costes totales e imponiendo la igualdad entre los parámetros de las dos ecuaciones. Al modelo intragrupos estimado uniecuacionalmente lo denominaremos WG1, para distinguirlo del multiecuacional WG2.

A pesar de la contrastada idoneidad del modelo WG frente al procedimiento de estimación de la frontera por maximaverosimilitud (MV), con objeto de comparar resultados bajo diferentes modelos se ha realizado también la estimación de la función de costes por MV suponiendo a) aleatoriedad de los efectos individuales, b) independencia de la ineficiencia (u) respecto de los regresores y c) distribución half-normal de u , es decir $u = |U|$, donde $U \sim N[0, \sigma^2]$ ⁹⁷. La posible divergencia de resultados de ambos modelos cuantificará en qué medida los sesgos en la estimación, fruto de errores en la especificación, influyen en las medidas de eficiencia de las empresas.

La obtención de los índices de eficiencia individual para este último modelo se realiza utilizando las soluciones propuestas por Jondrow et al. (1982) y la de Batesse y Coelli (1988) para la obtención de los índices de eficiencia individual agregados⁹⁸.

Los resultados obtenidos de las estimaciones de los modelos WG multiecuacional y MV para el panel de cajas de ahorro y bancos nacionales se presentan en el cuadro 2.8. Al objeto de captar el efecto conjunto de variables que afectan por igual a todas las empresas pero diferente variación

⁹⁷Las estimaciones se han realizado utilizando el programa Limdep 5.0. Por el momento, y debido a lo relativamente novedoso de las estimaciones frontera por máxima-verosimilitud, no se ha desarrollado esta técnica para la estimación de sistemas de ecuaciones, por lo que los resultados MV que se presentan corresponden a la estimación de la ecuación de costes sin la ecuación de participación. No obstante, como afirman Cummins y Weiss (1993), Bauer (1987) y Cowing et al. (1983) las reducidas ganancias de eficiencia de la estimación del sistema de ecuaciones por MV y la escasa sensibilidad de los resultados, no compensan las complicaciones que pueden aparecer en términos de convergencia.

⁹⁸Véanse expresiones [1.30] y [1.39] del capítulo primero.

temporal la ecuación [2.3] ha sido estimada incorporando además efectos temporales (D_t).

Las estimaciones de los parámetros realizadas con el modelo WG2 multiecuacional son mucho más significativas que las obtenidas con el modelo WG1 y el modelo MV, lo cual pone de relieve las ganancias de eficiencia que se obtienen de la estimación conjunta del sistema de ecuaciones. Tanto para el caso de las cajas de ahorro como para la banca nacional, los efectos temporales son conjuntamente significativos. En lo que respecta a los efectos individuales, además de ser conjuntamente significativos lo son de forma individual para todas las empresas integrantes de las dos submuestras.

ESTIMACIONES DE LA FRONTERA DE COSTES CON DATOS DE PANEL

	CAJAS DE AHORRO						BANCA NACIONAL					
	WG1		WG2		MV		WG1		WG2		MV	
	Coefic.	T-stud.	Coefic.	T-stud.	Coefic.	T-stud.	Coefic.	T-stud.	Coefic.	T-stud.	Coefic.	T-stud.
α_0	-	-	-	-	-2.0025	-0.357	-	-	-	-	9.7523	7.075
α_1	-1.9192	-1.378	-4.2016	-4.452	-2.8485	-1.118	-0.0912	0.143	0.1344	0.945	-0.3076	-0.752
α_2	-1.7888	-1.076	-3.2052	-2.845	-3.1811	-0.978	0.7765	1.120	0.1541	0.792	-0.2813	-0.576
α_3	5.1706	1.609	8.7711	4.161	6.5247	1.011	-0.2236	-0.285	-0.9375	-4.984	-1.3079	-1.864
α_4	-1.6125	-1.886	-1.1103	-3.011	-0.1512	-0.240	0.3104	0.454	1.2283	5.930	1.8751	3.750
β_1	1.0029	2.406	1.2827	18.836	1.3533	1.990	0.6665	0.834	1.0279	19.697	1.2655	3.220
ζ_{11}	-0.9914	-2.128	-1.3919	-4.365	-1.0757	-2.025	0.0265	0.130	0.0479	1.162	-0.0271	-0.222
ζ_{22}	-0.9125	-1.582	-1.1252	-2.907	-1.4973	-1.340	0.0523	0.381	0.0386	1.345	0.0964	1.144
ζ_{33}	-4.7269	-1.937	-6.9051	-4.192	-5.6744	-1.419	-0.0140	-0.087	-0.0577	-1.585	-0.1137	-0.314
ζ_{44}	-0.4769	-2.939	-7.93E-6	-3.298	-1.2E-5	-3.594	0.0418	0.296	0.1695	5.857	0.1381	1.679
ζ_{12}	-1.0380	-1.978	-1.4406	-3.987	-1.1235	-1.585	-0.0819	-0.698	-0.1002	-3.766	-0.1216	-1.277
ζ_{13}	2.1732	2.063	3.2197	4.454	2.4095	1.717	0.0334	0.198	0.0474	1.417	0.1657	0.789
ζ_{14}	-0.2298	-1.310	-0.4380	-3.891	-0.3008	-0.838	0.0263	0.367	0.0125	0.779	-0.0325	-0.528
ζ_{23}	2.0886	1.751	2.9079	3.608	2.8561	1.386	-0.0084	-0.048	0.1023	2.770	0.1118	0.965
ζ_{24}	-0.2258	-1.120	-0.4717	-3.654	-0.2976	-0.872	-0.0445	-0.530	-0.1206	-5.935	-0.1127	-1.766
ζ_{34}	-0.7654	1.943	0.9670	4.217	0.6036	0.861	0.0423	0.364	-0.0101	-0.431	-0.0250	-0.193
δ_1	0.1471	2.163	0.0182	7.856	0.1575	1.007	-0.0051	-0.032	0.0306	4.093	-0.0194	-0.305
τ_{11}	0.0374	0.313	0.0233	1.192	0.1382	0.870	0.0224	0.208	-0.0443	-5.671	0.0954	1.302
τ_{23}	0.1050	0.729	0.0341	1.632	0.0979	0.602	0.0496	0.429	0.0221	2.906	0.0348	0.698
τ_{31}	-0.2159	-0.795	-0.1159	-2.728	-0.3768	-0.837	-0.0336	-0.215	0.0035	0.340	-0.1647	-1.321
τ_{41}	0.0867	1.556	0.0621	6.909	0.0979	1.015	-0.0291	-0.247	0.0260	4.470	0.0370	0.608
D_{17}	0.0232	1.813	0.0194	2.207	0.0209	0.912	-	-	-	-	-	-
D_{88}	0.0074	0.588	0.0124	1.423	0.0027	0.089	-0.0417	-0.742	-0.0462	-3.707	-0.0526	-1.327
D_{89}	-0.0144	-1.140	-0.0053	-0.606	-0.0194	-0.672	-0.0643	-1.075	-0.0551	-4.077	-0.0782	-2.162
D_{90}	-0.0169	1.332	0.0124	1.403	0.0181	0.700	-0.0726	-1.149	-0.0716	-5.007	-0.0833	-2.491
D_{91}	0.0224	1.776	0.0221	2.532	0.0193	0.757	-0.0975	-1.346	-0.0999	-6.264	-0.1091	-3.396
D_{92}	-0.0032	-0.257	0.0088	1.005	-0.0093	-0.351	-0.1258	-1.641	-0.1283	-7.785	-0.1306	-3.972
	$R^2=0.9976$		$R^2=0.996$		$\sigma^2/\sigma_v^2=25.9$ (1.759) $\sigma_v^2=0.004$ (11.412)		$R^2=0.99999$		$R^2=0.996$		$\sigma^2/\sigma_v^2=4702$ (1.906) $\sigma_v^2=0.005$ (12.198)	
			$R^2(2^{*}ec)=0.195$						$R^2(2^{*}ec)=0.319$			

En los cuadros 2.9 y 2.10 se presentan los resultados obtenidos para los dos subgrupos de empresas de la eficiencia en costes obtenidas tanto por los modelo de efectos fijos uniecuacional (WG1) y multiecuacional (WG2) como por maximaverosimilitud (MV).

Los supuestos subyacentes a los tres modelos presentados permiten atribuir a distintos factores las sensibles discrepancias en relación a la cuantificación de la ineficiencia. Así, la cuantificación de la ineficiencia en los modelos WG1 y WG2 depende en gran medida del valor del efecto individual de la empresa más eficiente. Por su parte, las discrepancias de los modelos WG y MV son atribuibles, por un lado, a la asunción de ausencia de correlación de la eficiencia con los regresores y, por otro, a la imposición de la distribución half-normal para la ineficiencia, supuestos que no se imponen en los modelos WG.

Si bien los modelos de datos de panel presentados en esta sección no son estrictamente comparables con DEA, resulta interesante detenerse en las algunas de discrepancias obtenidas en los resultados. No sólo la pauta por tamaños y la eficiencia media son diferentes entre los modelos de panel y DEA, sino que además los primeros proporcionan una eficiencia media superior en la banca nacional que en las cajas de ahorro, resultado contrario a lo obtenido en la sección anterior con DEA.

La explicación de esta circunstancia puede deberse a las características específicas de la función translog. McAllister y McManus (1993) recuerdan que la translog fue originalmente desarrollada como una aproximación local a alguna función de costes subyacente desconocida, por

lo que en la práctica se ajusta dicha función a datos dispersos, extrapolando la aproximación local a datos heterogéneos y restringiendo un mismo conjunto de parámetros a empresas de muy diferente tamaño. De hecho, ésta parece ser la causa de que las estimaciones WG1 y WG2 obtengan unos indicadores de eficiencia (obtenidos de los efectos individuales) con una mayor dispersión en el caso de las cajas que en la banca, por lo que todo parece indicar, que la naturaleza de los datos procedentes de la muestra de bancos nacionales se ajusta mejor a la especificación de la función de costes translog que en el caso de las cajas de ahorro.

CUADRO 2.9
MEDIDAS DE EFICIENCIA EN COSTES CON DATOS DE
PANEL: CAJAS DE AHORRO
CLASIFICACIÓN POR TAMAÑOS

Tamaño (m.m.)	Nº	Depósitos	WG1	WG2	MV
0-100000	9	43130.2	0.759	0.897	0.834
100001-200000	14	142737.7	0.635	0.823	0.779
200001-300000	12	240021.8	0.615	0.803	0.776
300001-400000	6	345032.3	0.611	0.802	0.797
400001-600000	2	526615.0	0.572	0.769	0.731
600001-1000000	6	785741.5	0.546	0.724	0.695
1000001-2000000	2	1012862.0	0.580	0.765	0.795
+ 2000001	2	3625526.0	0.492	0.684	0.501
	$\Sigma=53$				
MEDIA SIMPLE		422290.8	0.629	0.808	0.768
MEDIA POND.		-	0.557	0.746	0.671
STD		714081.0	0.082	0.063	0.123
MINIMO		7484.0	0.481	0.684	0.481
MAXIMO		4651391.0	1.000	1.000	1.000

CUADRO 2.10
MEDIDAS DE EFICIENCIA EN COSTES CON DATOS DE
PANEL: BANCA NACIONAL
CLASIFICACIÓN POR TAMAÑOS

Tamaño (m.m.)	Nº	Depósitos	WG1	WG2	MV
0-100000	23	48499.2	0.954	0.892	0.696
100001-200000	9	141410.3	0.957	0.884	0.720
200001-300000	6	245117.5	0.948	0.862	0.635
300001-400000	3	344855.3	0.945	0.860	0.609
400001-600000	2	516367.5	0.951	0.877	0.669
600001-1000000	4	698820.3	0.941	0.848	0.613
1000001-2000000	2	1323411.5	0.957	0.850	0.710
+ 2000001	4	3553662.8	0.979	0.930	0.873
	$\Sigma=53$				
MEDIA SIMPLE		482696.9	0.954	0.881	0.695
MEDIA POND.		-	0.967	0.884	0.783
STD		956860.3	0.028	0.053	0.188
MINIMO		502.0	0.890	0.777	0.309
MAXIMO		4653803.0	1.000	1.000	1.000

Con objeto de determinar el grado de asociación entre los índices de eficiencia obtenidos de la aplicación de estos tres métodos de panel junto con una medida de los indicadores de eficiencia obtenidos con DEA, se han construido coeficientes de correlación de Pearson tanto para los índices de eficiencia como para los *rankings* de entidades (cuadros 2.11 y 2.12). Por su parte, los gráficos 2.1 y 2.2 representan los *rankings* obtenidos por los cuatro métodos frente al *ranking* obtenido de la estimación por WG1 (representado también en el eje de abscisas).

CUADRO 2.11

CORRELACIONES ENTRE
RANKINGS E ÍNDICES DE EFICIENCIA (*)
CAJAS DE AHORRO
(1986-92)

CAJAS AHORRO	WG1	WG2	MV	DEA ₈₆₋₉₂
WG1	1.0000 1.0000	0.9725 0.9405	0.6651 0.6076	0.2706 0.1725
WG2		1.0000 1.0000	0.6405 0.6876	0.2213 0.2084
MV			1.0000 1.0000	0.6179 0.5843
DEA ₈₆₋₉₂				1.0000 1.0000

(*)En la línea superior correlación entre rankings. En la inferior entre índices de eficiencia.

CUADRO 2.12

CORRELACIONES ENTRE
RANKINGS E ÍNDICES DE EFICIENCIA (*)
BANCA NACIONAL
(1987-92)

BANCA NACIONAL	WG1	WG2	MV	DEA ₈₇₋₉₂
WG1	1.0000 1.0000	0.9552 0.9369	0.9906 0.9904	0.6147 0.5964
WG2		1.0000 1.0000	0.9519 0.9398	0.6588 0.6455
MV			1.0000 1.0000	0.6464 0.6454
DEA ₈₇₋₉₂				1.0000 1.0000

(*)En la línea superior correlación entre rankings. En la inferior entre índices de eficiencia.

A pesar de que los resultados muestran unas correlaciones muy superiores a las obtenidas por otros autores (Bauer, Berger y Humphrey (1991b), Bauer y Hancock (1993), y Yuengert (1993))⁹⁹, merece la pena detenerse en su explicación.

La explicación de estas discrepancias debe realizarse teniendo presente los supuestos subyacentes a cada modelo. Las diferencias entre los modelos WG y el modelo MV es que el primero no necesita asumir ausencia de correlación entre los efectos individuales y los regresores, mientras el modelo MV además de suponerlo, impone una distribución half-normal para la ineficiencia. Por ello, es de esperar que cuanto mayor sea dicha correlación mayores serán también las diferencias entre los resultados obtenidos fruto de la asunción (WG) o no asunción (MV) de tal correlación.

En efecto, si bien tanto en cajas como en bancos el valor crítico del test de Hausman permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación, dicho valor crítico es muy superior en las cajas de ahorro que en la banca nacional, lo cual explica las mayores discrepancias existentes en las cajas de ahorro entre los índices de eficiencia y *rankings* obtenidos por

⁹⁹En efecto Bauer et al. (1991b) obtienen correlaciones entre WG y MV de 0.93, Por su parte, Yuengert (1993), en un contexto de empresas de seguros, compara MV-Normal-gamma con MV-Half normal y Thick Frontier (TF) encontrando diferencias en la eficiencia media de hasta el 20% entre los dos primeros modelos. Estas discrepancias son incluso más acusadas con el modelo de TF en donde, además, las eficiencias medias por tamaños siguen una pauta totalmente inversa a la obtenida por los otros dos modelos. Existen igualmente, notables discrepancias en lo referente a las economías de escala y alcance estimadas. Por otra parte Bauer y Hancock (1993) comparan WG con GLS, MV y TF obteniendo eficiencias medias de 0.71, 0.54, 0.90 y 0.67 respectivamente y una correlaciones entre WG y MV de 0.7 frente al 0.7 y 0.94 obtenidas en esta Tesis. Broeck, Førsund, Hjalmarsson y Meeusen (1990), Bjurek, Hjalmarsson y Førsund (1990) y Fecher, Kessler, Perelman y Pestiau (1993) ofrecen comparaciones entre metodologías aplicadas a otros sectores.

WG y MV.

En lo que respecta a la correlación entre los índices de eficiencia de los modelos de datos de panel y DEA, los resultados muestran unos coeficientes de correlación de tan sólo 0.17, 0.21 y 0.58 en el caso de las cajas y de 0.61, 0.65 y 0.65 en el caso de la banca. De nuevo, las mayores correlaciones obtenidas para la banca nacional pueden ser explicadas en base a los supuestos subyacentes en los modelos, siendo indicativas de que la muestra de bancos se ajusta mejor que la de cajas a la función de costes subyacente.

En definitiva, los resultados presentados ponen de manifiesto las conclusiones ya realizadas por Banker, Charnes, Cooper y Maindirata (1988) y sobre todo por Gong y Sickles (1992). En concreto, cuanto mayor sea la correlación de los efectos individuales con los regresores las ventajas del modelo WG son más patentes, siendo más acusadas las diferencias entre los modelos WG y MV. Igualmente, cuanto más alejada esté la especificación de la forma funcional subyacente mayores son las ventajas de los modelos no paramétricos (DEA) frente a los paramétricos. Por tanto, y a la luz de los resultados obtenidos, es posible concluir la idoneidad del modelo DEA frente al WG, y de este frente al MV, sobre todo en el caso de las cajas de ahorro.

Gráfico 2.1
Rankings de eficiencia con datos de panel:
Cajas de Ahorros (1986-92)

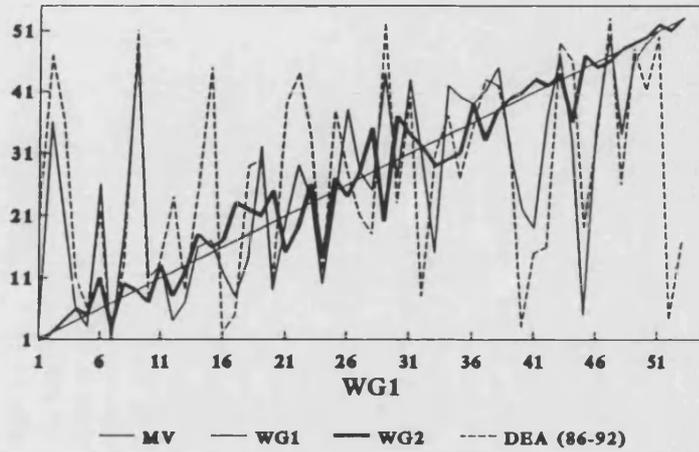
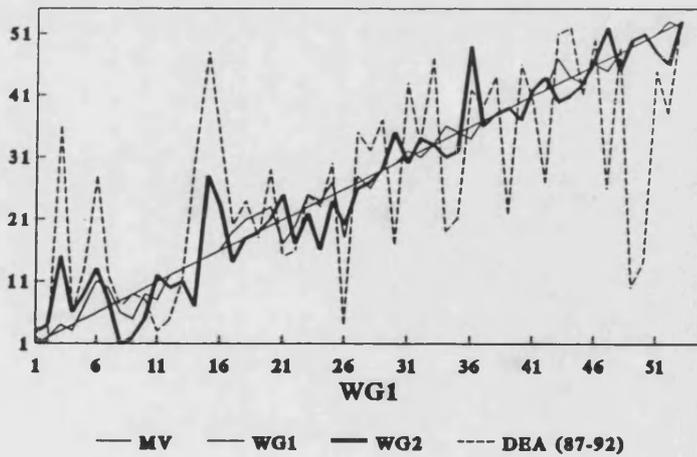


Gráfico 2.2
Rankings de eficiencia con datos de panel:
Banca Nacional (1987-92)



Por último merece la pena detenerse en el significado de los efectos temporales. Su introducción permite captar el cambio técnico neutral^[100]. Los coeficientes obtenidos, si bien en algunos casos no son significativos, indican que en el caso de las cajas de ahorro existen tres etapas diferenciadas, una de progreso hasta 1989, seguido de regreso técnico en 1990 y 1991 y otra de progreso técnico en 1992. Los resultados obtenidos para las cajas de ahorro concuerdan totalmente con los presentados por Álvarez (1993), Maudos (1994), Grifell y Lovell (1995) y Maudos, Pastor y Quesada (1995) y con los obtenidos utilizando un enfoque no paramétrico en el capítulo tercero de esta Tesis. No obstante, difieren con los de Grifell y Lovell (1993a) que obtienen regreso técnico. Por el contrario, en el caso de la banca nacional, todo el período se caracteriza por la existencia de progreso técnico estadísticamente significativo.

3.3. Eficiencia en costes en 1992: Modelos paramétricos y no paramétricos.

El interés de cuantificar la eficiencia en costes para el último año de la muestra radica no sólo en la evaluación de la posición relativa de las empresas en dicho año, sino que además abre la posibilidad de comparar los resultados obtenidos en base a 4 técnicas alternativas adicionales^[101].

¹⁰⁰Véase Humphrey (1993), Baltagi y Griffin (1988), Caves, Christensen y Swanson (1981) y Maudos, Pastor y Quesada (1995). La especificación del cambio técnico aumentativo de escala y no neutral se realiza interactuando los efectos temporales (o en su caso la tendencia) con los outputs y los precios. En esta Tesis no se ha especificado de esta forma por la pérdida de grados de libertad que ello supondría.

¹⁰¹Las medidas de eficiencia obtenidas mediante técnicas de panel como WG y MV no son comparables a las obtenidas con otras técnicas debido a que las primeras pueden utilizar la información temporal individual para controlar por la influencia de características inobservables mientras que el resto son aplicables únicamente a datos

En particular, en esta sección se analizarán los resultados obtenidos mediante la técnica no paramétrica DEA, junto con los resultantes de la estimación de la forma funcional especificada en la sección anterior mediante técnicas paramétricas econométricas estocásticas y matemático-deterministas¹⁰².

Al objeto de ampliar el campo de comparación y de contrastar los resultados mediante distintas hipótesis distribucionales del término de ineficiencia, los modelos econométricos estocásticos se estimarán teniendo en cuenta tres supuestos distribucionales distintos para la ineficiencia: *half-normal*, *exponencial*, y *normal-truncada*. Por su parte, el modelo matemático determinista de Aigner y Chu (1968) se estimará bajo dos funciones objetivo diferentes: minimización de la suma de los valores absolutos de las desviaciones respecto de la frontera y minimización de dichas desviaciones al cuadrado. Estos modelos, junto con el de MCOC, nos da un conjunto de 7 modelos a estimar/calcular cuyas características se sintetizan a continuación.

de corte transversal.

¹⁰²La implementación empírica del referenciado método de Banker, Datar y Kemerer (1991) no se ha realizado debido a dificultades de implementación empírica. En concreto el elevado número de restricciones (159) y de variables (127) hace que el proceso de convergencia sea excesivamente lento, sino imposible.

1. Modelo DEA: No Paramétrico, Matemático y Determinista.

Consiste en la resolución de N problemas de programación lineal del tipo:

$$\text{Min}_{\rho, \lambda} w_j^T \rho_j \quad [2.6]$$

$$\text{s.a.: } \begin{aligned} Y\lambda - y_j &\geq 0, \\ \pi_j - X\lambda &\geq 0, \\ \lambda &\geq 0. \end{aligned}$$

Donde $i=1, \dots, j, \dots, N$, siendo N el número de empresas, Y es el vector de outputs, X el vector de inputs y w el vector de precios de los inputs.

La eficiencia se define como el ratio entre los costes óptimos y los observados:

$$\Omega_j = (w_j^T \rho_j^*) / (w_j^T x_j^*) = (w_{j1} \rho_{j1}^* + w_{j2} \rho_{j2}^*) / (w_{j1} x_{j1}^* + w_{j2} x_{j2}^*) \quad [2.7]$$

2. Modelo PEE-HN: Paramétrico, Estocástico, Econométrico, distribución Half-Normal.

La función de costes a estimar y los supuestos que caracterizan su especificación se pueden expresar de forma sintética como:

$$\ln C = f(x; \beta) + \epsilon \quad [2.8]$$

$$\epsilon = v + u \quad [2.9]$$

$$v \sim N(0, \sigma^2)$$

$u \geq 0$ independiente de v

$$f(u) = (2/\pi)^{1/2} \exp[-1/2(u\sigma_u)^2]$$

La función logaritmo de verosimilitud es:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{53} \ln L_i \quad [2.10]$$

$$\ln L_i = \ln \sigma - \frac{1}{2} \ln(2/\pi) - (\epsilon_i/\sigma)^2 + \ln \Phi[-\epsilon_i \lambda/\sigma]$$

siendo $\sigma = (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}$, $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$

3. Modelo PEE-NT: Paramétrico, Estocástico, Econométrico, distribución Normal-Truncada.

La función de costes a estimar y los supuestos que caracterizan su especificación se pueden expresar de forma sintética como:

$$\ln C = f(x; \beta) + \epsilon \quad [2.11]$$

$$\epsilon = v + u \quad [2.12]$$

$$v \sim N(0, \sigma^2)$$

$u \geq 0$ independiente de v

$$f(u) = (1/\sigma_u) \phi[(u-\mu)/\sigma_u] / [1 - \Phi(\mu/\sigma_u)]$$

La función logaritmo de verosimilitud es:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{53} \ln L_i \quad [2.13]$$

$$\ln L_i = \ln \sigma - \frac{1}{2} \ln(2/\pi) - \frac{1}{2} [(\epsilon_i - \mu)/\sigma]^2 +$$

$$\ln \Phi[(-1/\sigma)(\epsilon_i \lambda + \mu/\lambda)] - \ln \Phi[(-\mu/\sigma)(1 + \lambda^2)^{1/2}/\lambda]$$

4. Modelo PEE-NE: Paramétrico, Estocástico, Econométrico, distribución Normal Exponencial.

La función de costes a estimar y los supuestos que caracterizan su especificación se pueden expresar de forma sintética como:

$$\ln C = f(x; \beta) + \epsilon \quad [2.14]$$

$$\epsilon = v + u \quad [2.15]$$

$$v \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$u \geq 0$ independiente de v

$$f(u) = \theta \exp[-\theta u]$$

La función logaritmo de verosimilitud es:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{53} \ln L_i \quad [2.16]$$

$$\ln L_i = \ln \theta + \frac{1}{2} \theta^2 \sigma_v^2 + \theta \epsilon_i + \ln \Phi[-\epsilon_i / \sigma_v + \theta \sigma_v]$$

siendo $\theta = 1/\sigma_u$

5. Modelo PDM1: Paramétrico, Determinista y Matemático

La función de costes se calcula por métodos de programación matemática. El problema de optimización se puede expresar de forma sintética como:

$$\text{Min}_{\beta} \sum_{i=1}^N |f(x_i; \beta) - \ln C_i| \quad [2.17]$$

sujeto a:

$$[\ln C_i - f(x_i; \beta)] \geq 0, \quad i=1, \dots, N \quad [2.18]$$

6. Modelo PDM2: Paramétrico, Determinista y Matemático

Alternativamente es posible realizar la estimación con:

$$\text{Min}_{\beta} \sum_{i=1}^N [f(x_i; \beta) - \ln C_i]^2 \quad [2.19]$$

sujeto a:

$$[\ln C_i - f(x_i; \beta)] \geq 0, \quad i=1, \dots, N \quad [2.20]$$

7. Modelo MCOE: Paramétrico, Determinista y Estadístico.

La función de costes a estimar y los supuestos que caracterizan su especificación se pueden expresar de forma sintética como:

$$\ln C_i = (\beta_0 - \mu) + \sum_k \beta_k x_{ik} - (u_i - \mu) \quad [2.21]$$

donde μ es la media de u_i y $u_i \geq 0$.

Los resultados de los modelos paramétricos 2-7 se presentan en los cuadros 2.13 y 2.14.

**ESTIMACIONES DE LA FRONTERA DE COSTES PARA LAS CAJAS DE AHORRO (1992):
MODELOS 2-7**

	Modelo 2 PEE-HN	Modelo 3 PEE-NT	Modelo 4 PEE-NE	Modelo 5 PDMI	Modelo 6 PDM2	Modelo 7 MCOC
α_0	-10.3000	-10.3000	-10.267	34.6344	35.3464	-10.4433
α_1	-0.7185	-0.7185	-0.7185	12.3793	12.3833	-0.7185
α_2	1.0338	1.0338	1.0338	21.1955	21.0900	1.0338
α_3	3.2061	3.2061	3.2061	-41.8936	-42.1704	3.2061
α_4	-1.6430	-1.6430	-1.6430	8.9190	9.3815	-1.6430
β_1	-2.0473	-2.0473	-2.0473	4.9086	5.2404	-2.0473
ζ_{11}	2.1705	2.1705	2.1705	0.3461	0.2925	2.1705
ζ_{22}	8.4199	8.4199	8.4199	2.6823	2.3954	8.4199
ζ_{33}	15.0130	15.0130	15.0130	12.3189	11.8769	15.0130
ζ_{44}	0.1016	0.1016	0.1016	0.5468	0.5916	0.1016
ζ_{12}	4.4018	4.4018	4.4018	3.3745	3.1713	4.4018
ζ_{13}	-5.7136	-5.7136	-5.7136	-6.2927	-6.0153	-5.7136
ζ_{14}	-0.8408	-0.8408	-0.8408	2.2077	2.2706	-0.8408
ζ_{23}	-11.5790	-11.5790	-11.5790	-11.9455	-11.1991	-11.5790
ζ_{24}	-1.2870	-1.2870	-1.2870	3.3723	3.4829	-1.2870
ζ_{34}	2.1179	2.1179	2.1179	-6.5619	-6.8170	2.1179
δ_1	-0.2792	-0.2792	-0.2792	-0.2493	-0.2147	-0.2792
τ_{11}	-0.7095	-0.7095	-0.7095	2.1281	2.0846	-0.7095
τ_{23}	-0.76541	-0.76541	-0.7654	2.2151	2.0072	-0.76541
τ_{31}	1.6472	1.6472	1.6472	-4.6305	-4.4544	1.6472
τ_{41}	0.16067	0.16067	0.1606	0.3122	0.3861	0.16067
	Log-lik. = 44.906 $\sigma_u/\sigma_v = 1.2337$ $\sigma_v^2 + \sigma_u^2 = 0.1338^{(*)}$	Log-lik. = 44.906 $\lambda/\sigma_u = 0.231E-07$ $\sigma_u/\sigma_v = 1.2337$ $\sigma_v^2 + \sigma_u^2 = 0.1338^{(*)}$	Log-lik. = 44.641 $\theta = 20.136$ $\sigma_v = 0.0925^{(*)}$			Log-lik. = 44.2368 $R^2 = 0.99427$

^(*)Significativo al 1%.

**ESTIMACIONES DE LA FRONTERA DE COSTES PARA LA BANCA NACIONAL (1992):
MODELOS 2-7**

	Modelo 2 PEE-HN	Modelo 3 PEE-NT	Modelo 4 PEE-NE	Modelo 5 PDM1	Modelo 6 PDM2	Modelo 7 MCOC
α_0	-8.0277	-8.0374	-7.9847	-4.0564	-3.7800	-8.1949
α_1	1.6513	1.6811	1.6345	0.7880	0.4804	1.6513*
α_2	2.5318	2.5918	2.5705	-2.3904	-1.6944	2.5318*
α_3	-2.0906	-2.0922	-2.1085	2.0510	1.5147	-2.0906
α_4	-0.6426	-0.7567	-0.6747	1.0796	1.0864	-0.6426
β_1	1.0991	1.0113	1.1322	0.6903	0.5419	1.0991
ζ_{11}	0.1992	0.2290	0.2102	-0.0973	-0.1127	0.1992
ζ_{22}	-0.2153	-0.0978	-0.1533	0.0081	-0.0190	-0.2153
ζ_{33}	-0.4184	-0.4811	-0.4190	-0.2818	-0.3284	-0.4184
ζ_{44}	0.0101	0.0061	0.0108	0.0839	0.1381	0.0101
ζ_{12}	-0.9498*	-1.0858*	-0.9894*	0.2080	0.1606	-0.9498*
ζ_{13}	0.3153	0.3707	0.3267	-0.0082	0.0960	0.3153
ζ_{14}	0.1344	0.1424	0.1302	-0.1902	-0.2141	0.1344
ζ_{23}	1.0050	0.9905	0.9604	0.4014	0.5073	1.0050
ζ_{24}	0.2722	0.2226	0.2624	-0.3347	-0.4009	0.2722
ζ_{34}	-0.3628	-0.2951	-0.3419	0.1062	0.0783	-0.3628
δ_1	0.1135	0.2579	0.2012	-0.0285	-0.0198	0.1135
τ_{11}	0.3458	0.4217	0.3820	-0.2533	-0.3346	0.3458
τ_{23}	0.3360	0.0113	0.1637	-0.0157	-0.2725	0.3360
τ_{31}	-0.7575	-0.5125	-0.6359	-0.1169	0.1059	-0.7575
τ_{41}	0.1349	0.0911	0.0108	0.1770	0.2263	0.1349
	Log-lik. = 29.4442 $\sigma_v/\sigma_u = 2.4184^{(*)}$ $\sigma_v^2 + \sigma_u^2 = 0.2022^{(*)}$	Log-lik. = 31.699 $\lambda\sigma_u = -0.83536$ $\sigma_v/\sigma_u = 2.8138$ $\sigma_v^2 + \sigma_u^2 = 0.2475^{(*)}$	Log-lik. = 32.6023 $\theta = 11.208^{(*)}$ $\sigma_v = 0.0989^{(*)}$			Log-lik. = 30.2988 $R^2 = 0.99342$

^(*)Significativo al 1%.

El examen de los cuadros 2.13 y 2.14 pone de relieve dos rasgos de interés. En primer lugar, prácticamente ningún parámetro resulta significativo¹⁰³, hecho que sin duda es debido a la elevada multicolinealidad inherente a la mayoría de las estimaciones de funciones translog, así como al reducido número de grados de libertad de que se disponen al utilizar información de sólo un año referida a 53 empresas para estimar veintiún parámetros.

Habitualmente este problema se resuelve estimando conjuntamente la ecuación de costes con las ecuaciones de participación, lo cual incrementa sensiblemente la eficiencia de los estimadores obtenidos. No obstante, y como pone de manifiesto Cummins y Weiss (1993) y Green (1993), las dificultades de implementación empírica¹⁰⁴ así como el costoso proceso iterativo, no se ven compensadas por la escasa ganancia en eficiencia de los estimadores obtenidos. Por otra parte, como señala Cummins y Weiss (1993), Bauer (1987) y Cowling et al. (1983) no encuentran discrepancias sensibles en los resultados de la estimación uniecuacional frente a la multiecuacional.

En segundo lugar, destaca la elevada consistencia de los parámetros ante diferentes especificaciones de la distribución del término de ineficiencia. Así, los modelos estocásticos 2, 3 y 4 presentan unos

¹⁰³Nótese que para los modelos matemáticos 5, 6, y 7 no se dispone de estadísticos que permitan valorar la significatividad de los estimadores.

¹⁰⁴Por el momento no existe ningún paquete econométrico estándar que permita la estimación de los modelos frontera con sistemas de ecuaciones, por lo que ésta debe de realizarse programando la función de verosimilitud a maximizar, de elevada complejidad en este tipo de modelos.

parámetros similares o idénticos. La explicación de este hecho reside en que la media de la ineficiencia (μ), no está muy alejada de cero, en cuyo caso los modelos PEE-NT y PEE-NE convergen a PEE-HN. En lo que respecta a los modelos deterministas 5 y 6 los resultados son similares, si bien discrepan notablemente con el modelo 7, también determinista^[105].

En los cuadros 2.15 y 2.16 se presentan las medidas de eficiencia obtenidas de la aplicación de cada una de las siete técnicas. Como puede observarse, en el caso de los bancos y, sobre todo, en las cajas de ahorro, los modelos estocásticos 2, 3, y 4 proporcionan resultados la mayoría de los casos coincidentes, por lo que, de nuevo, y debido a las causas reseñadas anteriormente, la elección de una u otra distribución del término de ineficiencia no influye en los resultados. Igualmente destaca la mayor eficiencia media de los modelos estocásticos frente a los deterministas. Este hecho se debe a la circunstancia anteriormente reseñada de que los modelos deterministas imputan a ineficiencia cualquier desviación de la frontera. Destaca igualmente la menor dispersión de los indicadores de eficiencia obtenidos por métodos estocásticos frente a los obtenidos por métodos deterministas.

Todos los modelos coinciden en la mayor eficiencia media de las cajas frente a los bancos, reportando, además, perfiles similares en lo que se refiere a las ineficiencias por tamaños. Así, en el caso de las cajas de

¹⁰⁵Schmidt (1976) demostró que el modelo 5 (PDM1) equivale a la estimación maximoverosimil de la frontera determinista si los residuos siguen una distribución exponencial, mientras que el modelo 6 (PDM2) equivale a la estimación maximoverosimil si la función de distribución elegida para los residuos es la half-normal.

ahorro, todos los modelos son coincidentes en lo que se refiere a las mayores índices de eficiencia de las empresas con depósitos comprendidos entre 300 y 400 mil millones de pesetas, y a los menores índices de eficiencia de las empresas de tamaño entre 400 y 600 mil millones de pesetas. En el caso de la banca, y a excepción de los modelos 5 y 6, los modelos estiman unos índices de eficiencia inferiores para las empresas con depósitos entre 200 y 400 mil millones de pesetas. Por último, y coincidiendo con los resultados obtenidos en secciones precedentes, todos los modelos presentan un índice de eficiencia superior en las cajas que en los bancos.

CUADRO 2.15
MEDIDAS DE EFICIENCIA POR TAMAÑOS (1992): CAJAS DE AHORRO

Tamaño (m.m.)	Nº	Depósitos	Modelo 1 DEA	Modelo 2 PEE-HN	Modelo 3 PEE-NT	Modelo 4 PEE-NE	Modelo 5 PDM1	Modelo 6 PDM2	Modelo 7 MCOC
0-10000	9	43130.2	0.891	0.926	0.926	0.954	0.948	0.945	0.820
100001-200000	14	142737.7	0.812	0.914	0.914	0.948	0.839	0.839	0.785
200001-300000	12	240021.8	0.817	0.922	0.922	0.954	0.796	0.792	0.801
300001-400000	6	345032.3	0.875	0.947	0.947	0.967	0.952	0.957	0.864
400001-600000	2	526615.0	0.679	0.896	0.896	0.938	0.873	0.879	0.740
600001-1000000	6	785741.5	0.757	0.906	0.906	0.942	0.837	0.834	0.767
1000001-2000000	2	1012862.0	0.850	0.924	0.924	0.956	0.976	0.974	0.794
+2000001	2	3625526.0	0.867	0.930	0.930	0.958	1.000	1.000	0.832
TOTAL	53	422290.8	0.826	0.921	0.921	0.952	0.873	0.872	0.802
STD		714081.0	0.123	0.035	0.035	0.022	0.151	0.153	0.083
MINIMO		7484.0	0.588	0.832	0.832	0.885	0.435	0.431	0.639
MAXIMO		4651391.0	1.000	0.970	0.970	0.978	1.000	1.000	1.000

CUADRO 2.16
MEDIDAS DE EFICIENCIA POR TAMAÑOS (1992): BANCA NACIONAL

Tamaño (m.m.)	Nº	Depósitos	Modelo 1 DEA	Modelo 2 PEE-HN	Modelo 3 PEE-NT	Modelo 4 PEE-NE	Modelo 5 PDM1	Modelo 6 PDM2	Modelo 7 MCOC
0-100000	23	48368.4	0.749	0.864	0.922	0.915	0.884	0.903	0.733
100001-200000	9	141410.3	0.757	0.891	0.937	0.934	0.787	0.801	0.781
200001-300000	6	245117.5	0.688	0.831	0.887	0.896	0.783	0.783	0.686
300001-400000	3	344855.3	0.627	0.845	0.902	0.906	0.940	0.990	0.709
400001-600000	2	516367.5	0.648	0.885	0.938	0.935	0.576	0.521	0.749
600001-1000000	4	698820.3	0.760	0.840	0.869	0.889	0.791	0.738	0.738
1000001-2000000	2	1323411.5	0.627	0.896	0.949	0.944	0.847	0.821	0.764
+2000001	4	3553662.8	0.683	0.867	0.947	0.936	0.911	0.903	0.721
TOTAL	53	482640.2	0.724	0.864	0.919	0.917	0.841	0.847	0.736
STD		956888.2	0.155	0.073	0.065	0.060	0.159	0.167	0.098
MINIMO		502.0	0.430	0.562	0.592	0.575	0.463	0.410	0.431
MAXIMO		4653803.0	1.000	0.974	0.978	0.974	1.000	1.000	1.000

Como puede observarse, los diferentes supuestos subyacentes en cada técnica originan sensibles discrepancias en relación a la cuantificación de las ineficiencias existentes, que según la técnica empleada proporcionan unas horquillas de variación más o menos amplias.

Los siete modelos considerados miden la eficiencia de las empresas en relación a siete diferentes fronteras, deterministas o estocásticas, matemáticas o econométricas, paramétricas o no paramétricas. Por esta razón es lógico esperar diferencias en los indicadores de eficiencia obtenidos, aunque sería deseable que existieran algunos rasgos de consistencia entre los siete modelos.

Uno de ellos es que los modelos deterministas, al computar como ineficiencia el componente aleatorio, deberían mostrar menores índices de eficiencia que los modelos estocásticos. Los resultados presentados en los cuadros 2.15 y 2.16 muestran cómo en este caso, este rasgo de consistencia se cumple. En efecto, tanto para las cajas de ahorro como para la banca nacional, los modelos deterministas 1, 5, 6 y 7 presentan unos índices de ineficiencia superiores a los estocásticos 2, 3 y 4.

Hay que señalar, sin embargo, que este requisito o rasgo "esperable" no se cumple en algunas estimaciones realizadas por otros autores. Así, en Ferrier y Lovell (1990) comparan los resultados del modelo 1 (DEA) con un modelo equivalente al 2 (PEE-HN) obteniendo mayores ineficiencias en el modelo 2 que en el 1, concluyendo que el modelo 1 (DEA) es lo suficientemente flexible como para envolver a los datos más cercanamente que la especificación paramétrica estocástica mediante una translog. Los

resultados obtenidos en esta Tesis son, en este sentido, satisfactorios.

Si bien resultan comprensibles, y en cierto modo consistentes con lo esperado, las discrepancias en magnitud de las medidas de eficiencia que resultan de cada técnica, sería deseable que las ordenaciones o *rankings* de entidades no fueran muy sensibles a la técnica empleada. Así, y en la línea con lo realizado en la sección anterior, los cuadros 2.17 y 2.18 se presentan los índices de correlación entre los *rankings* y los índices de eficiencia obtenidos por cada uno de las siete técnicas. Los gráficos 2.3 y 2.4 ofrecen una representación gráfica de los *rankings* obtenidos por cada uno de los siete métodos frente al modelo DEA tomado como referencia y representado en el eje de abcisas.

CUADRO 2.17

**CORRELACIONES ENTRE
RANKING E ÍNDICES DE EFICIENCIA
CAJAS DE AHORRO
(Año 1992)**

CAJAS DE AHORRO	Modelo 1 DEA	Modelo 2 PEE-HN	Modelo 3 PEE-NT	Modelo 4 PEE-NE	Modelo 5 PDM1	Modelo 6 PDM2	Modelo 7 MCOC
Modelo 1 DEA	1.0000 1.0000	0.6392 0.6738	0.6399 0.6738	0.6338 0.6634	0.6643 0.6194	0.6315 0.6115	0.6392 0.6562
Modelo 2 PEE-HN		1.0000 1.0000	0.9999 1.0000	0.9997 0.9895	0.5177 0.4025	0.4735 0.3952	1.0000 0.9968
Modelo 3 PEE-NT			1.0000 1.0000	0.9996 0.9895	0.5149 0.4025	0.4702 0.3952	0.9999 0.9668
Modelo 4 PEE-NE				1.0000 1.0000	0.5135 0.3930	0.4698 0.3872	0.9997 0.9281
Modelo 5 PDM1					1.0000 1.0000	0.9850 0.9966	0.5177 0.4043
Modelo 6 PDM2						1.0000 1.0000	0.4735 0.3944
Modelo 7 MCOC							1.0000 1.0000

(*)En la línea superior correlación entre *rankings*. En la inferior entre índices de eficiencia.

CUADRO 2.18

**CORRELACIONES ENTRE
RANKINGS E ÍNDICES DE EFICIENCIA
BANCA NACIONAL
(Año 1992)**

BANCA NACIONAL	Modelo 1 DEA	Modelo 2 PEE-HN	Modelo 3 PEE-NT	Modelo 4 PEE-NE	Modelo 5 PDM1	Modelo 6 PDM2	Modelo 7 MCOC
Modelo 1 DEA	1.0000 1.0000	0.5016 0.5577	0.4894 0.4968	0.4825 0.4839	-0.0812 -0.1465	-0.0449 -0.1761	0.5037 0.6051
Modelo 2 PEE-HN		1.0000 1.0000	0.9499 0.9248	0.9711 0.9272	-0.0249 -0.0520	0.0770 -0.1441	0.9999 0.9495
Modelo 3 PEE-NT			1.0000 1.0000	0.9880 0.9852	0.0251 0.0386	0.1617 -0.0386	0.9497 0.8057
Modelo 4 PEE-NE				1.0000 1.0000	-0.0060 0.0214	0.1374 -0.0739	0.9713 0.8089
Modelo 5 PDM1					1.0000 1.0000	0.1705 0.8431	0.0780 -0.1187
Modelo 6 PDM2						1.0000 1.0000	-0.0256 -0.2097
Modelo 7 MCOC							1.0000 1.0000

(*)En la línea superior correlación entre *rankings*. En la inferior entre índices de eficiencia.

Gráfico 2.3
Rankings de eficiencia
Cajas de Ahorro (1992)

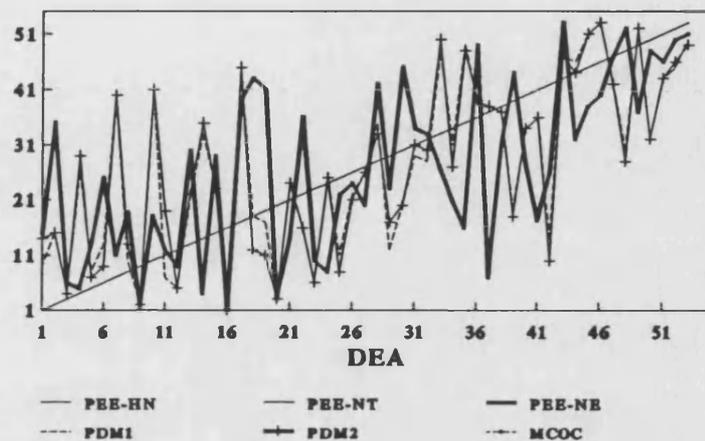
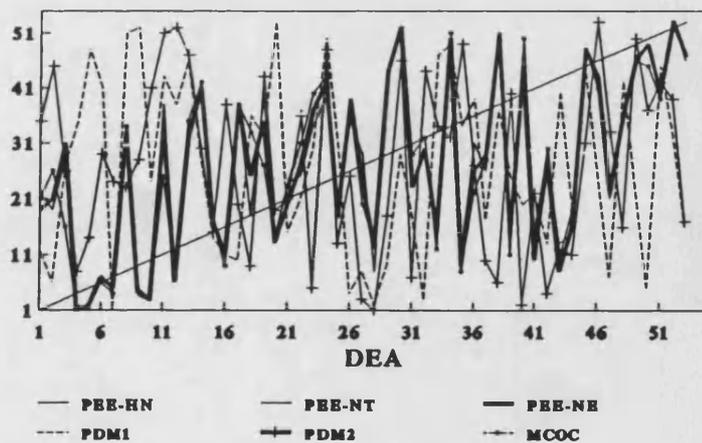


Gráfico 2.4
Rankings de eficiencia
Banca Nacional (1992)



Los resultados obtenidos indican que, excepto para los modelos 5 y 6, las correlaciones entre los modelos 2, 3, 4, y 7 son muy aceptables, teniendo en cuenta los diferentes supuestos subyacentes, mostrando un comportamiento mucho más consistente que el obtenido por Ferrier y Lovell (1990)¹⁰⁶

Como puede observarse, todas las técnicas proporcionan unos rankings similares, mostrando las cajas de ahorro unas correlaciones sensiblemente superiores a las mostradas por la banca nacional. Las menores discrepancias entre *rankings* se dan entre dos grupos de modelos, los modelos estocásticos 2, 3 y 4 y entre los modelos paramétricos deterministas 5 y 6, encontrándose el modelo 1 (DEA) en una situación intermedia. Igualmente, los rankings entre el modelo 7 (MCOC) y los 2, 3 y 4, se encuentran elevadas correlaciones. Obsérvese que la correlación existente entre el modelo 7 (MCOC) y el modelo 2 (PEE-HN) es la unidad indicando que los rankings obtenidos por ambas técnicas son idénticos.

Por el contrario, sí existen discrepancias entre los modelos paramétricos deterministas 5 y 6 y los estocásticos 2, 3 y 4¹⁰⁷.

¹⁰⁶En efecto, estos autores obtienen unas correlaciones entre los modelos 1 y 2 de 0.01377 para los índices de eficiencia y de 0.01774 para los *rankings*.

¹⁰⁷Aigner, Lovell y Schmidt (1977) obtienen unos resultados similares; gran similitud entre los modelos 4 y 7 y elevadas discrepancias entre éstos y los modelos 5 y 6. No obstante, estas discrepancias se reducen significativamente al eliminar empresas, por el procedimiento de Timmer (1977), el 3% de las empresas eficientes. Brock, Førsund, Hjalmarsson y Meeusen (1980) comparan también los modelos 5 y 4 obteniendo igualmente elevadas discrepancias entre los parámetros y medidas de eficiencia estimadas. Similarmente a Aigner et al. (1977) comprueban la elevada sensibilidad del modelo 5 a la eliminación de observaciones extremas.

La reflexión fundamental que cabría realizarse es cual de los modelos estimados/calculados resulta *en este caso concreto* más adecuado. Tanto las estimaciones realizadas utilizando datos de panel como las realizadas para el último año de la muestra indican una superior importancia relativa del término de ineficiencia respecto del aleatorio. Así, en todos los casos el estimador λ es superior a la unidad indicando que en la varianza total es la ineficiencia, y no el término aleatorio, el término de mayor importancia. Este hecho explica en buena medida el gran parecido entre los resultados obtenidos para los modelos paramétricos estocásticos 2, 3 y 4 y el determinista 7. De hecho, en el caso extremo de que la varianza de la perturbación aleatoria fuera cero, los modelos estocásticos convergerían hacia los deterministas.

Si en este caso concreto los modelos deterministas constituyen una alternativa válida, la idoneidad del modelo DEA es patente, ya que siguiendo las reflexiones realizadas en el capítulo primero es la mejor alternativa de todos los modelos deterministas al no precisar la especificación de ninguna forma funcional.

Por su parte, los modelos matemáticos estimados presentan el inconveniente añadido de no disponer de estadísticos que permitan valorar lo significativo de los ajuste realizados.

4. DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA EN COSTES

A lo largo de las páginas precedentes se ha puesto de manifiesto el interés que presenta el análisis de la eficiencia. Las medidas obtenidas proporcionan indicios que permiten valorar la posición competitiva de las empresas. No obstante, resulta igualmente interesante indagar sobre cuáles son las variables determinantes de estas diferencias de eficiencia estimadas.

Existen dos procedimientos para el análisis de los determinantes de la eficiencia. El primero consiste en la inclusión conjunta de las variables explicativas junto con los regresores habituales de la función frontera de producción o de costes^{108]}. Sin embargo, el procedimiento utilizado por la mayoría de los autores es bietápico^{109]}. En la primera etapa se obtienen los indicadores de eficiencia por cualquiera de los procedimientos descritos, utilizando datos relativos a precios, outputs e inputs. En la segunda, se regresan los indicadores obtenidos en función de las variables que teóricamente influyen en las diferencias de eficiencia de las empresas, obteniendo así información de interés que puede ser utilizada como guía de actuaciones empresariales o de políticas públicas.

En este tema, como en tantos otros, tampoco existe consenso entre los autores, sino que se advierten discrepancias fundamentales en dos puntos. El primero se refiere a si el modelo debe de especificarse en dos

¹⁰⁸Berger y Humphrey (1991) utilizan este procedimiento sin éxito, no encontrando cambios significativos en los resultados. Sobre la inclusión de variables de entorno en DEA véase Charnes, Cooper, Golany y Seiford (1985), Banker y Morey (1990) y Golany y Roll (1993).

¹⁰⁹Véase Gardner y Grace (1993) y Lovell (1993).

etapas o si, por el contrario, deben de incluirse todas la variables desde el comienzo en una sola etapa. En el caso de que se opte por el método bietápico, el segundo punto se refiere a qué variables deben formar parte de la primera etapa y cuales deben de especificarse en la segunda etapa.

El primer punto de controversia argumenta que si las variables que se pretenden introducir en la segunda etapa están correlacionadas con las de la primera existirá un problema de variables omitidas que sesgará los estimadores obtenidos. No obstante, y en opinión de Lovell (1993), la inclusión conjunta de todas las variables en una sola etapa no soluciona el problema, sino que "convierte" el problema de variables omitidas en un problema de multicolinealidad. Por otra parte, se puede añadir al punto de vista de Lovell que el argumento que sustenta los modelos en una sola etapa se debilita cuando se estiman modelos con datos de panel, ya que en estos modelos se contrasta la existencia de heterogeneidad inobservable entre los individuos correlacionada con las variables explicativas. Si se acepta la ausencia de correlación, no hay razón para no estimar el modelo en dos etapas, mientras que si se rechaza, la estimación del modelo de efectos fijos (WG) resuelve el problema ya que los efectos individuales captan la influencia de las variables omitidas, evitando así el posible sesgo en los estimadores.

Por último, los modelos en una y dos etapas son intrínsecamente diferentes. Así, Lovell (1993) argumenta que el modelo en una sola etapa mide la eficiencia controlando por la influencia de variables exógenas, mientras que el modelo en dos etapas mide la eficiencia y atribuye la dispersión entre los indicadores a la variación de las variables exógenas.

Respecto del segundo punto de controversia, Lovell (1993) opina que en la primera etapa se deben de incorporar las variables sobre las cuales las empresas tienen poder de decisión en el período de análisis, dejando para la segunda etapa aquellas variables (exógenas) sobre las cuales las empresas no pueden influir, es decir, inputs cuasi-fijos, variables geográficas, demográficas, socioeconómicas, etc.

En esta Tesis, como muchos otros trabajos¹¹⁰, se sigue el enfoque propuesto por Lovell. En este sentido, se han seleccionado un conjunto de variables asociadas al tamaño de planta, cualificación de los factores, organización, especialización y rentabilidad.

Con objeto de captar la influencia del tamaño de empresa y de planta en la eficiencia, en un principio se introdujeron simultáneamente las variables activo y oficinas. No obstante, y quizás por problemas de multicolinealidad, en la mayoría de los casos la variable tamaño no resultó significativa. Por este motivo se introdujo en el modelo la variable activo por oficina, que capta igualmente la influencia del tamaño de planta (**ACTIVO/OF**). El signo esperado de esta variable depende en gran medida de la especialización. Así, las entidades especializadas en banca al por menor, como es el caso de las cajas de ahorros, es de esperar que requieran tamaños de planta inferiores, mientras que los tamaños de planta superiores son más adecuados cuando la orientación de los servicios de la empresa van dirigidos a la banca empresarial y al por mayor.

¹¹⁰Véase Timmer (1971), Pitt y Lee (1981), Byrnes, Färe, Grosskop y Lovell (1988), Aly, Grabowski, Pasurka y Rangan (1990), Elyasiani y Mehdián (1990b), Rangan, Grabowski, Aly y Pasurka (1988), Mester (1993), McCarty y Yaisawarnng (1993), Fried, Lovell y Vanden Eeckaut (1993) y Favero y Papi (1995).

La influencia en la eficiencia de la cualificación del personal contratado se pretende captar mediante la variable **ECUAL**, definida como el porcentaje de jefes, oficiales y titulados respecto al total de empleados. Su signo esperado en la eficiencia técnica es incierto, siendo positivo en el caso de que la superior productividad marginal de la mano de obra cualificada no sea compensada por su mayor precio y negativo en caso contrario.

La influencia en la eficiencia de la cualificación del capital financiero se recoge a través de dos variables, **INMOV/K** y **ACTIVO/K**. La primera se define por el cociente entre el activo inmovilizado y los recursos propios^[11], mientras que **ACTIVO/K** se construye como el cociente entre activos totales y recursos propios. El signo esperado de **INMOV/K** es negativo, pues es de esperar que los recursos no inmovilizados puedan ser colocados en el mercado interbancario o en títulos (y_1) o créditos a la clientela (y_2). La segunda variable mide el grado de apalancamiento. Su influencia es similar a **INMOV/K** pero por el lado del pasivo, ya que las empresas que captan más depósitos (y_3) son las que, *ceteris paribus*, detentan superiores niveles de apalancamiento. Su signo esperado es positivo, pues mayor grado de apalancamiento significa mayor porcentaje de su pasivo colocado en el output y_3 .

Con objeto de captar la influencia en la eficiencia de la orientación de la empresa hacia clientes grandes o pequeños se define la variable **TMDEPOS** como el cociente entre depósitos de vista y plazo y número de

^[11]Los fondos propios comprenden el capital, reservas y financiación subordinada. Esta misma definición de fondos propios será utilizada en el capítulo cuarto.

cuentas corrientes y a plazo. En este caso, al medirse la eficiencia en la prestación de servicios se ha considerado únicamente los costes operativos y no los financieros, por lo que el signo esperado es positivo, indicando que son los depósitos grandes los que tienen unos requerimientos de inputs más reducidos.

La influencia de la orientación del pasivo en la eficiencia se intenta medir mediante la variable **ESTRPAS**, definida como el cociente entre los depósitos vista y plazo en relación al total de depósitos. Su signo esperado es negativo, pues los requerimientos de inputs de los depósitos vista y plazo son superiores a los de los otros depósitos (ej. depósitos en moneda extranjera).

Adicionalmente se han construido dos variables asociadas a la especialización de las entidades **ESPEC1** y **ESPEC2**, definidas como el cociente entre los outputs y_3 (depósitos) e y_2 (créditos) y entre y_2 e y_1 (otros activos) respectivamente. Su signo, *a priori*, es incierto.

Con objeto de valorar la correspondencia entre los indicadores de eficiencia obtenidos y la rentabilidad se ha construido la variable **ROA**, definida como el cociente entre beneficios antes de impuestos y total de activo. Su signo debería ser positivo. No obstante, podría ser negativo en el caso de que las empresas menos eficientes disfrutaran de ventajas pecuniarias en la contratación de factores y en la colocación de sus outputs como consecuencia de su poder de mercado.

Dado que las medidas de eficiencia se han obtenido considerando dos

inputs (inmovilizado y número de trabajadores) y que la medida de eficiencia mide la existencia de sobre-uso en los mismos^[112] es interesante plantearse si existe persistencia en las empresas por la preferencia de alguno de ellos. Para captar este hecho se ha incluido la variable **INMOV/L**, definida como la ratio de los dos inputs utilizados: capital físico y número de trabajadores. Un signo positivo de esta variable indicará que, dados los precios de los inputs, las ineficiencias surgen persistentemente por sobreutilización del factor trabajo.

Asimismo, se han introducido efectos temporales para captar las posibles mejoras en la eficiencia no debidas a cambios en las variables precedentes. Su consideración permitirá captar la significatividad del efecto acercamiento de las empresas ineficientes hacia las eficientes (*catching-up*). Con la información obtenida en las páginas precedentes es posible intuir un signo positivo y creciente de estos efectos temporales sobre todo para los últimos años de la muestra.

Por último, dado que se realiza también la estimación conjunta de cajas de ahorros y banca nacional, se ha construido una variable ficticia que toma valores unitarios en el caso de las cajas de ahorros (**DCAJAS**) para contrastar la existencia de diferencias significativas en los indicadores de eficiencia entre bancos y cajas. De nuevo, y a la vista de los resultados obtenidos, su signo esperado es positivo.

Para analizar los determinantes de la eficiencia se han seleccionado

¹¹²Esto es cierto en la eficiencia técnica, sin embargo, las ineficiencias en costes surgen además por la presencia de ineficiencias de tipo asignativo.

los indicadores DEA ya que además de su presunta idoneidad permiten disponer de una indicador de eficiencia por año (a diferencia de los modelos con datos de panel) sin adolecer de los problemas de falta de grados de libertad inherentes a los modelos paramétricos de corte transversal. Esto permite disponer de 689 indicadores de eficiencia, 371 para las cajas de ahorro y 318 para los bancos nacionales.

El siguiente problema que se plantea es cómo abordar la fase de estimación. La aplicación de MCO a la muestra plantea dos problemas. En primer lugar, se dispone de una muestra de datos de panel, por lo que la estimación minimocuadrática puede estar sesgada si existe heterogeneidad inobservable entre los individuos. Este hecho hace que resulte más adecuada la estimación con un modelo de datos de panel.

En segundo lugar, la variable dependiente toma valores unitarios para las empresas eficientes, lo cual viola la hipótesis de normalidad subyacente en el modelo lineal general minimocuadrático. Para resolver este problema resulta mucho más adecuada la estimación de una función logística que impida predicciones por encima de la unidad. La función logística se estima por mínimos cuadrados no lineales y adopta la siguiente forma:

$$y_{it} = \frac{\exp(x_{it}\beta)}{1 + \exp(x_{it}\beta)} + \epsilon_{it} \quad [2.22]$$

Con objeto de ilustrar las diferencias en las estimaciones obtenidas

por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), datos de panel (WG)¹¹³, y mínimos cuadrados no lineales (MC NL) en el cuadro 2.19 se reportan las tres.

Los signos de los parámetros estimados no son, en la mayoría de los casos, sensibles al método de estimación. A pesar de rechazar al 1% de significatividad la igualdad de parámetros de la muestra de cajas de ahorro y de banca nacional, se presentan también los resultados correspondientes a la estimación conjunta de cajas y bancos. Esta estimación permite analizar si la significatividad de la superior eficiencia medida de las cajas a través de la variable **DCAJAS**.

Los resultados indican un valor estadísticamente significativo de la variable **ACTIVO/OFIC**. En línea con lo esperado, este parámetro presenta un signo negativo para las cajas de ahorro y positivo en el caso de la banca. Este resultado indica que, dada la especialización en banca al por menor de las cajas de ahorro, las empresas más eficientes son las que tienen tamaños de oficina más reducidos, mientras que, por el contrario, la especialización empresarial de la banca comercial hace que sean las empresas con tamaños de planta superiores que las ostenten superiores índices de eficiencia.

En lo que respecta a las variables asociadas a la cualificación del capital, a excepción de los modelos MCO y WG para el caso de las cajas de ahorro, todas las estimaciones obtienen coeficientes negativos y

¹¹³El test de Hausman permite en todos los casos rechazar la ausencia de correlación entre los efectos individuales y los regresores, por lo que el modelo reportado es el de efectos fijos (WG).

estadísticamente significativos para el parámetro asociado a la variable **INMOV/K** y positivo para el asociado a **ACTIVO/K**. Respecto a la variable **ECUAL**, su signo es positivo y estadísticamente significativo para la muestra común y para el caso de las cajas de ahorro, indicando que la contratación de mano de obra cualificada para estos grupos de instituciones influye positivamente en la eficiencia. Por el contrario, esta variable tiene un signo no significativo o negativo en el caso de la banca nacional, indicando que el superior precio pagado por la mano de obra cualificada compensa o supera su "supuesta" superior productividad.

El signo de la variable **ESTRPAS** es negativo, indicando que las orientaciones del pasivo hacia los depósitos vista y plazo en detrimento de otro tipo de depósitos con menores requerimientos de inputs no son ventajosas, sino que por el contrario las empresas más eficientes en costes operativos son las que mantienen proporciones más bajas de depósitos vista y plazo.

En lo que respecta a las variables asociadas a las especializaciones **ESPEC1** y **ESPEC2**, las estimaciones indican que en términos de eficiencia en costes, son más ventajosas las especializaciones hacia los outputs depósitos y créditos. Por el contrario, las empresas menos eficientes son las que colocan su activo en el mercado interbancario o en títulos de renta fija o variable.

Como era de esperar, existe una relación clara entre eficiencia en costes y rentabilidad. En efecto, el signo del parámetro asociado a la variable **ROA** es en todos los casos positivo y significativo al 1%.

Las empresas más capitalizadas las que obtienen mayores índices de eficiencia en costes. El signo del parámetro de la variable INMOV/L es positivo y en la gran mayoría de los casos significativo, indicando que existe cierto grado de preferencia por el uso del factor trabajo, persistencia que ocasiona un uso del mismo superior al óptimo^[114].

Los efectos temporales muestran un comportamiento acorde con los resultados obtenidos en los cuadros 2.2 y 2.3 del presente capítulo, indicando que si se mantienen constantes el resto de variables incluidas en las estimaciones (tamaño de planta, cualificación de los factores productivos, especialización, etc), la eficiencia ha tenido una pauta decreciente hasta 1988 y creciente a partir de dicho año^[115]. Todo parece indicar que en toda la etapa considerada, el esfuerzo competitivo realizado por las empresas se ha traducido en una homogeneización del comportamiento de las empresas, aproximándose las empresas ineficientes a las eficientes (*catching-up*). No obstante, este proceso de *catching-up* será analizado con más detalle en el siguiente capítulo.

Por último, la estimación realizada para la muestra conjunta de cajas de ahorro y banca nacional, ofrece un valor entre 0.13 y 0.15 (positivo y estadísticamente significativo) del parámetro asociado a la variable ficticia

¹¹⁴Véase Mester (1989). No obstante, otra explicación del sobre-uso del factor trabajo pudiera ser que el precio sombra utilizado por las empresas para contratar trabajo fuera inferior al real (véase Doménech (1991)) o, como se verá en el capítulo cuarto, la existencia de rigideces que dificultan su sustitución.

¹¹⁵Los resultados obtenidos por MCO, WG y MC NL muestran unos efectos temporales con una pauta decreciente hasta 1988 y significativamente creciente hasta 1991 año a partir del cual la eficiencia desciende de nuevo, pero a niveles muy superiores a los del inicio del período.

DCAJAS. Este resultado, de nuevo en línea con lo esperado, indica que eliminando la influencia de las variables incluidas en la estimación asociadas a la cualificación, especialización, etc., las cajas de ahorro detentan unos índices de eficiencia entre un 13% y un 15% superiores a los de la banca nacional^[116].

¹¹⁶Este resultado coincide con el obtenido por Doménech (1992).

CUADRO 2.19
DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA EN COSTES

EFIC. EN COSTES	MUESTRA COMÚN			CAJAS DE AHORRO			BANCA NACIONAL		
	MCO	WG	MC NL	MCO	WG	MC NL	MCO	WG	MC NL
Const.	0.245 ^{**}	---	-1.602 ^{**}	0.442 ^{**}	----	0.202	0.309 ^{**}	---	-1.462 ^{**}
ACTIVO/OF	0.3E-5 ^{**}	0.4E-5 ^{**}	7.6E-6 ^{**}	-0.9E-5 ^{**}	-0.4E-5 ^{**}	-0.2E-3 ^{**}	-0.3E-5 ^{**}	0.4E-5 ^{**}	1.4E-5 ^{**}
INMOV/K	-0.506 ^{**}	-0.477 ^{**}	-88.880 ^{**}	1.031 ^{**}	0.014 ^{**}	-129.330 ^{**}	-0.498 ^{**}	-0.438 ^{**}	-69.597 ^{**}
ACTIVO/K	0.011 ^{**}	0.009 ^{**}	0.024 ^{**}	0.020 ^{**}	0.020 ^{**}	0.022 ^{**}	0.011 ^{**}	0.007 ^{**}	0.027 ^{**}
TMDEPOS	0.021 [*]	0.017	0.053	0.139 ^{**}	-0.115 ^{**}	2.202 ^{**}	0.020	0.048 ^{**}	0.105
ECUAL	0.179 ^{**}	0.127 ^{**}	0.905 ^{**}	0.155 ^{**}	0.276 ^{**}	1.311 ^{**}	-0.013	-0.056 ^{**}	0.572
ESTRPAS	-0.042	-0.122 ^{**}	-0.228	-0.218 ^{**}	-0.080	-1.096 ^{**}	0.048	-0.204 ^{**}	-0.149
ESPEC1	0.087 ^{**}	0.147 ^{**}	0.792 ^{**}	0.062 ^{**}	0.029 ^{**}	0.405 ^{**}	0.103 ^{**}	0.113 ^{**}	1.026 ^{**}
ESPEC2	0.032 ^{**}	0.037 ^{**}	0.542 ^{**}	0.086 ^{**}	0.075 ^{**}	0.841 ^{**}	0.022	-0.013	0.408 ^{**}
ROA	5.382 ^{**}	4.932 ^{**}	23.364 ^{**}	3.643 ^{**}	1.747 [*]	14.629 ^{**}	6.482 ^{**}	2.250 ^{**}	28.660 ^{**}
INMOV/L	0.1E-2 ^{**}	0.6E-3 [*]	0.128 ^{**}	0.022 ^{**}	0.8E-4	0.226 ^{**}	0.9E-3 ^{**}	-0.7E-3	0.0866 ^{**}
D87	-0.009	0.004	0.125	-0.013	-0.016 ^{**}	-0.110	---	---	---
D88	-0.066	0.011	0.163	-0.024	-0.027 ^{**}	-0.166 [*]	-0.037	-0.049 ^{**}	-0.094
D89	0.281	0.044 ^{**}	0.263 ^{**}	0.013	0.020 [*]	0.061	0.020	0.031 ^{**}	-0.001
D90	0.101 ^{**}	0.111 ^{**}	0.754 ^{**}	0.065 ^{**}	0.073 ^{**}	0.489 ^{**}	0.067 ^{**}	0.073 ^{**}	0.441 ^{**}
D91	0.116 ^{**}	0.132 ^{**}	0.798 ^{**}	0.090 ^{**}	0.089 ^{**}	0.719 ^{**}	0.114 ^{**}	0.127 ^{**}	0.466 ^{**}
D92	0.076 ^{**}	0.097 ^{**}	0.549 ^{**}	0.006	0.015	0.003	0.104 ^{**}	0.148 ^{**}	0.428 ^{**}
DCAJAS	0.153 ^{**}	0.132 ^{**}	0.598 ^{**}	---	----	---	---	---	---
N° Obs.	689	689	689	371	371	371	318	318	318
R ²	0.458	0.655	0.529	0.609	0.888	0.639	0.429	0.866	0.484
R ^{2*}	0.449	0.606	0.517	0.592	0.863	0.623	0.401	0.831	0.458
Log-lik	497.689	653.180	545.56	426.783	658.543	441.650	184.9	416.005	209.040
F _{k,N-2k}	33.44	17.056	44.31	34.557	35.246	39.28	15.168	24.251	18.897

*Significativo al 5%.

**Significativo al 1%.

5. CONCLUSIONES

La existencia de una amplia gama de técnicas para la medición de la eficiencia plantea el interrogante de si las medidas obtenidas son sensibles a la técnica empleada. Los resultados obtenidos por otros autores en estudios referidos a empresas de distintos países y sectores indican que esta sensibilidad existe y en algunos casos es tan acusada que resulta desconcertante.

En el cuadro 2.20 se presentan algunos de los trabajos más relevantes dedicados al estudio de la eficiencia del sistema bancario español. Como puede advertirse, la utilización de distintas técnicas de estimación de la frontera a muestras distintas, utilizando además, diferentes definiciones de inputs y de outputs proporciona evaluaciones alternativas de la eficiencia del sistema bancario español. Dado que el consenso en lo que se refiere a la definición de outputs e inputs es, por el momento, inalcanzable, el objetivo de este capítulo ha sido presentar evidencia empírica sobre este hecho para el caso del sistema bancario español, abordando la estimación de la eficiencia en costes mediante diferentes técnicas con objeto de valorar la sensibilidad en los resultados.

CUADRO 2.20

AUTOR	OBJETIVO	OUTPUTS	OTRAS VARIABLES	METODOLOGÍA	RESULTADOS
Doménech (1992)	Análisis comparativo de la eficiencia de 54 bancos y 65 cajas de ahorro españolas en 1989. Descomposición de la eficiencia.	y_1 = Productos financieros de inversiones crediticias. y_2 = Resto productos financieros y_3 = Comisiones	x_1 = n° de empleados x_2 = Acreedores x_3 = Recursos propios x_4 = Cost. fin. ≠ de acreedores. w_1 = Gtos. personal/ x_1 w_2 = Costes fin. acr./ x_2 w_3 = tipo interés Deuda (14%) w_4 = 1 (supuesto)	DEA	-Bancos (0.972) más eficientes que cajas (0.961). -Cajas más eficientes a escala. -Ineficiencia asignativa principal origen de la ineficiencia en costes.
Grifell, Prior y Salas (1992)	Análisis de la eficiencia de las cajas de ahorro españolas en 1989-90. Descomposición de la eficiencia.	y_1 = n° de préstamos y_2 = n° de cuentas corr. y_3 = n° ctas. ahorro y plzo.	x_1 = n° de empleados x_2 = gastos generales x_3 = gastos expl. (inmuebles) x_4 = dotac. amortización	DEA	-Descenso de la eficiencia en 1990 de 0.814 a 0.730. -Tamaño de los saldos y de las oficinas son las fuentes de la ineficiencia.
Alvarez (1993)	Análisis de la eficiencia técnica de las cajas de ahorro españolas 1986-92.	y_1 = volumen de créditos concedidos.	x_1 = recursos propios x_2 = Depósitos x_3 = Gastos de personal x_4 = Gastos generales x_5 = gasto en inmuebles	Frontera estocástica con eficiencia variante en el tiempo	-Efic. creciente en el tiempo sin incluir prog. técnico. No se puede rechazar invarianza si se incluye prog. técnico. -Efic. del 91,92% si se incluye prog. técnico. -Conclusiones poco robustas en relación a las consecuencias de las fusiones.
Alvarez y Menéndez (1993)	Análisis de la eficiencia de las cajas de ahorro españolas 1986-90.	y = Volumen de activos financieros	<u>Vbles. dependientes:</u> Costes medios. Costes medios corregidos <u>Vbles. exógenas:</u> n° operaciones por oficina oficinas por empleado tamaño medio pasivo n° de empleados salario empleado gtos. gral. por empleado	Frontera de costes Cobb-Douglas estimada por modelo de efectos fijos con datos de panel.	-Las cajas con mayores costes de intermediación no lo compensan con mayores márgenes.
Grifell y Lovell (1993a)	Análisis de la eficiencia, cambio técnico y productivo de las cajas de ahorro españolas (1986-91).	y_1 = n° de préstamos y_2 = n° de ctas. corrientes y_3 = n° de ctas. ahorro y_4 = n° de oficinas	x_1 = n° de empleados x_2 = gastos materiales x_3 = gtos. inmuebles y amortiz.	Índice de Malmquist y DEA.	-Descenso de la productividad al 5,5% anual, resultado de mejoras en la eficiencia contrarrestadas por regreso técnico.

CUADRO 2.20

AUTOR	OBJETIVO	OUTPUTS	OTRAS VARIABLES	METODOLOGIA	RESULTADOS
Lozano (1993)	Análisis de la eficiencia de bancos y cajas de ahorro españolas (1985-91). Descomposición de la eficiencia en técnica y asignativa.	y_1 = Depósitos y_2 = Inversiones crediticias y cartera de valores	<u>Vbles. dependientes</u> Costes totales <u>Vbles. exógenas</u> x_1 = n° de empleados x_2 = gastos materiales w_1 = Gtos. de personal/ x_1 w_2 = Gtos. generales, de inmuebles y amortiz./ x_2	Frontera gruesa de costes translogarítmica.	-Cajas más eficientes que bancos. Bancos grandes más eficientes. Cajas pequeñas más eficientes. -En bancos domina inef. técnica, en cajas domina la asignativa.
Lozano (1995)	Análisis de la eficiencia de las cajas de ahorro españolas (1986-91).	y_1 = Préstamos y_2 = Depósitos y_3 = Actividades Interbancarias	<u>Vbles. dependientes</u> Beneficios <u>Vbles. exógenas</u> x_1 = n° de empleados x_2 = Materiales x_3 = Depósitos w_1 = Gtos. de personal/ x_1 w_2 = Gtos. materiales/ x_2 w_3 = Costes financieros/ x_3	Frontera gruesa de beneficios translogarítmica.	-2/3 de las diferencias de beneficios atribuibles a las ineficiencias. -Reducción paulatina de la ineficiencia (de 31.5% en 1986 a 18.7% en 1991)
Maudos (1994)	Análisis del cambio técnico, costes y ec. de escala de una muestra de 52 cajas de ahorro españolas entre 1988-91.	y_1 = Préstamos y_2 = Depósitos y_3 = n° operaciones de cajero.	<u>Vbles. dependientes:</u> Costes totales <u>Vbles. exógenas:</u> n° cajeros n° de empleados w_1 = Gtos. de pers./n° empl. w_2 = G. inmuebles/Cap. físico w_3 = Cost. fin. dep./Depósitos.	Función de costes media translogarítmica	-Progreso técnico del 0,5% anual. -Economías de escala a nivel de empresa para las cajas más pequeñas.
Maudos, Pastor y Quesada (1995)	Análisis del cambio técnico de una muestra de 659 observaciones correspondientes a todas cajas de ahorro españolas existentes entre 1985-94.	y_1 = Préstamos y_2 = Depósitos	<u>Vbles. dependientes:</u> Costes totales <u>Vbles. exógenas:</u> w_1 = Gtos. de pers./n° empl. w_2 = G. inmuebles/Cap. físico w_3 = Cost. fin. dep./Depósitos.	Frontera de costes translogarítmica con datos de panel estimada con modelo WG. Cambio técnico medido por cuatro enfoques, tendencia temporal, indicadores de cambio técnico, <i>dummies</i> temporales y cambio anual de la función de costes.	-Progreso técnico significativo en todos los años. -Resultados sensibles a la estimación de la función de costes utilizando enfoque frontera o no.

La estimación de la eficiencia en costes y su descomposición en eficiencia asignativa, técnica y de escala mediante métodos no paramétricos evidenció una serie de resultados que resultaron ser coincidentes con los obtenidos por otros autores. En concreto, las cajas son más eficientes que los bancos nacionales (Lozano (1993)), las ineficiencias técnicas son el componente más importante de la ineficiencia en costes, representando las ineficiencias asignativas y de escala porcentajes relativamente reducidos de la eficiencia en costes (Aly et al. (1990), Berger y Humphrey (1991), Rangan et al. (1988), etc).

Los resultados obtenidos cuestionan la relevancia de los estudios realizados sobre economías de escala y, más concretamente, sobre lo ventajoso de las fusiones en términos de ahorros potenciales en costes que se producirían al permitir explotar las posibles economías de escala existentes. En efecto, la evidencia aportada en este capítulo muestra como esta aseveración puede no ser correcta dada la existencia mayoritaria de empresas operando bajo rendimientos decrecientes y la escasa reducción en costes que la eliminación de estas ineficiencias supondría.

La estimación de la eficiencia en costes mediante métodos paramétricos se realizó tanto para el conjunto de la etapa considerada 1986-92 como para el último año de la muestra 1992. La aplicación de técnicas de panel para el análisis de la eficiencia en costes del período 1986-92 y la realización de los contrastes pertinentes evidencia que los resultados son muy similares entre las tres técnicas comparadas, sobre todo en el caso de la banca nacional. En concreto, los *rankings* e índices de eficiencia de las entidades muestran unos índices de correlación de Pearson mucho más

elevados que los obtenidos por otros autores. No obstante, si bien la pauta por tamaños es coincidente entre técnicas, la eficiencia media difiere sustancialmente. Este último resultado resulta lógico si se toman en consideración los diferentes supuestos subyacentes a cada modelo.

La existencia de contrastes estadísticos aplicables a los modelos de datos de panel hace que la elección del modelo más apropiado de entre los existentes sea una cuestión relativamente fácil. Así, el rechazo de la ausencia de correlación entre los efectos individuales y los regresores hace que el estimador intra grupos (WG) sea el más apropiado. No obstante, el problema surge cuando se desea elegir entre los modelos estocásticos y DEA. En este caso, la inexistencia de propiedades estadísticas de los estimadores hace que la elección del modelo más adecuado deba de ser analizada *caso por caso* por el investigador, basándose en los resultados obtenidos en estudios realizados con datos simulados sobre tecnologías subyacentes conocidas. En el caso de la base de datos utilizada en esta Tesis, por las razones apuntadas anteriormente, el modelo DEA parece ser más adecuado que los modelos paramétricos, sobre todo para el caso de las cajas de ahorro.

La estimación de la eficiencia en costes para datos de corte transversal referidos a 1992 se realizó mediante siete técnicas diferentes. Los resultados obtenidos son igualmente satisfactorios, obteniéndose pautas por tamaños similares y altas correlaciones entre los índices de eficiencia y entre los *rankings* de empresas. La correlación de los índices de eficiencia es mayor entre los modelos paramétricos, econométricos y estocásticos, por una parte, y entre el modelo paramétricos, econométrico y determinista

(MCOE), por otra, llegando incluso a proporcionar resultados totalmente coincidentes en algunas de las estimaciones de modelos paramétricos, econométricos y estocásticos (PEE-HN, PEE-NT y PEE-NE), indicando que la elección de la distribución de los residuos no influye en este caso en los resultados.

Como rasgo deseable, los modelos estocásticos estimados presentan siempre unos índices de eficiencia superior que los deterministas, al considerar estos últimos como ineficiencia lo que en realidad son factores aleatorios.

En línea con los resultados obtenidos mediante los modelos no paramétricos y con los obtenidos en otros trabajos, todos los modelos son coincidentes en lo referente a la mayor eficiencia media de las cajas de ahorros.

Los resultados más discrepantes son los obtenidos por los modelos paramétricos, matemáticos y deterministas. Estos modelos, según lo apuntado en el capítulo primero, combinan las desventajas de todos los anteriores¹¹⁷, por lo que su utilización no resulta satisfactoria ni desde un punto de vista teórico, ni empírico.

El procedimiento bietápico seguido para el análisis de los determinantes de las diferencias de eficiencia consistió en la regresión de los

¹¹⁷En efecto, su carácter paramétrico implica la especificación funcional, su cálculo matemático imposibilita la obtención de estimadores con propiedades estadísticas, y su carácter determinista implica la consideración como ineficiencia de los shocks aleatorios.

índices de eficiencia individuales de cada empresa para cada año, obtenidos a través de DEA, en función de variables asociadas al tamaño de planta, cualificación de los factores, organización, especialización y rentabilidad.

La estimación se realizó por tres procedimientos econométricos alternativos: mínimos cuadrados ordinarios, modelo de efectos fijos y estimación de la función logística por mínimos cuadrados no lineales.

Las estimaciones realizadas corroboran la significatividad estadística de alguno de los rasgos ya intuidos anteriormente. En concreto, *ceteris paribus*, las cajas de ahorro son entre un 13% y un 15% más eficientes que los bancos y la evolución temporal de los índices de eficiencia es creciente, pauta tan sólo quebrada en 1992 en el que la eficiencia desciende, pero manteniéndose a niveles muy superiores de los del inicio del período.

En base a los signos asociados a las variables incluidos en el análisis ha sido posible analizar los rasgos que caracterizan a las empresas más eficientes. Así, dada la diferente especialización de las cajas de ahorro y de la banca comercial, el tamaño de planta influye de forma negativa en la eficiencia de las cajas y de forma positiva en la banca nacional. El grado de apalancamiento influye positivamente en la eficiencia de las empresas. Las cajas de ahorro más eficientes emplean un mayor porcentaje de personal cualificado, si bien en el caso de la banca nacional el superior precio pagado por la contratación de personal cualificado parece compensar su superior productividad, repercutiendo negativamente en la eficiencia en costes.

Respecto de las variables asociadas a la especialización y estructura

del pasivo, los resultados indican que no son ventajosas las especializaciones que requieren altos requerimientos de inputs como los depósitos vista y plazo.

Las medidas de eficiencia obtenidas guardan correspondencia con la rentabilidad de las empresas. De forma que, sin prejuzgar el orden de causalidad, son las empresas más eficientes las más rentables.

CAPITULO III:

***EFICIENCIA, CAMBIO PRODUCTIVO
Y CAMBIO TÉCNICO EN LOS
BANCOS Y CAJAS DE AHORRO
ESPAÑOLAS: UN ANÁLISIS
FRONTERA NO PARAMETRICO***

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de la eficiencia de las instituciones financieras ha centrado recientemente el interés de los especialistas. Los intensos cambios que han tenido lugar en el Sistema Bancario Español (SBE) aconsejan, no sólo cuantificar la eficiencia del sector en sí mismo (Doménech (1992), Grifell, Prior y Salas (1992), Grifell y Lovell (1993a), Lozano (1993 y 1995), Álvarez (1993), Álvarez y Menéndez (1993)) o en comparación con otros países del entorno (Pastor, Pérez y Quesada (1994 y 1995)), sino que también adquiere especial relevancia evaluar el impacto de dichas transformaciones sobre la eficiencia, el cambio productivo y técnico de las instituciones bancarias (Maudos, Pastor y Quesada (1995)).

En este sentido, el presente capítulo tiene como objetivo cuantificar el cambio productivo y técnico del SBE extendiendo los resultados obtenidos por Grifell et al. (1993a) referidos a las cajas de ahorro para el caso de la banca nacional, así como en un año más. Asimismo, utilizando la metodología propuesta por Berg, Førsund y Jansen (1992b) y, posteriormente utilizada por Grifell et al. (1993a), se estima el cambio productivo utilizando el índice de Malmquist, descomponiendo los cambios productivos experimentados por las empresas, en acercamientos de las mismas a la frontera (*catching-up*) y en desplazamientos de la propia frontera (cambio técnico). Con objeto de analizar los orígenes de los cambios de la eficiencia, se descompone el efecto *catching-up* en cambios en la eficiencia técnica pura y cambios en la eficiencia de escala. Dado que el análisis es multi-período se comparan los resultados mediante el uso de dos metodologías para encadenar índices, la utilizada por Grifell et al.

(1993a) y la propuesta por Berg et al. (1992b).

2. MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA, CAMBIO PRODUCTIVO Y CAMBIO TÉCNICO: ENFOQUE FRONTERA.

2.1. El concepto de frontera de producción: métodos de estimación.

Según se ha visto en los dos capítulos precedentes, los indicadores de eficiencia tradicionalmente calculados están basados en la utilización de las funciones de producción, de costes o de beneficios. La frontera puede ser definida en cada caso para un conjunto de observaciones, indicando que no es posible encontrar ninguna observación por encima de la misma (en el caso de funciones de producción y de beneficios) o por debajo (en el caso de funciones de costes).

Más específicamente, la definición de función de producción está asociada al máximo nivel de output alcanzable que puede ser producido dado un nivel de inputs, o al mínimo nivel de inputs que permite producir un nivel dado de output. De igual forma, la función de costes corresponde al mínimo nivel de coste al que es posible producir un vector determinado de outputs, dados unos precios de los inputs. Por último, la función de beneficios está asociada al máximo beneficio alcanzable dados los precios de outputs e inputs.

La característica común a estas tres funciones es la optimalidad, pues todas ellas especifican el máximo o mínimo valor de la función que puede ser logrado bajo ciertas condiciones impuestas por los precios y la

tecnología. Es decir, describen un límite o frontera. Las medidas de eficiencia se obtienen de la comparación de los valores observados de cada empresa en relación al óptimo definido por la frontera estimada. Cuando el óptimo está definido por la función de producción la medida de eficiencia obtenida se la denomina eficiencia técnica. Si, por el contrario, la comparación se realiza considerando un óptimo definido en términos de un objetivo económico determinado que se supone que las empresas persiguen (minimización de costes, maximización de ingresos o beneficios), la medida de eficiencia que se obtiene se la denomina eficiencia económica.

Dado que el propósito principal del trabajo es el análisis de la eficiencia técnica y del cambio productivo, y no de la eficiencia económica, se utilizará una función de producción frontera^[118]. La estimación del cambio productivo se realizará utilizando el índice de Malmquist. Este índice utiliza la noción de función distancia, por lo que su cálculo requiere la previa estimación de la frontera correspondiente. Dicha estimación se realizará utilizando la metodología frontera no paramétrica determinista (DEA) cuyas ventajas quedaron reseñadas en capítulos anteriores.

¹¹⁸La utilización de funciones de costes y de beneficios permite igualmente analizar la eficiencia de la empresa en sus componentes técnico y asignativo. Sin embargo, en el caso de la función de costes sólo precisa de datos de precios de inputs y en el caso de la función de beneficios de precios de inputs y de outputs, lo que en algunos casos puede ser un inconveniente. Algunos ejemplos de análisis de la eficiencia desde la perspectiva de maximización de beneficios son: Lovell y Sickles (1983), Sickles, Good y Johnson (1986), Kumbhakar (1987), Berger, Hancock y Humphrey (1993), Álvarez y Menéndez (1994) y Lozano (1995).

2.2. Eficiencia, *catching-up* y cambio técnico: El índice de Malmquist.

La mayoría de los estudios sobre el cambio técnico suelen especificar *funciones de costes no frontera* (Maudos (1994)). Este proceder no permite identificar el progreso técnico experimentado por la frontera ya que las estimaciones del cambio técnico son, en realidad, una mezcla del cambio técnico y de los cambios en la eficiencia. Por otra parte, los trabajos que emplean técnicas frontera para la estimación de la función de costes (Maudos, Pastor y Quesada (1995)) únicamente obtienen una medida del cambio técnico, y no del cambio productivo y de los cambios en la eficiencia. El presente trabajo utiliza la técnica no paramétrica DEA, que permite la consideración de múltiples inputs/outputs, para calcular la eficiencia de cada empresa a través de la distancia que la separa de la frontera de producción estimada. La medida de cambio productivo entre dos períodos de tiempo se obtiene a través del índice Malmquist (1953), cuya descomposición permite obtener medidas del cambio técnico y productivo.

Los números índices han sido frecuentemente utilizados para analizar el cambio productivo. Los más utilizados son el índice de Fisher (1922), el índice de Törnqvist (1936), y el índice de Malmquist (1953). Las ventajas de la utilización de los números índices del tipo Fisher y Törnqvist es que pueden ser calculados sin recurrir a la estimación de la tecnología subyacente, sino que únicamente precisan datos de cantidades (de outputs o de inputs) y de precios.

Como señalan Grifell et al. (1993a), el índice de Malmquist presenta tres ventajas frente al de Fisher y Törnqvist. En primer lugar, no necesita

suponer comportamiento minimizador de costes o maximizador de ingresos. En segundo lugar, no precisa de datos relativos a precios, lo cual es una gran ventaja, sobre todo en aquellos casos en los que existan graves carencias estadísticas, o simplemente en los casos en los que la existencia de regulaciones sobre los mismos y/o presencia de poder de mercado reflejado en los precios hagan desaconsejable su utilización. Por último, permite la descomposición del cambio productivo en cambio en la eficiencia técnica (*catching-up*) y cambio técnico (o desplazamiento de la frontera), siendo éste el objetivo central del presente capítulo. El inconveniente principal que presenta el índice Malmquist es que para su cálculo individual precisa el previo cálculo de la distancia, por lo que requiere la estimación de la frontera de producción^[119].

La descomposición del cambio productivo en cambio en la eficiencia técnica y progreso (regreso) técnico fue una cuestión abordada por Nishimizu y Page (1982). Estos autores analizaron el sector industrial de la antigua Yugoslavia en el período 1965-78 mediante la especificación, y posterior estimación por métodos de programación matemática, de una función de producción translog imponiendo rendimientos constantes a escala.

Después de este pionero trabajo, Berg et al. (1992b) obtienen una similar descomposición del cambio productivo utilizando el índice de

¹¹⁹No obstante, Caves, Christensen y Diewert (1982) demuestran que bajo determinadas condiciones generales, la media geométrica de dos índices Malmquist de productividad es igual al cociente entre los índices Törnqvist de outputs y de inputs, para cuyo cálculo únicamente es preciso disponer de datos observados de inputs, outputs y precios, sin necesidad de estimar.

Malmquist. Para su estimación emplean la técnica no paramétrica determinista DEA, mucho más flexible que la técnica paramétrica de programación lineal empleada por Nishimizu et al. (1982)¹²⁰.

Desde entonces, las aportaciones empíricas y teóricas más relevantes de la referida metodología, corresponden a los trabajos de Grifell et al. (1993a) que aplican la metodología de Berg et al. (1992b) para analizar el cambio productivo de las cajas de ahorro españolas, Grifell et al. (1993b) en donde se propone una descomposición alternativa que permite analizar adicionalmente la posible presencia de sesgo tecnológico, y Grifell et al. (1994) en donde se demuestra que el índice de Malmquist ofrece una medida imprecisa del cambio productivo cuando los rendimientos a escala no son constantes.

Moorsteen (1961) fue el primero en utilizar la idea de Malmquist, inicialmente concebida en un contexto de consumidor, para comparar el input de una empresa en dos momentos del tiempo diferentes, en términos del máximo factor por el que el input de un período podía ser corregido tal que la empresa pueda todavía producir el nivel observado de output del otro período.

Posteriormente, Caves, Christensen y Diewert (1982) adaptaron el problema de una empresa observada en dos períodos de tiempo a dos empresas observadas en un mismo período de tiempo. Además, establecieron la relación entre los índices Malmquist y Törnqvist (1936), y

¹²⁰Sobre las ventajas e inconvenientes de cada una de estas técnicas véase cuadro 1.4.

desarrollaron el índice Malmquist de productividad a través de dos enfoques. El primero analiza las diferencias de productividad como las diferencias en el máximo output alcanzable dados unos niveles de inputs, y es llamado *índice Malmquist de productividad basado en el output*. Por su parte, el *índice Malmquist de productividad basado en el input* analiza las diferencias de productividad como las diferencias en el mínimo nivel de inputs que permite producir unos niveles de outputs determinados. Caves et al. (1982) demuestran que ambos índices proporcionan idénticos resultados tan sólo en el caso de que los rendimientos a escala sean constantes.

Caves et al. (1982) utilizaron el concepto de *función distancia*, pero sin conectarlas con las medidas de eficiencia del tipo Farrell (1957). En concreto, ellos suponían que las empresas eran eficientes, es decir operaban en su frontera. Fueron Berg, Førsund y Jansen (1992b) los que relacionaron ambos conceptos, permitiendo la existencia de observaciones ineficientes. Para ello, se substituye el concepto de *frontera tecnológica* por *tecnología*, por lo que para realizar comparaciones razonables entre empresas, éstas deben de ser ajustadas a la frontera correspondiente.

En este capítulo se utiliza el índice de productividad de Malmquist basado en el input^[21] por tres razones. La primera es la interpretación intuitiva que se da a los ahorros potenciales de inputs relacionados con el despilfarro de recursos, a diferencia del índice basado en los outputs. La segunda, señalada por Färe y Lovell (1978), es que bajo condiciones menos

¹²¹Berg, Førsund y Jansen (1991), Førsund (1993) y Berg, Førsund, Hjalmarsson y Suominen (1993) utilizan también este enfoque. Por su parte Grifell y Lovell (1993a) utilizan el índice basado en el output.

restrictivas de la función de producción, la medida de Farrell ahorradora de inputs tiene más propiedades que la vinculada a incrementos de outputs¹²². Por último, como señala Lovell (1993), aunque la exogeneidad no es un problema estadístico en DEA en el mismo sentido que en los enfoques econométricos, la elección entre medidas orientadas en inputs o en outputs se someten a las mismas consideraciones. Así, dado que las empresas bancarias están sometidas a las condiciones de demanda, ajustando libremente sus inputs, el modelo orientado en inputs es más apropiado.

Para ilustrar el cálculo del índice de Malmquist, supóngase que la función de transformación que describe la tecnología de las empresas en cada período es:

$$F_t(y^t, x^t) = 0 \quad t=1, \dots, T \quad [3.1]$$

donde $y^t = (y_1^t, \dots, y_N^t) \in R_N^+$ es el vector de outputs y

$x^t = (x_1^t, \dots, x_M^t) \in R_M^+$ denota el vector de inputs correspondientes ambos

al período t .

La tecnología puede ser representada de una forma más conveniente a través de la "función distancia de input" utilizada por Caves et al. (1982):

¹²²En concreto, ambas medidas son iguales bajo rendimientos constantes a escala, pero únicamente tienen las mismas propiedades si la función de producción es homogénea de grado +1. En otro caso, las medidas de Farrell asociadas a reducción potencial de inputs son preferidas.

$$D^r(y^s, x^s) = \text{Max}_{\mu_{rs}} [\mu_{rs} : F_r(y^s, x^s / \mu_{rs}) = 0] ; r, s = 1, \dots, T ; r < s \quad [3.2]$$

en donde el escalar μ_{rs} es la máxima deflación del vector de inputs del período s (x^s) tal que el vector inputs deflactado resultante (x^s / μ_{rs}) y el vector de outputs (y^s) estén en la frontera del período r . Si $r=s$, se está comparando cada empresa con la frontera del período al que pertenece, por lo que la función distancia de input $D^r(y^s, x^s) \geq 1$, siendo igual a la unidad en el caso de que la empresa evaluada sea eficiente y, por tanto, se encuentre en la frontera. Por el contrario, si $r \neq s$ la función distancia puede tomar valores inferiores a la unidad, ya que la observación pertenece a un período diferente del de la frontera con la cual se la está comparando (frontera de referencia).

El índice de Malmquist de productividad basado en los inputs^[123], tomando la tecnología del período r como referencia se define como:

$$M_r(y^s, x^s, y^r, x^r) = \frac{D^r(y^r, x^r)}{D^r(y^s, x^s)} \quad [3.3]$$

Un $M_r > 1$ indica que la productividad del período s es superior a la del período r , puesto que la deflación necesaria del vector de inputs del período r para estar en la frontera del período r es superior a la aplicable al vector de inputs del período s para que esté en la frontera del período r .

¹²³Este índice es el que se va a utilizar a lo largo del trabajo, por lo que en adelante nos referiremos a él como índice Malmquist.

Por el contrario, un $M_r < 1$ indica que la productividad ha descendido entre los períodos r y s ^[124].

La referida descomposición del índice de Malmquist en el efecto *catching-up* y desplazamiento de la frontera puede expresarse como (Berg et al. (1992b) y Grifell et al. (1993a,b y 1994)):

$$M_r(y^s, x^s, y^r, x^r) = \frac{D^r(y^r, x^r)}{D^r(y^s, x^s)} = \frac{D^r(y^r, x^r)}{D^s(y^s, x^s)} \cdot \frac{D^s(y^s, x^s)}{D^r(y^s, x^s)} \quad [3.4]$$

El primer cociente representa el acercamiento de las empresas a la frontera ocurrido entre los períodos r y s , mientras que el segundo término muestra el desplazamiento relativo de la frontera entre los dos períodos.

Si la empresa se encuentra en ambos períodos en sus fronteras respectivas, el primer término será igual a 1 y el cambio productivo experimentado entre los dos períodos vendrá explicado únicamente por el movimiento de la frontera. Por el contrario, si el segundo término es 1 (la frontera no se ha desplazado), los cambios de productividad estimados por M_r vendrán explicados únicamente por los cambios en la eficiencia de las empresas en ambos períodos (*catching-up*). En los demás casos, los cambios productivos reflejados en M_r serán una mezcla de cambios en la eficiencia

¹²⁴Análogamente, es posible construir el mismo índice Malmquist tomando la tecnología del período s como referencia:

$$M_s(y^s, x^s, y^r, x^r) = \frac{D^s(y^r, x^r)}{D^s(y^s, x^s)}$$

y desplazamientos de la frontera.

Färe y Lovell (1978) formalizaron la relación existente entre la función distancia de input y las medidas de Farrell ahorradoras de inputs $E_{rr}(y^r, x^r)$, y demostraron que la función distancia es igual a la inversa de la medida de Farrell ahorradora de inputs ($D^r(y^r, x^r) = [E_{rr}(y^r, x^r)]^{-1}$).

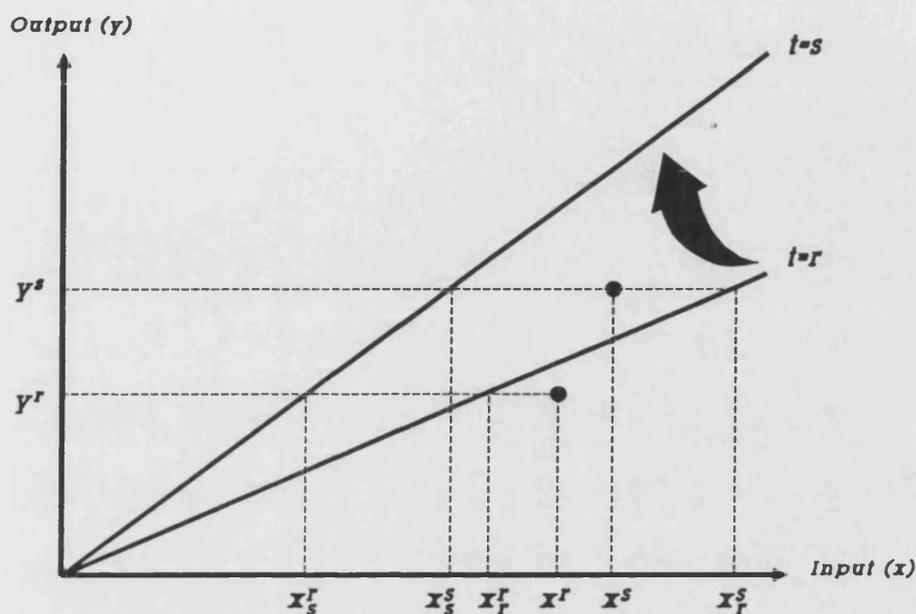
Para ilustrar todos los conceptos anteriormente expuestos supóngase el caso más simple de producción de un sólo output con un sólo input (ver gráfico 3.1). Considérese las combinaciones (y^r, x^r) y (y^s, x^s) observadas en el período r y s respectivamente. Las medidas de eficiencia de Farrell (inversa de la función distancia) se calculan comparando cada observación con la frontera correspondiente. Procediendo de esta forma obtenemos los siguientes ratios, en donde el subíndice indica la frontera tomada como referencia: $E_{rr} = x_r^r/x^r$, $E_{ss} = x_s^s/x^s$, $E_{rs} = x_r^s/x^s$, $E_{sr} = x_s^r/x^r$.

Dado que en el caso de rendimientos constantes a escala se cumple que $x_r^s/x_r^r = y^s/y^r$, el índice de Malmquist puede ser escrito en este caso como:

$$M_r(y^s, x^s, y^r, x^r) = \frac{D^r(y^r, x^r)}{D^r(y^s, x^s)} = \frac{E_{rs}}{E_{rr}} = \frac{\frac{x_r^s}{x_s^s}}{\frac{x_r^r}{x_r^r}} = \frac{y^s}{y^r} \quad [3.5]$$

que en este caso se reduce a un simple ratio de índices de productividad de los períodos r y s .

Gráfico 3.1



Para este sencillo ejemplo, la descomposición del índice de Malmquist en el efecto catching-up (CU) y el cambio técnico o desplazamiento de la frontera (DF) puede expresarse como:

$$M_r(y^s, x^s, y^r, x^r) = \frac{E_{rs}}{E_{rr}} = \frac{E_{ss}}{E_{rr}} \cdot \frac{E_{rs}}{E_{ss}} = \quad [3.6]$$

$$CU(y^s, x^s, y^r, x^r) \cdot DF(y^s, x^s, y^r, x^r)$$

en donde el *catching-up* o acercamiento relativo a la frontera ocurrido entre el período r y s sería $CU(y^s, x^s, y^r, x^r) = E_{ss}/E_{rr} = (x^s/x_r)/(x^r/x_r)^{125}$ y el desplazamiento de la frontera entre los dos períodos vendría expresado por

¹²⁵Nótese que según la situación reflejada en el gráfico esta expresión sería superior a la unidad, indicando que la observación analizada es más eficiente en el período s que en el período r .

$$DF(y^r, x^r, y^s, x^s) = E_{rs}/E_{ss} = (x^s/x^r)/(x^s/x^r) = x^s/x^r \text{ }^{[126]}$$

2.3. Generalización del índice de Malmquist a múltiples períodos.

En todas las definiciones anteriores se han considerado únicamente dos períodos (r, s), y se han definido tomando como referencia la tecnología del período r . Sin embargo, cuando se desea analizar el cambio productivo de una serie temporal más larga el uso de una tecnología fija puede causar problemas conforme nos alejamos del año base. Por otra parte (Moorsteen (1961)), la elección del año base no es neutral en los resultados. Para tratar de resolver estos problemas se plantean dos metodologías. La primera consiste en calcular el índice basándose en pares de años consecutivos y calcular la media geométrica de ambos, permitiendo de esta forma que cambie la tecnología de referencia, minimizando los problemas causados por el cambio cualitativo y la introducción de nuevos servicios (Grifell et al. (1993a)). No obstante, este proceder plantea el inconveniente de que no mantiene la relación circular de Frish (1936)^[127].

Otro proceder, utilizado por Berg et al. (1992b) para resolver los citados problemas y mantener dicha relación circular, consiste en considerar dos fronteras de referencia correspondientes al año inicial y al final y tomar

¹²⁶Que en términos del gráfico es superior a la unidad, indicando que entre los períodos r y s ha habido progreso técnico.

¹²⁷La relación circular es una propiedad que es deseable que cumpla cualquier índice, y puede expresarse como:

$$M_j(y^j, x^j, y^l, x^l) = M_j(y^j, x^j, y^k, x^k) \cdot M_j(y^k, x^k, y^l, x^l) \quad \forall j, k, l$$

la media geométrica de los dos índices Malmquist^[128].

Siguiendo el primer criterio, el índice Malmquist calculado en base a períodos adyacentes $r=t$ y $r'=t+1$ para calcular el cambio productivo ocurrido entre los dos períodos queda de la siguiente forma:

$$M_{t,t+1}(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) = \sqrt{M_t(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) \cdot M_{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t)} = \sqrt{\frac{D^t(y^t, x^t)}{D^t(y^{t+1}, x^{t+1})} \cdot \frac{D^{t+1}(y^t, x^t)}{D^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}} \quad [3.7]$$

Operando y reordenando obtenemos su descomposición en términos de catching-up y desplazamientos de la frontera:

$$M_{t,t+1}(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) = \frac{D^t(y^t, x^t)}{D^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} \cdot \sqrt{\frac{D^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D^t(y^{t+1}, x^{t+1})} \cdot \frac{D^{t+1}(y^t, x^t)}{D^t(y^t, x^t)}} \quad [3.8]$$

Este índice está compuesto de cuatro funciones distancia que deberán de ser estimadas: $D^t(y^t, x^t)$, $D^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})$, $D^t(y^{t+1}, x^{t+1})$, $D^{t+1}(y^t, x^t)$.

Por su parte, el índice Malmquist calculado en base a dos fronteras

¹²⁸De hecho, Caves, Christensen y Diewert (1982) fueron los primeros en proponer la utilización de la media geométrica de dos índices Malmquist. Sin embargo, el contexto era diferente. Demostraron que si las funciones distancia de los períodos r y s son de la forma translog, con idénticos coeficientes de segundo orden, entonces la media geométrica de los índices Malmquist de productividad basados en los inputs es igual al cociente de un índice Törnqvist de outputs que compare los outputs de r y s , en relación a un índice Törnqvist de inputs que compare los inputs de r y s , además de un factor de escala que es neutral en el caso de rendimientos constantes a escala.

de referencia fijas, año inicial ($r=0$) y año final ($r'=T$) para estudiar el cambio productivo experimentado en los períodos t y $t+1$ queda de la siguiente forma:

$$M_{0,T}(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) = \sqrt{M_0(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) \cdot M_T(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t)} = \sqrt{\frac{D^0(y^t, x^t)}{D^0(y^{t+1}, x^{t+1})} \cdot \frac{D^T(y^t, x^t)}{D^T(y^{t+1}, x^{t+1})}} \quad [3.9]$$

Operando y reordenando obtenemos igualmente la descomposición en términos de *catching-up*, que es exactamente igual a la obtenida en la versión de años adyacentes, y el término asociado a desplazamientos de la frontera, que ahora corresponde al desplazamiento relativo experimentado por la frontera entre el período base (0 ó T) y el período t , en relación al desplazamiento ocurrido entre el período base (0 ó T) y el período $t+1$:

$$M_{0,T}(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) = \frac{D^t(y^t, x^t)}{D^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} \cdot \sqrt{\frac{\frac{D^0(y^t, x^t)}{D^t(y^t, x^t)}}{\frac{D^0(y^{t+1}, x^{t+1})}{D^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}} \cdot \frac{\frac{D^T(y^t, x^t)}{D^t(y^t, x^t)}}{\frac{D^T(y^{t+1}, x^{t+1})}{D^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}}} \quad [3.10]$$

Para el cálculo de este índice deberán de ser estimadas las siguientes funciones distancia: $D^t(y^t, x^t)$, $D^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})$, $D^0(y^{t+1}, x^{t+1})$, $D^T(y^t, x^t)$.

2.4. Cálculo del índice de Malmquist. Estimación DEA.

La obtención de las medidas de eficiencia, recíprocas de la función distancia, en base a las cuales se calcula el índice de Malmquist, se realiza

mediante la técnica no paramétrica DEA. Como se vio en el capítulo primero, esta técnica construye una frontera de referencia mediante métodos de programación lineal a partir de bancos eficientes y de combinaciones lineales de los mismos. Las medidas de eficiencia orientadas en inputs se obtienen a través de la distancia que separa cada empresa de esta frontera.

De forma general, de acuerdo con la notación ahora utilizada, podemos reformular el problema [1.53] de optimización de DEA para una frontera de referencia compuesta por H empresas del período r que producen N outputs utilizando M inputs, por una empresa del período s como:

$$\begin{aligned}
 & \text{Mín } E_{rs}^h && h=1,\dots,H ; r,s=1,\dots,T \\
 & \text{s.a.} \\
 & \sum_{h=1}^H \mu_h y_{nh}^r \geq y_{nh}^s && n=1,\dots,N \text{ outputs} && [3.11] \\
 & \sum_{h=1}^H \mu_h x_{mh}^r \leq E_{rs}^h x_m^s && m=1,\dots,M \text{ inputs} \\
 & \mu_h \geq 0
 \end{aligned}$$

Resolviendo el problema anterior para cada una de las H empresas se obtienen las correspondientes estimaciones de las medidas de Farrell E_{rs}^h orientadas en inputs, cuya inversa es igual a la función distancia.

Obviamente, si $r=s$ se estará comparando a cada empresa con la frontera de referencia del mismo período al que pertenece, por lo que

$E_{rs} < 1$. Por el contrario, si $r \neq s$ se compara cada empresa con una frontera de referencia de otro período, por lo que puede suceder que $E_{rs} > 1$. Estas situaciones indican que la tecnología del período s es superior a la vigente en el período r , y están reflejando que dichas observaciones del período s se encuentran situadas por encima de la frontera del período r con cual se las compara.

DEA permite generalizar fácilmente el problema a rendimientos variables a escala introduciendo la restricción adicional sobre la suma de los pesos de $\sum_{h=1}^H \mu_h = 1$. No obstante, en este trabajo, al igual que en Berg et al.

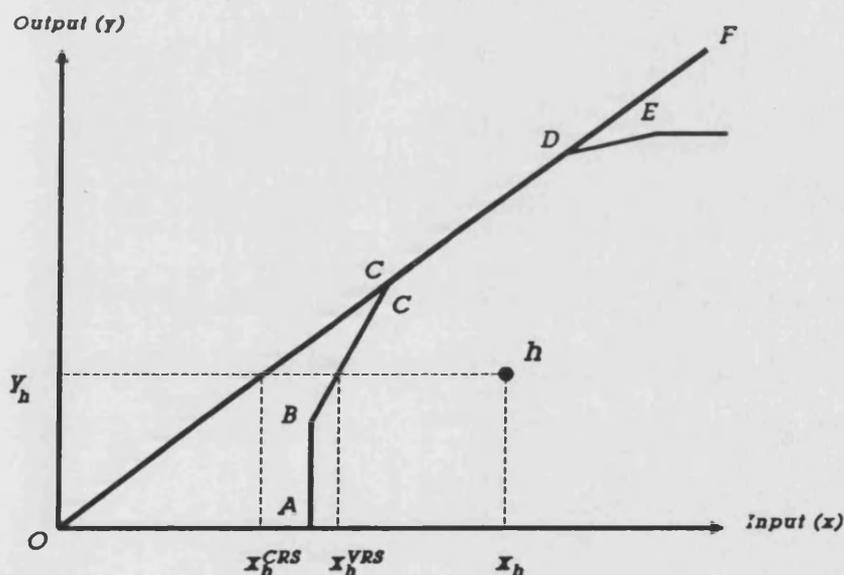
(1992b) y Grifell et al. (1993a) se calculan las fronteras de referencia imponiendo rendimientos constantes a escala. La razón que ha impulsado tal elección es que, dado que los índices de Malmquist pretenden estimar el cambio productivo entre períodos diferentes mediante la comparación de empresas de un período con fronteras de otros períodos, el supuesto de rendimientos constantes a escala es suficiente para asegurar la existencia de solución al problema^[129].

El gráfico 3.2 ilustra los conceptos anteriores. En él se observa la diferencia existente entre el supuesto de rendimientos a escala constantes

¹²⁹La introducción del supuesto de rendimientos variables tan sólo ha causado problemas en el cálculo de las funciones distancia inter-anales en algunas entidades de gran tamaño. Este hecho hace preferible la introducción de rendimientos constantes a escala. Además, las reducidas ineficiencias de escala detectadas (sección 4.3) permiten afirmar que el sesgo sistemático en que incurre el índice de Malmquist (demostrado por Grifell et al. (1994) cuando existen rendimientos no constantes a escala, es de reducida cuantía.

(frontera OF) y el de rendimientos a escala variables (frontera ABCDE) para el caso más sencillo de un output y un input. Las medidas de tipo Farrell basadas en los inputs se miden a través de la distancia horizontal que separa a cada empresa de la frontera correspondiente a cada año. La medida de eficiencia técnica global ahorradora de inputs para una empresa h puede expresarse como $E^h = x^{CRS}_h / x_h$, indicando que es posible reducir en un $(1 - E^h)\%$ los inputs de la empresa h y producir el mismo output mediante mejoras de eficiencia que en otras empresas se han demostrado factibles.

Gráfico 3.2



No obstante, es posible tener en consideración que una parte de esa ineficiencia técnica global sea debido a que las empresas operan con una escala subóptima (ineficiencia de escala), siendo el resto ineficiencia técnica pura. El procedimiento de descomponer la eficiencia técnica global (E) en eficiencia de escala (ES) y eficiencia técnica pura (ETP) se basa en la

comparación de las medidas de Farrell obtenidas bajo rendimientos constantes y bajo rendimientos variables a escala. En el caso de que las dos medidas de eficiencia coincidan, las empresas estarán operando a una escala óptima, mientras que si difieren la escala bajo la cual desarrollan su actividad es subóptima.

La medida de Farrell puede entonces expresarse como producto de la eficiencia técnica pura y de la eficiencia de escala del siguiente modo:

$$E^h = \frac{x_h^{CRS}}{x_h} = \frac{x_h^{VRS}}{x_h} \cdot \frac{x_h^{CRS}}{x_h^{VRS}} = ETP^h \cdot ES^h \quad [3.12]$$

en donde la eficiencia técnica pura viene expresada por $ETP^h = x_h^{VRS} / x_h$, siendo la eficiencia de escala $ES^h = x_h^{CRS} / x_h^{VRS}$.

Las ventajas e inconvenientes que ofrece la metodología DEA frente a los modelos paramétricos son múltiples y todas ellas fueron expuestas en capítulos anteriores (véase cuadro 1.2).

3. VARIABLES SELECCIONADAS: INPUTS Y OUTPUTS

En este capítulo se opta por la utilización de las mismas variables que en el capítulo segundo. No obstante, en aquel momento la especificación de un vector de outputs y de inputs venía limitada en los modelos paramétricos por los grados de libertad. La utilización de DEA no presenta esta limitación por lo que, para captar los cambios en la

especialización y el progreso técnico puede ser más adecuado desagregar los depósitos en depósitos vista y plazo y otros depósitos, que incluyen otras modalidades de depósitos menos consumidoras de inputs como los depósitos en moneda extranjera.

Las variables finalmente utilizadas como outputs son: y_1 =suma de caja y depósitos en bancos centrales, deudas del Estado, entidades de crédito, renta fija y variable, y_2 =volumen de créditos, y_3 =depósitos vista y a plazo, y_4 =otros depósitos, y_5 =número de oficinas. Los inputs son: x_1 =número de empleados y x_2 =activos materiales (capital físico).

Los datos empleados corresponden igualmente a los facilitados por la Confederación Española de Cajas de Ahorro y por el Consejo Superior Bancario en sus balances y cuentas de resultados publicados. Para las cajas de ahorro se dispone de datos para el período 1986-92, mientras que para la banca nacional el período corresponde a 1987-92. Todas las variables utilizadas han sido expresadas en pesetas de 1992 utilizando el deflactor del PIB. En el anexo se presenta un cuadro descriptivo de los datos en pts. constantes.

Por las razones argüidas en el capítulo segundo, las fusiones han sufrido el mismo tratamiento, consistente en sumar hacia atrás a las entidades fusionadas.

4. EFICIENCIA MEDIA, CAMBIO PRODUCTIVO, CAMBIO TÉCNICO Y *CATCHING-UP*

En esta sección se presentan los resultados obtenidos en la resolución de los programas especificados en la sección anterior. Dichos programas se han aplicado para cada empresa y para cada período de tiempo, calculando de este modo las funciones distancia intra e inter-anales como las inversas de las medidas de Farrell ahorradoras de inputs.

4.1. Eficiencia media.

Los resultados obtenidos para la eficiencia media anual se resumen en el cuadro 3.1. La eficiencia media de las cajas de ahorro en toda la etapa considerada (85%) es superior a la de la banca nacional (78%), indicando que las cajas de ahorro podrían producir los mismos servicios con un 15% menos de inputs. Por su parte, el ahorro potencial de inputs en el caso de los bancos se cifra en un 22%. La pauta seguida es creciente: los bancos muestran un tasa de crecimiento anual de la eficiencia del 2,3% en el período 1987-92, mientras que en las cajas para el período 1986-92 dicha tasa de crecimiento es del 0,38%. Ambos grupos de entidades muestran un mínimo en su eficiencia media en 1988.

Para contrastar si la diferencia de eficiencia entre bancos y cajas es estadísticamente significativa se han realizado los dos contrastes propuestos por Banker (1993) basados en la propiedad de consistencia de los estimadores DEA. Los resultados obtenidos no permiten rechazar la

hipótesis nula de igualdad de eficiencia en bancos y cajas de ahorro. Este resultado contrasta con el obtenido la sección 4 del capítulo cuarto, en donde sí se encontraban diferencias estadísticamente significativas entre la eficiencia de las cajas de ahorro y de los bancos nacionales. Ello es debido a que en aquella sección la variable ficticia (DCAJAS) captaba si existían diferencias en eficiencia una vez depurada la influencia de variables asociadas a especialización, tamaño de planta, estructura del pasivo, etc., depuración que no realiza el contraste de Banker (1993). Por otra parte, el contraste propuesto por Banker se basa en la propiedad de consistencia, por lo que se aconseja su utilización sólo a muestras grandes. De hecho, el propio Banker advierte que la interpretación de resultados cuando se aplique este contraste a muestras de reducido tamaño debe de realizarse con la debida cautela^[130].

Las pautas de comportamientos obtenidas son muy similares a la del capítulo segundo y a las que se obtendrán en el capítulo cuarto empleando

¹³⁰Banker demostró que bajo el supuesto de que la ineficiencia u_i sigue una distribución exponencial el estadístico:

$$F_{(2m_1, 2m_2)} = \frac{\left[\sum_{i=1}^{m_1} u_i / m_1 \right]}{\left[\sum_{i=1}^{m_2} u_i / m_2 \right]}$$

se distribuye como una distribución F bajo la hipótesis nula de igualdad de eficiencias. Por el contrario si se supone que la eficiencia sigue una distribución *half-normal* el estadístico F a utilizar es:

$$F_{(m_1, m_2)} = \frac{\left[\sum_{i=1}^{m_1} (u_i)^2 / m_1 \right]}{\left[\sum_{i=1}^{m_2} (u_i)^2 / m_2 \right]}$$

otro enfoque, así como la obtenida por Grifell et al. (1993) para las cajas de ahorro. En lo referente a la mayor eficiencia de las cajas, los resultados coinciden con los obtenidos por Lozano (1993) utilizando similares medidas de output e input.

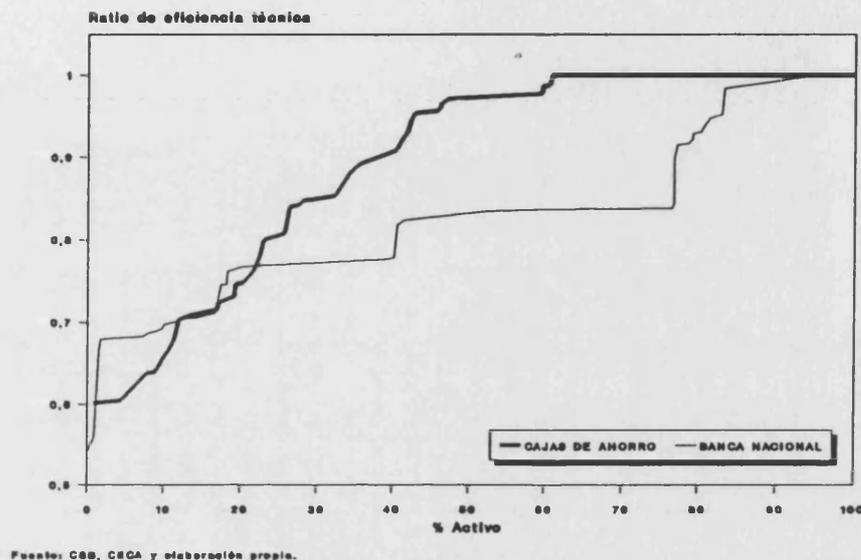
Los resultados discrepan con los obtenidos por Doménech (1992) y Alvarez (1993) en lo que se refiere a la magnitud de la ineficiencia (menor en Doménech (1992) y mayor en Alvarez (1993)) así como en la eficiencia relativa de los grupos considerados (mayor eficiencia de los bancos en relación a las cajas en Doménech (1992)). Estas discrepancias pueden deberse a las diferentes vectores de outputs y de inputs utilizados, y a las diferentes muestras consideradas.

CUADRO 3.1

	BANCOS NACIONALES		CAJAS DE AHORRO	
	Eficiencia media	Nº eficientes	Eficiencia media	Nº eficientes
E ₈₆₋₈₆			0.844	13/53
E ₈₇₋₈₇	0.732	9/55	0.832	12/53
E ₈₈₋₈₈	0.705	7/55	0.824	10/53
E ₈₉₋₈₉	0.774	11/55	0.838	8/53
E ₉₀₋₉₀	0.816	14/55	0.888	12/53
E ₉₁₋₉₁	0.844	13/55	0.881	14/53
E ₉₂₋₉₂	0.839	12/55	0.867	14/53
MEDIA	0.785		0.852	
T.CREC.	2.29%		0.38%	

Las medidas de eficiencia global de cada subgrupo no están ponderadas por el tamaño de cada empresa. En el gráfico 3.3 se representan las participaciones acumuladas de cada empresa sobre los activos totales ordenadas según su nivel de eficiencia. Se observa que los resultados se mantienen o incluso se acentúan. Mientras que en el caso de las cajas de ahorro un 40% de los activos totales es gestionado por empresas eficientes, en los bancos este porcentaje no alcanza el 10%.

Gráfico 3.3

DISTRIBUCION DE LA EFICIENCIA TECNICA
(1992)

Sin embargo, la homogeneización en la especialización y en la regulación de los dos grupos de instituciones que se ha producido en los últimos años indican que, cada vez más, ambos grupos de instituciones compiten entre sí, tanto en los productos de activo como en los de pasivo, por lo que sería interesante la comparación de la eficiencia de ambos grupos de entidades considerando una sola frontera para el conjunto del sistema bancario. Los resultados obtenidos considerando esta única frontera se presenta en el cuadro 3.2. La eficiencia media estimada para el total de empresas se estima en un 75,9%, mientras que para bancos y cajas de ahorro se cifra en un 75% y 76,8% respectivamente. Se siguen manteniendo los resultados anteriores, las cajas son más eficientes que los bancos, y 1988 es el peor año, en donde el ahorro potencial de inputs se cifra ahora en torno a un 32%.

CUADRO 3.2

	TOTAL EMPRESAS		BANCOS NACIONALES		CAJAS DE AHORRO	
	Eficiencia media	Nº eficientes	Eficiencia media	Nº eficientes	Eficiencia media	Nº eficientes
E ₈₇₋₈₇	0.709	8/108	0.689	6/55	0.729	2/53
E ₈₈₋₈₈	0.684	9/108	0.677	6/55	0.691	3/53
E ₈₉₋₈₉	0.757	14/108	0.754	11/55	0.760	3/53
E ₉₀₋₉₀	0.792	17/108	0.799	13/55	0.786	4/53
E ₉₁₋₉₁	0.801	16/108	0.800	11/55	0.803	5/53
E ₉₂₋₉₂	0.811	17/108	0.783	9/55	0.840	8/53
MEDIA	0.759		0.750		0.768	
T.CREC.	2.26%		2.15%		2.39%	

4.2 Cambio productivo, cambio técnico y *catching-up*.

Las estimaciones correspondientes al cambio productivo, representado por el índice Malmquist (M), y a su descomposición en cambio en la eficiencia técnica o *catching-up* (CU) y cambio técnico (DF), se han realizado comparando períodos adyacentes, permitiendo que cambie la tecnología y suponiendo la tecnología fija, según se indicó con anterioridad. Los resultados se resumen en el cuadro 3.3 y en los gráficos 3.4, 3.5 y 3.6 en donde se representan los índices acumulados correspondientes a la versión de períodos adyacentes^[131].

^[131] Las estimaciones se han realizado considerando fronteras independientes.

CUADRO 3.3

SISTEMA BANCARIO	PERÍODOS ADYACENTES			TECNOLOGÍA FIJA		
	Índice Malmquist	Catching-up	Cambio técnico	Índice Malmquist	Catching-up	Cambio técnico
1987-88	1.062	0.965	1.101	1.108	0.965	1.148
1988-89	1.003	1.107	0.906	0.998	1.107	0.902
1989-90	0.945	1.047	0.902	0.901	1.047	0.860
1990-91	1.015	1.011	0.982	1.000	1.011	0.989
1991-92	0.994	1.012	1.004	0.991	1.012	0.979
MED.GEO.	1.002	1.027	0.976	0.997	1.027	0.971
BANCA NACIONAL	Índice Malmquist	Catching-up	Cambio técnico	Índice Malmquist	Catching-up	Cambio técnico
1987-88	1.083	0.963	1.124	1.161	0.963	1.205
1988-89	1.002	1.098	0.913	0.983	1.098	0.896
1989-90	0.924	1.054	0.877	0.854	1.054	0.810
1990-91	1.024	1.034	0.996	0.990	1.034	0.957
1991-92	0.990	0.994	0.990	0.963	0.994	0.968
MED.GEO.	1.003	1.028	0.976	0.986	1.028	0.959
CAJAS DE AHORRO	Índice Malmquist	Catching-up	Cambio técnico	Índice Malmquist	Catching-up	Cambio técnico
1986-87	1.072	0.986	1.088	1.067	0.986	1.083
1987-88	1.087	0.991	1.097	1.075	0.991	1.085
1988-89	1.045	1.018	1.027	1.067	1.018	1.049
1989-90	0.980	1.059	0.925	0.974	1.059	0.920
1990-91	1.027	0.992	1.078	1.019	0.992	1.027
1991-92	1.062	0.985	1.035	1.046	0.985	1.062
MED.GEO.	1.045	1.005	1.040	1.041	1.005	1.036

Gráfico 3.4

CAJAS DE AHORRO
(Períodos adyacentes)

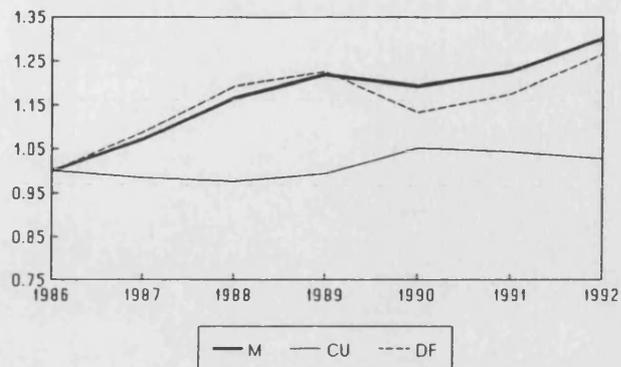


Gráfico 3.5

BANCA NACIONAL
(Períodos adyacentes)

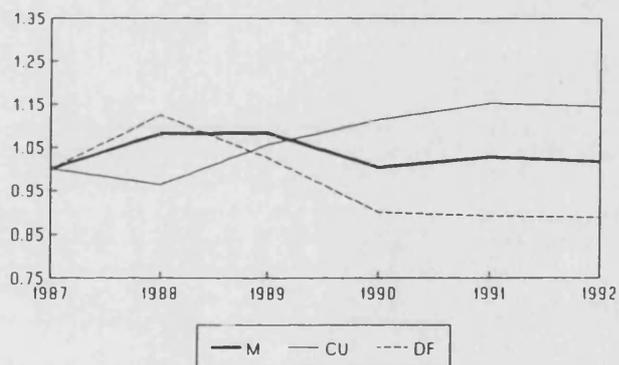
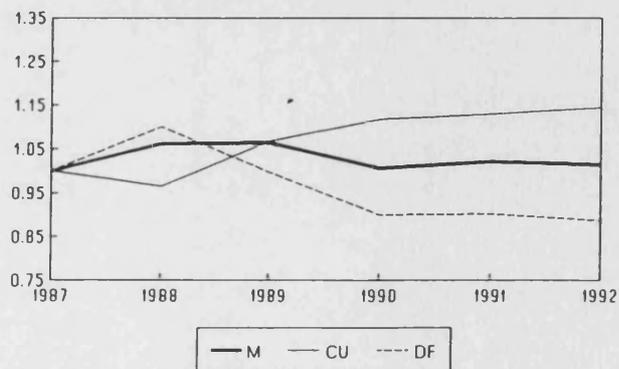


Gráfico 3.6

SISTEMA BANCARIO
(Períodos adyacentes)



El primer rasgo destacable es que los resultados obtenidos son muy semejantes si suponemos tecnología variable o si la suponemos fija. La banca nacional no ha experimentado cambio productivo significativo en la etapa considerada, 0,03% anual (-1,4% en la versión fija). Este dato es el resultado de dos fuerzas que han operado con signo contrario. Así mientras el *catching-up* ha permitido mejoras de eficiencia medias en un 2,8%, la frontera ha experimentado regreso técnico en un -2,4% (-4,1% en la versión fija).

En lo que respecta a las cajas de ahorro, su evolución se ha mostrado mucho más positiva, mostrando un crecimiento de la productividad del 4,5% en la etapa 1986-92 (4,1% en el enfoque de tecnología fija). En este caso, el crecimiento de la productividad viene explicado casi totalmente por la mejora técnica experimentada en la frontera cifrada en un 4% (3,6 en la versión fija), ya que el *catching-up* se cifra, tan sólo, en un 0,5%.

Maudos (1994) y Álvarez (1993) obtienen igualmente el resultado de progreso técnico para las cajas de ahorro. No obstante, estas conclusiones son contrarias a los de Grifell et al. (1993a), que obtienen para las cajas de ahorro una caída de la productividad del 4.5%, regreso técnico del 3.9% y un *catching-up* de 1.5% anual, resultados que podrían en gran medida ser explicados en base a la medida de output seleccionada, y en concreto al proceso de crecimiento del tamaño de las cuentas fruto de la concentración de las mismas ocurrido a partir de 1989.

Berg et al. (1992b) obtienen, en su análisis de 152 bancos noruegos,

regreso técnico en la etapa 1980-84 y 1985-87, justificando tal resultado en el exceso de capacidad creado por el fuerte incremento de los inputs originado por la expectativa de desregulación de las entidades.

El regreso técnico experimentado por las empresas situadas en la frontera en el caso de la banca nacional merece una reflexión especial. Básicamente, regreso técnico significa que, con el paso del tiempo es preciso emplear una mayor cantidad de inputs para producir una misma cantidad de outputs. La obtención de regreso técnico en cualquier sector de la economía resulta un tanto sorprendente y lo es más cuando se trata del sector bancario, en donde los avances tecnológicos aparecidos en el mercado se han incorporado con gran rapidez a su proceso productivo (véase Maudos y Pastor (1995)). Por otra parte, la hipótesis de regreso técnico se rechaza si aceptamos que existe plena disponibilidad de las tecnologías pasadas. Si las empresas no las adoptan puede ser debido a su irracionalidad, peor gestión, etc., o porque existen algunas razones que impiden o desaconsejan hacerlo^[132].

Ante el regreso técnico detectado se vislumbra como inmediata explicación que las empresas situadas en la frontera empeoran su gestión respecto de años anteriores. Sin embargo, también es cierto que el regreso técnico puede estar reflejando que la intensificación de la competencia y, sobre todo, las nuevas tecnologías, hagan preciso ofrecer para un mismo precio y volumen monetario, mayores calidades y cantidades de servicios,

¹³²Una de las más importantes es la existencia de costes de ajuste que impidan a las empresas cambiar de tecnología. Un análisis en este sentido puede encontrarse en Pastor (1994) y capítulo cuarto de esta Tesis.

para cual sea necesario emplear mayor cantidad de inputs. La aproximación de los servicios prestados por partidas del balance siguiendo el enfoque de valor añadido significa que medimos la eficiencia en la producción de dichas partidas, las más generadoras de valor añadido y no la eficiencia en la prestación de servicios.

Igualmente, Humphrey (1993) obtiene regreso técnico, justificándolo en el hecho de que las medidas de output bancario utilizadas no captan de forma precisa los cambios en la calidad del mismo, pudiendo suceder que los mayores inputs requeridos para mejorar la calidad no se reflejen en aumentos de la medida de output utilizada.

Piénsese, por ejemplo, en el caso de los cajeros automáticos, para los que existe evidencia de que el número de operaciones realizadas ha crecido más que proporcionalmente que el volumen de depósitos. Su introducción ha significado progreso técnico^[133] junto con una mejora en la calidad de los servicios prestados. Sin embargo, al no haber crecido las partidas de balance en la misma proporción, el resultado puede ser regreso técnico en la producción de dichas medidas stock, aunque no en la prestación de servicios.

Maudos y Pastor (1995) presentan evidencia en el sentido de que la implantación masiva de cajeros automáticos eleva los costes totales medios en lugar de reducirlos, explicando tal resultado en el hecho de que a pesar

¹³³En el sentido de que una operación realizada en un cajero automático consume menos inputs que si se realizara en ventanilla, o alternativamente es posible realizar más operaciones en un cajero que en ventanilla con los mismos niveles de inputs.

de que las operaciones realizadas en cajeros tienen un coste inferior a las realizadas por ventanilla, la reducción de los costes de transacción junto con la posibilidad de hacer operaciones las 24 horas del día, incentiva el crecimiento del número de operaciones realizadas por la clientela, por lo que el efecto global es un aumento de los costes. Obviamente, este aumento de los costes por la implantación del cajero es el resultado de una mezcla de dos efectos: progreso técnico (desplazamiento de la función de costes) y aumento en el número de operaciones (movimiento a lo largo de la función de costes). La separación de los dos efectos es, en este caso, posible por disponer de la variable número de operaciones de cajero.

La solución es, por tanto, utilizar como medida de output el número de transacciones realizadas, considerada por la mayoría de los investigadores como la mejor medida de output. Por el momento, no existe información referida al número de transacciones por lo que esta solución resulta inviable.

4.3. Eficiencia técnica pura y eficiencia de escala: descomposición del *catching-up*.

Las mejoras en la productividad de las empresas bancarias atribuibles a mejoras en la eficiencia de las empresas a lo largo de la etapa considerada han sido muy diferentes. La tasa de crecimiento medida anual del índice de *catching-up* analizada en la sección anterior es de un 2,8% en el caso de la banca nacional y tan solo de un 0,5% en el caso de las cajas de ahorro.

No obstante, según se advirtió en la sección 2.4, es posible

descomponer las medidas de eficiencia global en medidas de eficiencia técnica pura y eficiencia de escala. De esta forma será posible analizar con algo más de profundidad las causas de las mejoras de la eficiencia ocurridas en cada período. Los resultados de las estimaciones correspondientes se facilitan en las tres primeras columnas del cuadro 3.4. El rasgo más destacable es la mayor eficiencia de escala (95,8%) que presentan las cajas de ahorro en comparación con la banca nacional (89,6%). Este resultado esta en la línea de los resultados obtenidos en otros trabajos (Doménech (1992)).

Los cambios en la eficiencia ocurridos entre dos períodos de tiempo, serán atribuibles a cambios en la eficiencia técnica pura y a cambios en la eficiencia de escala. Es posible, por tanto, descomponer a su vez el *catching-up* en estos dos componentes de la siguiente forma:

$$CU(y^s, x^s, y^r, x^r) = \frac{E_{ss}}{E_{rr}} = \frac{ETP_{ss}}{ETP_{rr}} \cdot \frac{ES_{ss}}{ES_{rr}} \quad [3.13]$$

en donde el primer término captaría los cambios en la eficiencia técnica global ocurridos entre los períodos r y s debidos exclusivamente a cambios en la eficiencia técnica pura, mientras que el segundo término captaría los cambios en la eficiencia técnica global atribuibles únicamente a cambios en la eficiencia de escala. Los resultados de esta descomposición se ofrecen en las tres últimas columnas del cuadro 3.4. En el caso de las cajas, en donde el *catching-up* se cifraba en una tasa media anual del 0,5%, el escaso acercamiento de las empresas a la frontera es debido en un 60% a mejoras en la escala (0,3% anual) y en un 40% (0,2% anual) a mejoras en la

eficiencia técnica pura. En el caso de los bancos la situación es similar en las proporciones, y está caracterizada por una mejora paulatina muy importante de la eficiencia de escala a lo largo de todo el período. Así, del 2,8% anual de mejora de eficiencia, un 1% anual es debido a mejora en la eficiencia técnica pura y un 1,8% a mejora en la escala. En los gráficos 4.7, 4.8 y 4.9 se presentan los índices acumulados del *catching-up*, de eficiencia técnica pura y de escala.

CUADRO 3.4

SISTEMA BANCARIO	Descomposición eficiencia				Descomposición CU		
	E	ETP	ES		CU	ETP	ES
1987	0.709	0.797	0.889		-	-	-
1988	0.684	0.802	0.852	87-88	0.965	1.007	0.959
1989	0.757	0.833	0.908	88-89	1.107	1.038	1.066
1990	0.792	0.850	0.932	89-90	1.047	1.020	1.026
1991	0.801	0.861	0.931	90-91	1.011	1.013	0.998
1992	0.811	0.857	0.946	91-92	1.012	0.996	1.016
MEDIA	0.759	0.833	0.910	M.GEO.	1.027	1.015	1.012
B.NACIONAL	E	ETP	ES		CU	ETP	ES
1987	0.732	0.848	0.863		-	-	-
1988	0.705	0.847	0.833	87-88	0.964	0.998	0.966
1989	0.774	0.880	0.880	88-89	1.098	1.039	1.056
1990	0.816	0.884	0.923	89-90	1.054	1.005	1.048
1991	0.844	0.901	0.937	90-91	1.034	1.019	1.015
1992	0.839	0.892	0.941	91-92	0.994	0.989	1.005
MEDIA	0.785	0.875	0.896	M.GEO.	1.028	1.010	1.018
C.AHORRO	E	ETP	ES		CU	ETP	ES
1986	0.844	0.885	0.953		-	-	-
1987	0.832	0.883	0.942	86-87	0.986	0.997	0.988
1988	0.824	0.874	0.943	87-88	0.991	0.990	1.001
1989	0.838	0.876	0.957	88-89	1.018	1.002	1.016
1990	0.888	0.916	0.970	89-90	1.059	1.046	1.013
1991	0.881	0.909	0.968	90-91	0.992	0.993	0.999
1992	0.867	0.893	0.971	91-92	0.985	0.982	1.003
MEDIA	0.853	0.891	0.958	M.GEO.	1.005	1.002	1.003

Gráfico 3.7

CAJAS DE AHORRO
Descomposición del catching-up
(Índices acumulados)

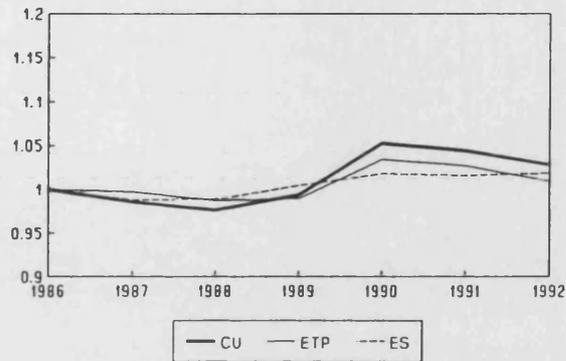


Gráfico 3.8

BANCA NACIONAL
Descomposición del catching-up
(Índices acumulados)

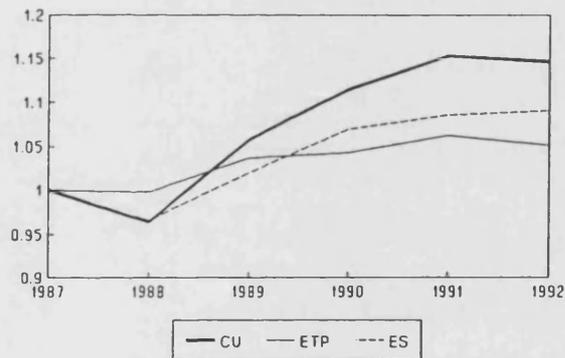
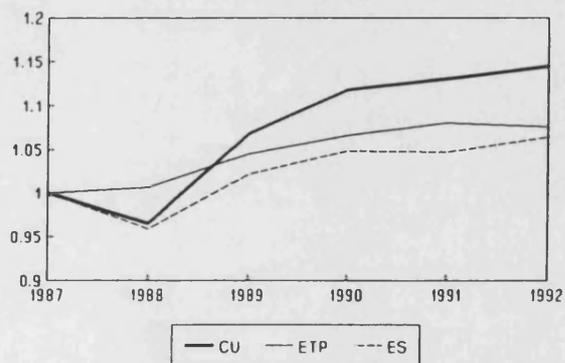


Gráfico 3.9

SISTEMA BANCARIO
Descomposición del catching-up
(Índices acumulados)



8. CONCLUSIONES

La estimación del cambio productivo de las empresas bancarias españolas se ha realizado utilizando un enfoque no paramétrico. Esta medición ha resultado interesante en tres aspectos. En primer lugar ha permitido analizar la dinámica de la eficiencia relativa de los bancos y cajas de ahorro españolas. Si bien es posible encontrar en la literatura algunas referencias en este sentido, éstas o bien utilizan otros enfoques (Lozano (1994 y 1995) y capítulo segundo), o bien utilizan un ámbito temporal más corto (Doménech (1992) y Grifell et al. (1992)), o se centran exclusivamente en las cajas de ahorro (Grifell et al. (1992 y 1993a)). En segundo lugar, la utilización de índices de Malmquist ha permitido no sólo analizar el cambio productivo de las entidades, sino también atribuir dichos cambios a cambios en la eficiencia relativa (*catching-up*) y a mejoras técnicas experimentadas por la frontera. Por último, la descomposición de los índices de eficiencia ha permitido atribuir los cambios de la eficiencia a cambios en la eficiencia de escala y a cambios en la eficiencia técnica pura.

Los resultados obtenidos reflejan que las cajas de ahorro presentan unos niveles de eficiencia superiores a los de la banca nacional. Igualmente, han experimentado, a lo largo de la etapa considerada, una mejora de su productividad superior a la de la banca nacional. Estas mejoras de la productividad se deben casi por completo a progreso técnico experimentado por la frontera. Por su parte, el escaso crecimiento de la productividad de la banca nacional, tiene su origen en mejoras en la eficiencia combinada con regreso técnico experimentado por las empresas situadas en la frontera.

Por último, la descomposición del *catching-up* ha revelado que existen escasas ineficiencias de escala y que la eficiencia de escala de las cajas de ahorro es superior a la de los bancos nacionales. Ambos grupos han experimentado a lo largo del período una mejora paulatina de su eficiencia de escala, rasgo que se da con mayor intensidad en el caso de los bancos nacionales, para los que gran parte del *catching-up* es explicado por las mejoras experimentadas en la escala.

Los resultados obtenidos permiten valorar los efectos sobre la eficiencia de la intensificación de la competencia entre bancos y cajas, así como la conveniencia de que la autoridad monetaria lleve a cabo una política favorecedora de los procesos de fusión.

Respecto del primer punto, todo parece indicar que tanto en bancos como en cajas la competencia ha impulsado a las entidades más ineficientes a mejorar su gestión. Este hecho se ha constatado por la aproximación temporal de los niveles de eficiencia de las entidades más ineficientes a los de la frontera. Este rasgo es más intenso en el caso de la banca nacional, en donde el *catching-up* se ha producido a una tasa del 2,8% anual.

Este resultado contrasta con la tradicional idea de que el SBE es ineficiente y no sometido a la competencia. En lo referente a la ausencia de competencia, la aproximación relativa de las empresas constatada en el presente trabajo revela una notable intensificación de la competencia reflejada en mejoras de gestión por parte de las empresas más ineficientes.

En lo que respecta a los procesos de fusión llevados a cabo, no será posible valorar sus efectos hasta transcurrido el tiempo necesario para que se lleven a cabo todos los ajustes. Sin embargo, y en base a los resultados obtenidos y a la evidencia empírica disponible para otros países, sí que es posible señalar en qué casos están justificados los procesos de fusión^[134].

Estudios realizados para otros países indican que la fusión de dos entidades en la que una de ellas es más eficiente produce una entidad de mayor eficiencia que la suma de ambas sólo en aquellos casos en los que la empresa eficiente impone sus métodos de gestión (Fixler y Zieschang (1993)). Por otra parte, las reducidas ineficiencias de escala detectadas, sobre todo en los últimos años, restan sentido a las justificaciones de que la fusión permite reducir las ineficiencias de escala existentes al crear una empresa de mayor tamaño.

No es posible por tanto realizar afirmaciones de carácter genérico acerca de lo in/adeecuado de una política favorecedora de las fusiones, puesto que es un tema a analizar caso por caso. Sin embargo, se puede afirmar que, con carácter general, las fusiones más justificadas son las que se realizan en base al criterio de imposición de métodos de gestión de la empresa eficiente a la ineficiente. En cambio, y ante la evidencia de lo reducido de las ineficiencias de escala no se justifica la mejora de la eficiencia únicamente por que la entidad resultante presenta un tamaño superior.

¹³⁴Gran parte de los estudios referidos a fusiones (Rhoades (1993)) obtienen que éstas no repercuten positivamente en la eficiencia.

ANEXO
CUADRO DESCRIPTIVO DE VARIABLES

	CAJAS DE AHORRO				BANCA NACIONAL			
	MEDIA	D.TIP.	MAXIMO	MINIMO	MEDIA	D.TIP.	MAXIMO	MINIMO
1986								
y_1	193784.9	341417.4	2311440.8	3078.0	-	-	-	-
y_2	128926.7	182493.6	998222.0	2012.2	-	-	-	-
y_3	221520.8	279001.5	1496079.3	4333.1	-	-	-	-
y_4	56076.6	174545.1	1287874.2	431.0	-	-	-	-
y_5	214.1	246.9	1480.0	5.0	-	-	-	-
x_1	1213.3	1573.4	9483.0	23.0	-	-	-	-
x_2	16505.8	34989.8	251132.3	202.4	-	-	-	-
1987								
y_1	195560.9	389562.3	2766797.7	2649.1	340118.7	683178.9	3620350.9	6984.1
y_2	153171.0	221705.5	1224161.6	3073.0	295353.9	623370.5	3270188.4	5005.2
y_3	229140.3	279773.1	1400095.4	4822.1	240985.1	560403.0	3176859.9	2101.4
y_4	75379.4	273465.6	2016081.1	545.0	183990.9	342365.4	1747164.2	2339.5
y_5	221.0	265.9	1643.0	6.0	283.7	623.3	3446.0	1.0
x_1	1237.3	1566.0	9238.0	32.0	2682.1	5899.0	32978.0	24.0
x_2	16258.9	33416.1	238523.9	225.7	13060.1	26162.6	135090.1	88.1
1988								
y_1	218139.8	468918.8	3375949.6	2768.7	346346.4	702727.1	3512856.6	7261.8
y_2	181231.7	259748.6	1477534.0	3410.8	323208.8	683499.1	3652416.4	5424.2
y_3	249382.9	302931.3	1532907.5	5424.2	263857.9	617419.0	3713767.6	2686.7
y_4	99678.5	362484.9	2673098.8	308.7	180811.2	318449.3	1596114.6	2535.8
y_5	232.2	289.1	1838.0	7.0	288.8	628.8	3462.0	1.0
x_1	1315.9	1646.9	9597.0	38.0	2684.8	5852.7	32742.0	20.0
x_2	17204.8	33826.8	233548.7	238.3	18623.0	47333.8	254435.3	115.9
1989								
y_1	243610.1	515179.5	3660221.0	3072.6	375864.5	744599.4	3630955.0	7590.2
y_2	203933.8	303203.7	1768566.8	3913.1	354010.4	719780.5	3873590.1	5546.7
y_3	258255.3	322829.3	1714822.5	6124.4	261493.4	558459.0	3242516.9	2638.3
y_4	124858.9	414610.9	3035620.1	326.0	215024.6	387047.9	1700481.5	1772.3
y_5	249.6	331.0	2172.0	7.0	274.1	599.1	3517.0	1.0
x_1	1395.6	1782.8	10647.0	35.0	2718.5	5722.2	32223.0	17.0
x_2	17920.8	34795.1	241250.8	231.1	15980.9	35848.9	236610.3	197.1
1990								
y_1	239405.9	504751.6	3553496.6	3004.9	380746.5	782403.1	3667164.3	4206.0
y_2	216019.9	324397.4	1894032.8	3906.8	357251.9	725261.5	4072774.2	4831.4
y_3	275983.8	383993.1	2241127.3	5662.0	287494.8	612649.3	3308489.8	809.0
y_4	113006.5	300717.9	2166100.8	753.5	204009.1	369414.7	1761338.5	691.2
y_5	258.2	348.4	2296.0	8.0	295.1	601.0	3506.0	1.0
x_1	1433.1	1814.3	10513.0	40.0	2715.9	5606.0	31649.0	17.0
x_2	22576.8	50207.7	357174.4	269.7	16121.3	34595.5	222157.3	228.9
1991								
y_1	229036.7	481327.7	3404454.6	3295.9	369229.7	786400.4	3824493.1	3902.5
y_2	240976.8	370374.1	2089454.4	4632.1	394464.2	779005.0	4154079.3	4185.6
y_3	308677.9	479620.4	3022280.6	6276.8	299109.3	631872.2	3411059.1	644.8
y_4	99547.3	230208.9	1604139.8	768.8	188002.9	344919.0	1730999.5	162.2
y_5	262.3	354.8	2296.0	9.0	301.1	602.6	3493.0	1.0
x_1	1471.7	1872.2	10526.0	41.0	2698.6	5438.6	30175.0	16.0
x_2	24422.6	48866.5	336447.3	269.4	21156.1	51523.6	306627.0	227.0
1992								
y_1	249444.8	517572.0	3632270.0	1930.0	390878.1	864464.6	4227506.0	2625.0
y_2	264697.0	424664.9	2384279.0	6018.0	384185.8	757062.4	4041675.0	2097.0
y_3	353134.9	549198.8	3434053.0	7191.0	385567.4	811315.0	4296461.0	441.0
y_4	69155.8	176659.1	1217338.0	226.0	88529.1	160748.7	966930.0	61.0
y_5	266.4	359.2	2316.0	9.0	300.3	582.7	3263.0	1.0
x_1	1515.2	1959.8	10824.0	42.0	2602.0	5123.8	28084.0	15.0
x_2	21261.2	38231.2	255606.0	247.0	22957.3	53886.8	311633.0	194.0

CAPITULO IV:

***LA PRODUCTIVIDAD DEL
SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL
(1986-1992)***

1. INTRODUCCIÓN

Los capítulos precedentes han estado dedicados a la evaluación de las empresas bancarias en base al concepto de eficiencia. Sin embargo, resulta mucho más habitual entre los economistas realizar tales análisis, ya sea en éste o en otros contextos, mediante indicadores de productividad.

Las diferencias entre los conceptos de eficiencia y productividad quedaron patentes en la sección 1.2. Su equivalencia tan sólo se daba bajo ciertas condiciones muy particulares: a) proceso productivo caracterizado por un sólo output y un sólo input, b) existencia de una misma tecnología de rendimientos constantes a escala compartida por todas las empresas, c) inexistencia de variables ambientales o influencia homogénea de las mismas para todas las empresas y d) cualificación homogénea de todos los inputs utilizados. En cualquier otro caso, los indicadores de eficiencia ofrecen una evaluación de la actuación de las empresas mas adecuada que los indicadores de productividad, contaminados en este caso por el posible sesgo de agregación, las variaciones temporales en la tecnología y/o existencia de varias tecnologías, la influencia desigual de las variables ambientales y por la existencia de inputs de diferente calidad.

A pesar de las limitaciones de los indicadores de productividad, el interés de este capítulo es analizar la productividad de los bancos y cajas de ahorro españolas. El interés por analizar las profundas transformaciones que han tenido lugar en estos años en términos de un indicador tan utilizado por los economistas como el de productividad total de los factores, así como la disponibilidad de datos con suficiente perspectiva temporal, son la razones

que impulsan a la realización de este tipo de análisis, abordado con anterioridad con un planteamiento similar en Pérez y Doménech (1990) y completado en éste capítulo en dos aspectos fundamentales: a) ampliación de la muestra al período 1986-92, y b) modelización dinámica de la productividad para captar los posibles costes de ajuste existentes.

La evaluación de la productividad de las empresas bancarias ha sido habitualmente analizada mediante la utilización de indicadores parciales. En este capítulo se analiza la productividad de las empresas bancarias utilizando una medida de productividad global de los factores exenta de la mayoría de los problemas inherentes a los indicadores parciales.

El capítulo se estructura en dos partes. La primera analiza el problema desde una perspectiva estática y la segunda extiende el análisis desde la perspectiva dinámica para considerar la presencia de costes de ajuste. El capítulo comienza abordando en la sección 2 la peculiaridad del output bancario, así como su sensibilidad al proceso de reducción de márgenes. En la sección 3 se tratará la medida de productividad elegida, sus ventajas frente al uso de los indicadores parciales así como su construcción; en base a ellas se realizarán comparaciones entre las entidades. En la sección 4 se descompondrán econométricamente los determinantes de las diferencias de productividades entre entidades de forma similar a la realizada en el capítulo segundo.

La sección 5 introduce el análisis del problema desde la perspectiva dinámica. Como las medidas de productividad descansan en ciertas hipótesis teóricas en las que se basa la interpretación económica de las mismas,

algunos resultados obtenidos en la primera sección plantean interrogantes sobre la teoría subyacente. La sección 5 introduce el análisis del problema desde la perspectiva dinámica y analiza las disparidades entre la teoría y los datos así como la posible existencia de procesos temporales de ajuste en la productividad. Los determinantes de la productividad en este nuevo contexto, la metodología utilizada para el tratamiento econométrico y los resultados obtenidos se presentan en la sección 6. Finalmente, en la sección 7 se presentan las conclusiones resultantes.

2. LA MEDIDA DEL OUTPUT BANCARIO

Una cuestión a tratar antes de comenzar a analizar la productividad de las empresas bancarias es la elección del criterio de medida del output bancario. Puesto que nos interesa captar la cantidad de inputs por unidad de output empleados por las distintas empresas bancarias, es obvio que nuestras medidas de productividad se verán afectadas por la medida de output utilizada¹³⁵.

Para los objetivos de este capítulo se considera más apropiada la medida flujo unidimensional utilizada en el trabajo de Pérez y Doménech (1990), pues uno de los objetivos marcados es replicar algunos de los ejercicios realizados en el mismo, incorporando datos de años posteriores. La definición del output Y es la siguiente:

¹³⁵Dado que, a diferencia de los indicadores de eficiencia, los indicadores de productividad no permiten la consideración de múltiples outputs/inputs, si se desean evitar los problemas de agregación, la medida de output deberá ser unidimensional.

**Y= INTERESES Y RENDIMIENTOS ASIMILADOS
+ COMISIONES PERCIBIDAS
- INTERESES Y CARGAS ASIMILADAS
- AMORTIZACIÓN Y PROVISIONES POR INSOLVENCIAS
- Gtos. GRALES. DE ADMÓN. (EXCLUIDOS G. PERSONAL)
- OTRAS CARGAS DE EXPLOTACIÓN
- SANEAMIENTO DE INMOVILIZADO FINANCIERO**

Esta medida flujo evita muchos de los problemas mencionados en el capítulo segundo inherentes a las medidas del enfoque monetario, y tiene en cuenta implícitamente la calidad del servicio prestado, pues es razonable pensar que los servicios de mayor calidad reciban una retribución más alta.

No obstante, pudiera presentar problemas en el caso de que algunas empresas disfrutaran de cierto poder de mercado y éste se reflejara en los precios. Los estudios realizados sobre la hipótesis estructura-conducta- resultados para el caso español apuntan a que en el SBE no se puede negar la hipótesis de eficiencia^{136]}, por lo que la medida elegida no presentaría problemas en este sentido.

2.1 La deflación del output bancario.

Uno de los problemas más comunes al que nos enfrentamos al utilizar series temporales es el de deflactarlas, es decir, valorarlas a precios de un determinado año base. La solución comúnmente adoptada es la utilización de alguno de los índices de precios facilitados por la Contabilidad

¹³⁶Véase Pérez y Quesada (1991) Cap. 5 y Pérez y Quesada (1992).

Nacional (IPC, IPM, deflactor del PIB) bajo el supuesto de que los precios a los que está valorada la serie objeto de análisis evolucionan paralelamente al índice general de precios utilizado.

En los últimos años, el SBE está sufriendo un intenso proceso de reducción de márgenes, por lo que no es lícito suponer que los precios de los productos financieros han evolucionado a la par que el índice general de precios, que ha seguido una evolución creciente. Por tanto, en este caso, la deflación habitual sería incorrecta o por lo menos incompleta.

Para deflactar la serie de output (Y) de forma más satisfactoria se ha calculado en primer lugar el margen de intermediación unitario^[137] de cada entidad para el último año de la muestra, 1992 (m^{i92}). Después se ha calculado el output Y de cada entidad para cada período, manteniendo el margen de intermediación unitario constante al nivel de 1992. Esta variable, denominada Y^* es, por tanto, una medida corregida del output obtenida bajo la hipótesis de constancia de márgenes. Con ello se busca eliminar el efecto sobre la medida de output derivado de la intensificación de la competencia que ha operado en este sector. Posteriormente se procede a deflactarla normalmente, eligiendo para ello el deflactor del PIB.

Si definimos el output de la empresa i en el período t (Y^i_t) como la diferencia de los productos financieros $r_A^i A^i_t$ menos los costes financieros $r_D^i D^i_t$ más un sumando (Γ^{it}) que incluye el resto de partidas componentes del Y :

¹³⁷Respecto al balance medio.

$$Y^{it} = r_A^{it} \cdot A^{it} - r_D^{it} \cdot D^{it} + \Upsilon^{it} \quad [4.1]$$

y siendo T^{i92} el tamaño del balance de la empresa i en 1992, se define el margen unitario de la empresa i en 1992 como:

$$\bar{m}^{i92} = \frac{r_A^{i92} \cdot A^{i92} - r_D^{i92} \cdot D^{i92}}{T^{i92}} \quad [4.2]$$

por lo que Y^{it} puede expresarse como:

$$Y^{it} = T^{it} \cdot \bar{m}^{it} + \Upsilon^{it} \quad [4.3]$$

La medida de output Y que mantiene el margen de cada entidad i constante al nivel de 1992, Y^{*it} , se define como^[138]:

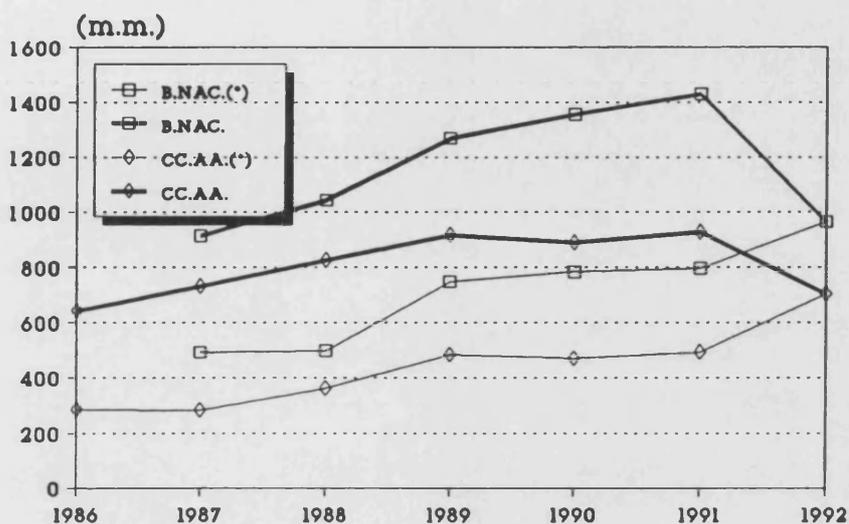
$$Y^{*it} = T^{it} \cdot \bar{m}^{i92} + \Upsilon^{it} \quad [4.4]$$

Aquellas empresas cuyos márgenes se hayan reducido presentarán una serie corregida (Y^*) inferior a la observada. Como muestra el gráfico 4.1, en donde se presentan las series de output observadas (trazo grueso) y output corregido (trazo fino), la serie corregida (*) se sitúa en los dos casos por debajo de la serie sin corregir ya que tanto las cajas de ahorro como la banca nacional han experimentado una reducción en sus márgenes. Como consecuencia de este criterio, la caída del output en 1992 que se obtiene con las series originales se elimina cuando el output es corregido por los márgenes, resultando así una evolución del output monótona creciente.

¹³⁸Nótese que en el caso de que $t=1992$, $Y=Y^*$.

Gráfico 4.1

EVOLUCION DEL OUTPUT



2.2. Datos utilizados.

Los datos utilizados corresponden a los facilitados por el Consejo Superior Bancario y por la Confederación Española de Cajas de Ahorro en sus balances y cuentas de resultados públicos. En el caso de las cajas de ahorro se dispone de datos para el período 1986-92, mientras que en el caso de la banca nacional y extranjera el período disponible es el de 1987-92.

El criterio seguido para el tratamiento de la muestra ha consistido en considerar sólo aquellas entidades (incluso las fusionadas) cuyos datos estén

disponibles en todos los períodos, eliminando el resto^{139]}.

No obstante, los bancos extranjeros han sufrido eliminaciones adicionales a consecuencia de la modificación de la presentación de los balances y cuentas de resultados hecha por el Banco de España en 1991^{140]}, provocando que para los bancos incluidos en el epígrafe de "Bancos Extranjeros con sede en la CEE" no se dispongan de algunas partidas fundamentales, razón por la cual se ha tenido que prescindir de ellos.

Como resultado de la aplicación de los criterios mencionados, para las estimaciones econométricas se ha utilizado una muestra compuesta por 52 cajas de ahorro, 58 bancos nacionales y 23 extranjeros^{141]}. Para la elaboración de los cuadros se han utilizado todas las entidades para las cuales se disponía de información, aunque presentaran valores de output negativos. En elaboración de los gráficos el número de bancos extranjeros se ha reducido a 16 por existir observaciones atípicas que impedían identificar con claridad al resto, por problemas de escala.

El reducido tamaño de la muestra correspondiente a la banca extranjera -comprende tan sólo 23 bancos de los 52 existentes en 1992- no

^{139]}Las entidades fusionadas y las involucradas en procesos de absorción, al igual que en los capítulos precedentes, han sido agregadas también para los años anteriores a las fusiones.

^{140]}Véase circulares n°4/1991 de 14 de Julio y n°4/1993 de 26 de Marzo.

^{141]}El diferente número de empresas de las submuestras difiere del utilizado en el capítulo segundo (53 cajas y 53 bancos nacionales) debido a los diferentes requisitos de información de cada capítulo.

resta utilidad a su análisis, ya que la muestra está compuesta por las entidades menos *atípicas*. No obstante, hay que reconocer que las conclusiones que se realicen en relación a la banca extranjera deben ser valoradas con mayor prudencia.

3. LA MEDIDA DE LA PRODUCTIVIDAD DEL SISTEMA BANCARIO

El concepto de productividad se refiere a la relación entre outputs e inputs. Estamos interesados en la productividad media expresada como un ratio simple entre output e inputs y no en la productividad marginal que se asocia a una definición de equilibrio estático. No haremos por consiguiente la hipótesis de que las situaciones que observamos son de equilibrio.

Para cuantificar la productividad, además de la selección de la medida de output es preciso considerar que existen dos tipos de indicadores: los indicadores parciales que sólo consideran un input, y los globales, que utilizan todos los inputs, para lo cual debe construirse un input agregado. Cada uno de ellos son considerados en los epígrafes siguientes.

3.1. Productividades aparentes de los factores.

Los estudios sobre productividad referidos a banca han utilizado frecuentemente indicadores parciales¹⁴², es decir, las productividades

¹⁴²Véase, por ejemplo, Fanning (1981).

aparentes del trabajo (PAL) y del capital (PAK):

$$PAL_i = \frac{Y_i}{L_i} \quad PAK_i = \frac{Y_i}{K_i} \quad [4.5]$$

en donde Y_i es el output, y L_i y K_i son las cantidades de trabajo y de capital empleados por la empresa respectivamente.

Estas variables no son indicativas del nivel de eficiencia ya que están influidas (además de por la mayor cualificación de los factores empleados, estructura organizativa, etc) por la relación capital/trabajo. Así, las empresas con mayores dotaciones de capital por empleado mostrarán, *ceteris paribus*, mayores niveles de PAL y menores de PAK, y viceversa. En definitiva, estos indicadores considerados en un período de tiempo reflejan las opciones tecnológicas de las empresas dados los precios relativos, mientras que si se observa su evolución en el tiempo muestran básicamente las sustituciones de un factor por otro en respuesta a cambios en los precios relativos, a cambios en la tecnología (sesgo tecnológico), cambios en las cualificaciones de los factores, etc. Por ello, su interpretación es confusa, ya que requiere la descomposición de la influencia de estos factores, cuestión que será abordada en el próximo apartado.

Para el cálculo de la PAL se ha elegido como unidad de medida del input trabajo el número de empleados ya que no está disponible otro tipo de información más precisa como el número de horas trabajadas.

En los gráficos 4.2, 4.3, 4.4, y 4.5 se presenta la distribución de

Gráfico 4.2
PROD. APARENTE DEL TRABAJO
BANCA NACIONAL (1992)

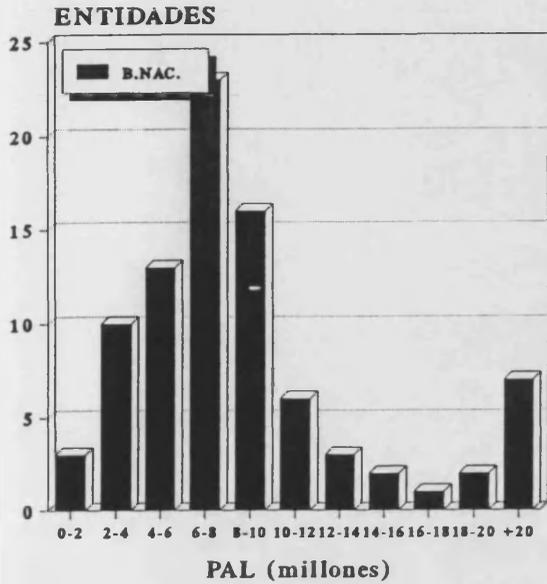


Gráfico 4.3
PROD. APARENTE DEL TRABAJO
BANCA EXTRANJERA (1992)

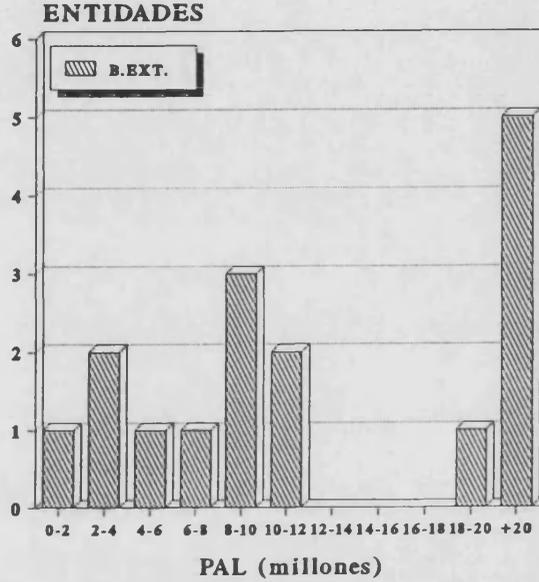


Gráfico 4.4
PROD. APARENTE DEL TRABAJO
CAJAS DE AHORRO (1992)

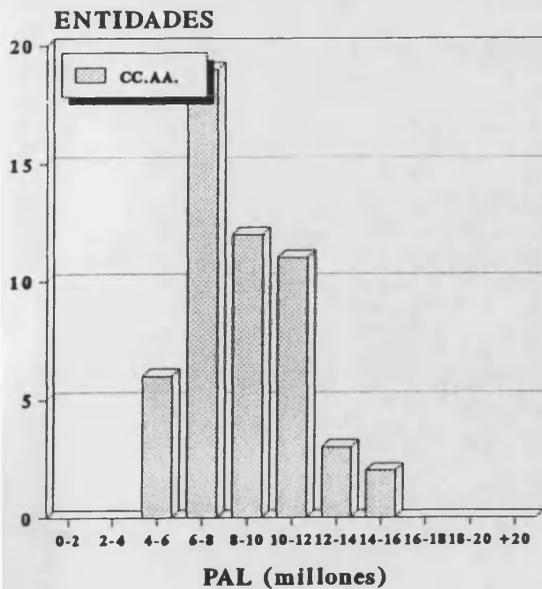
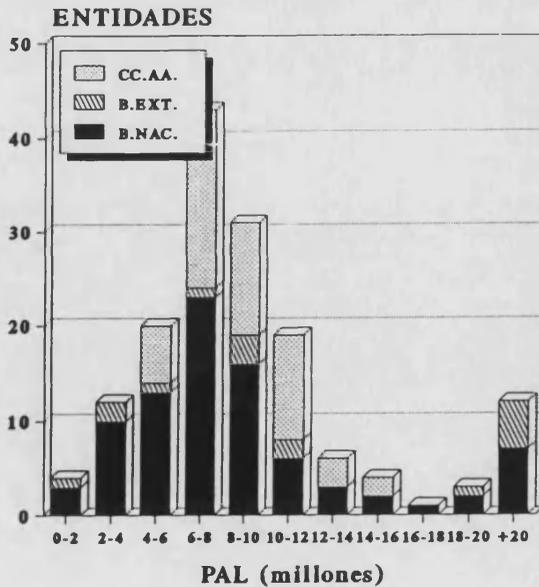


Gráfico 4.5
PROD. APARENTE DEL TRABAJO
SISTEMA BANCARIO (1992)



frecuencias de la productividad aparente del trabajo calculadas para 1992 a partir del cociente entre el output (Y) y el número de empleados totales. En ellos se observa que, la banca nacional y las cajas de ahorro presentan unos perfiles similares con las mayores concentraciones de empresas en los valores 6-10 millones de pesetas por empleado, mientras que la banca extranjera presenta una dispersión mucho mayor¹⁴³, así como una gran proporción de entidades concentradas en los valores superiores.

Por su parte, los gráficos 4.6, 4.7, 4.8 y 4.9 ilustran la relación entre la *PAL* y el output (en logaritmo). La nube de puntos se acompaña de una línea que representa el comportamiento medio. De ellos se deriva la impresión de que no existen significativas relaciones simples (Tamaño-*PAL*) en la banca nacional, mientras que en la banca extranjera y cajas de ahorro dicha relación es positiva.

Como se afirmó anteriormente, no se puede calificar a aquellas empresas con mayor *PAL* como más eficientes, ya que esto puede ser debido al uso de una relación capital/trabajo (K/L) superior, con lo que las diferencias de *PAL* reflejarían la diferente elección de técnicas entre las distintas empresas. Para observar mejor este hecho se ha calculado la relación K/L ¹⁴⁴. En los gráficos 4.10, 4.11, 4.12, y 4.13 se presenta la distribución de frecuencias, y en ellos se observa, en primer lugar, que existe una gran heterogeneidad en las dotaciones de capital por empleado,

¹⁴³Esta mayor heterogeneidad de la banca extranjera es un rasgo característico que aparece a lo largo de todo el trabajo.

¹⁴⁴ K se ha calculado como la suma de capital, reservas, fondo de la OBS y financiaciones subordinadas.

Gráfico 4.6
PROD. APARENTE DEL TRABAJO
BANCA NACIONAL (1992)

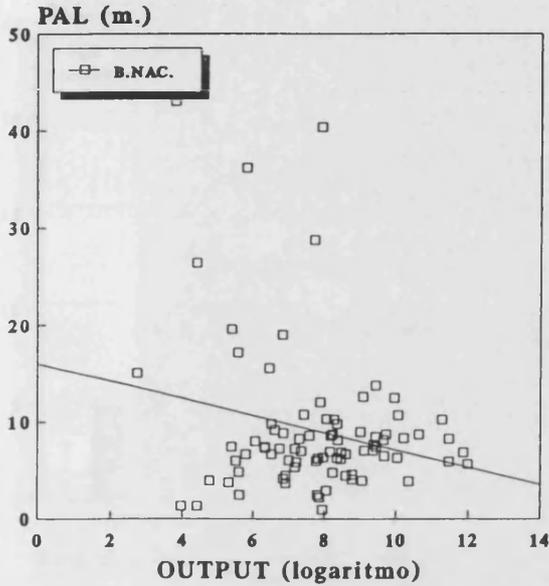


Gráfico 4.7
PROD. APARENTE DEL TRABAJO
BANCA EXTRANJERA (1992)

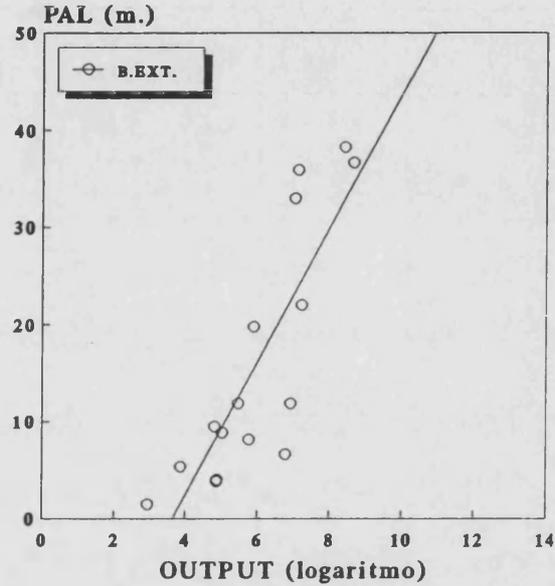


Gráfico 4.8
PROD. APARENTE DEL TRABAJO
CAJAS DE AHORRO (1992)

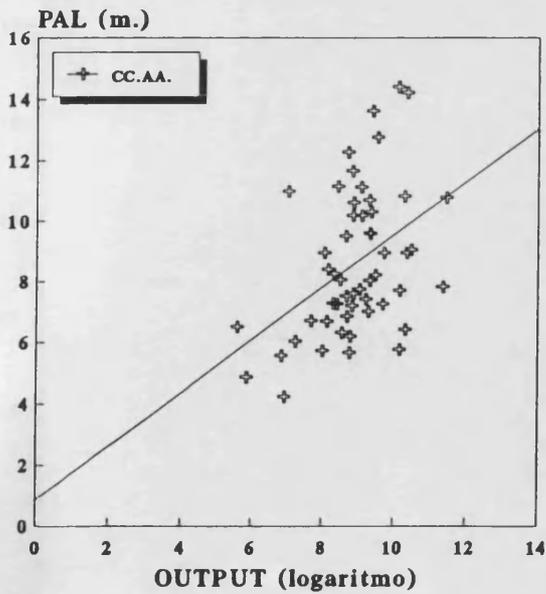


Gráfico 4.9
PROD. APARENTE DEL TRABAJO
SISTEMA BANCARIO (1992)

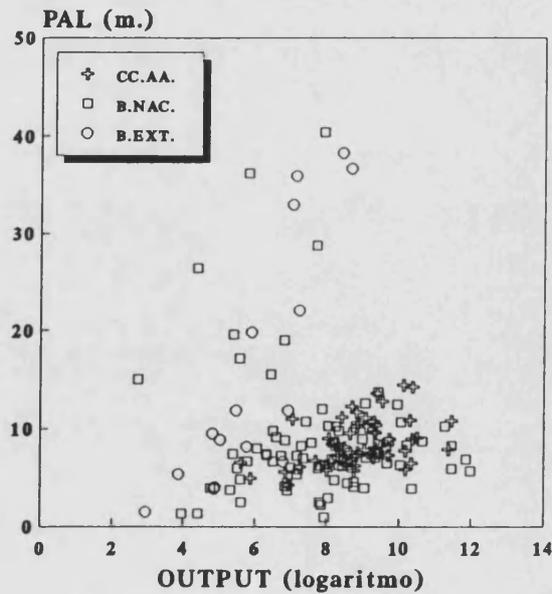


Gráfico 4.10
RECURSOS PROPIOS POR EMPLEADO
BANCA NACIONAL (1992)

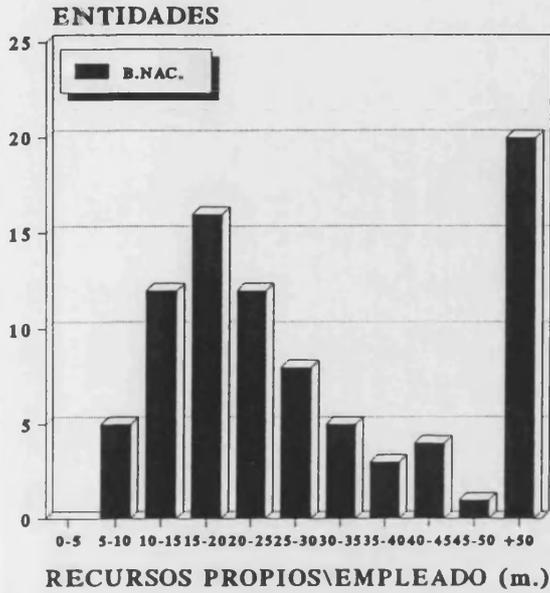


Gráfico 4.11
RECURSOS PROPIOS POR EMPLEADO
BANCA EXTRANJERA (1992)

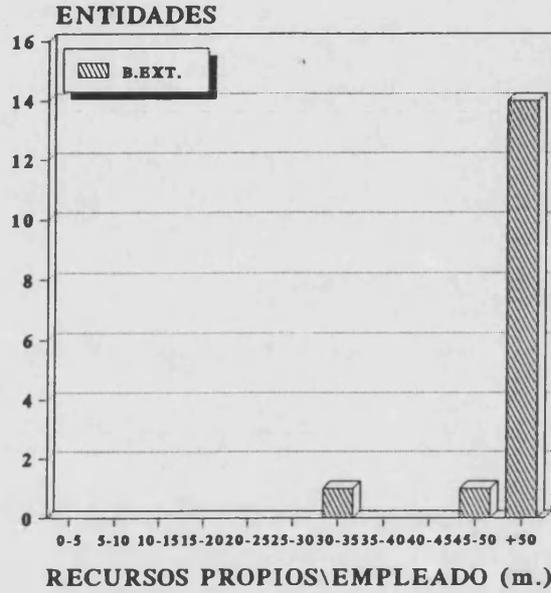


Gráfico 4.12
RECURSOS PROPIOS POR EMPLEADO
CAJAS DE AHORRO (1992)

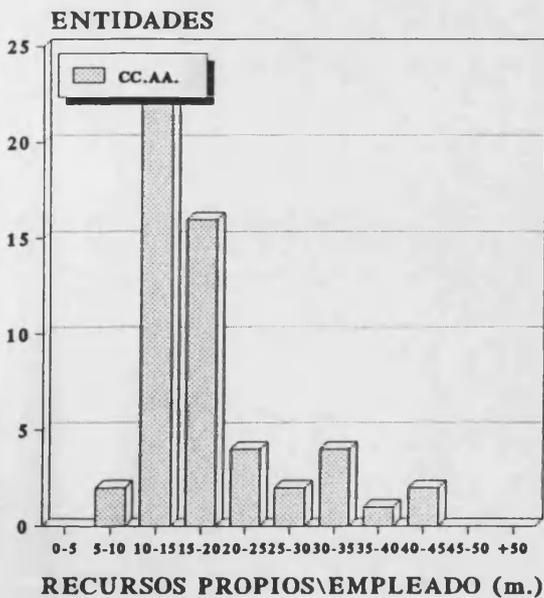
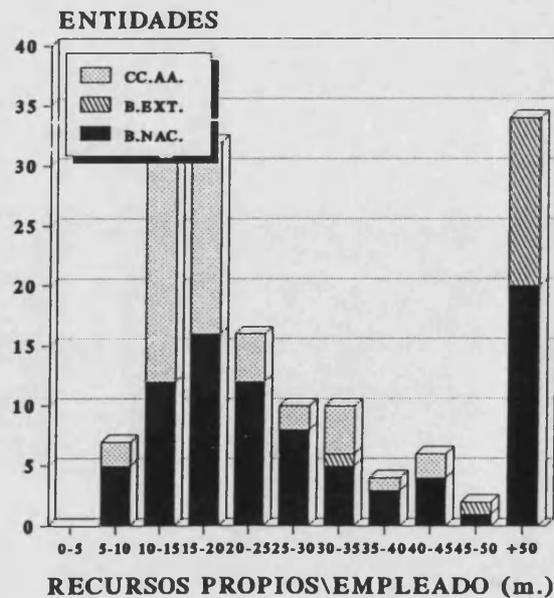


Gráfico 4.13
RECURSOS PROPIOS POR EMPLEADO
SISTEMA BANCARIO (1992)



lo cual indica que las empresas emplean diferentes tecnologías. En segundo lugar, la banca extranjera es la que presenta un mayor número de entidades con altas relaciones K/L . Podrían identificarse tres tecnologías, una intensiva en trabajo comprendida en los niveles de K/L entre 0 y 20, en los que se sitúan la practica totalidad de las cajas de ahorro y gran parte de los bancos nacionales. Otra intermedia comprendida entre 20 y 35, y otra intensiva en capital comprendida entre 35 y 50 en la que los se sitúan algunos nacionales y parecen concentrarse mayoritariamente los bancos extranjeros.

Gráficamente, el hecho de que los niveles de PAL superiores están asociados a uso de tecnologías intensivas en capital se observa en los gráficos 4.14, 4.15, 4.16, y 4.17, en los que nuevamente se acompaña una línea que representa el comportamiento medio o tendencia. En ellos se puede observar que la relación entre K/L y PAL es, en todos los casos, positiva.

De forma similar que para el caso de la PAL , la PAK se define como el cociente entre output e input, en este caso capital. Este indicador presenta los mismos problemas que la PAL . Mayores niveles de PAK van normalmente asociados a niveles inferiores de PAL , por lo que no se puede afirmar que una empresa sea más productiva que otra únicamente en base a la observación de uno de estos indicadores. Una forma de ilustrar este problema es el gráfico 4.18, que representa las PAL y PAK de cada empresa. Las observaciones presentan muchos ejemplos de empresas que dominan a otras en términos de un indicador pero son dominadas en términos del otro. En cambio, son escasos los ejemplos de empresas que dominan o son dominadas en términos de los dos.

Gráfico 4.14
PROD. APARENTE DEL TRABAJO Y K/L
BANCA NACIONAL (1992)

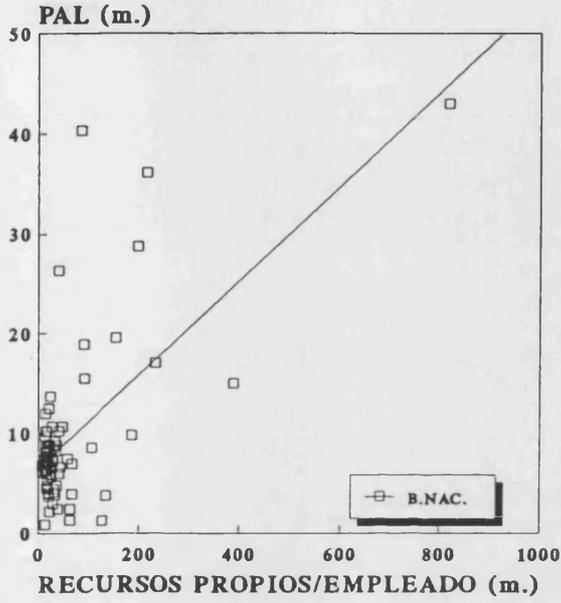


Gráfico 4.15
PROD. APARENTE DEL TRABAJO Y K/L
BANCA EXTRANJERA (1992)

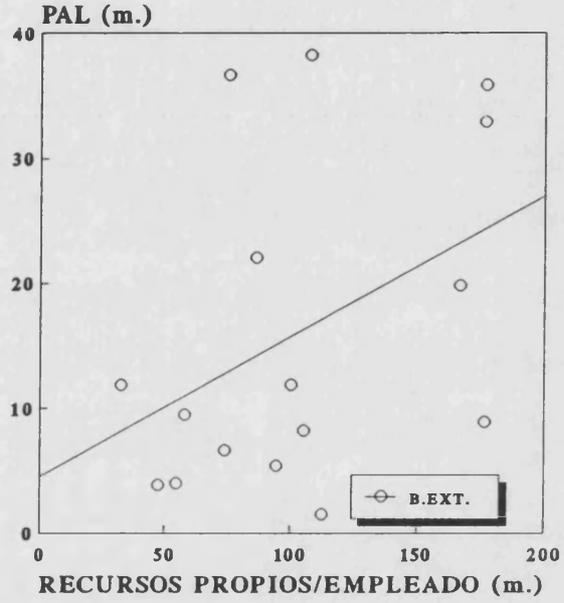


Gráfico 4.16
PROD. APARENTE DEL TRABAJO Y K/L
CAJAS DE AHORRO (1992)

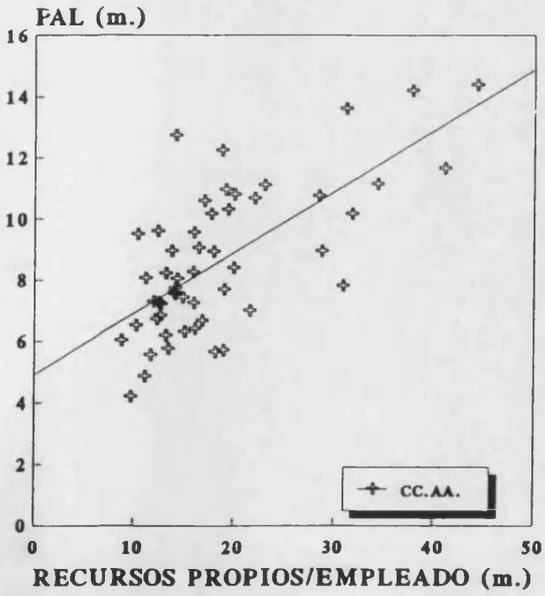


Gráfico 4.17
PROD. APARENTE DEL TRABAJO Y K/L
SISTEMA BANCARIO (1992)

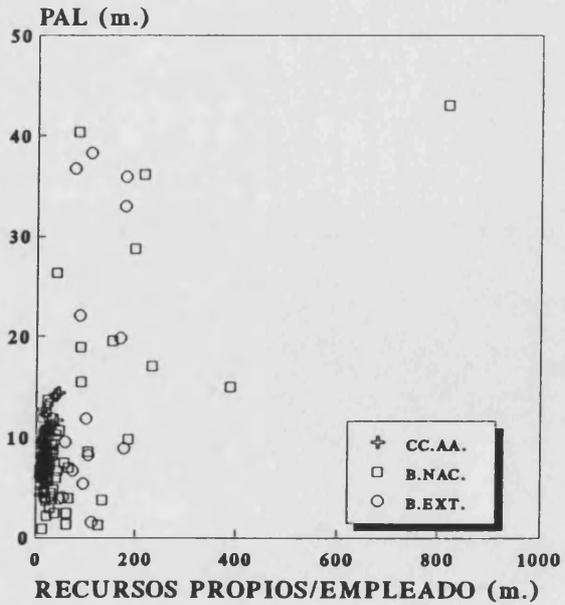
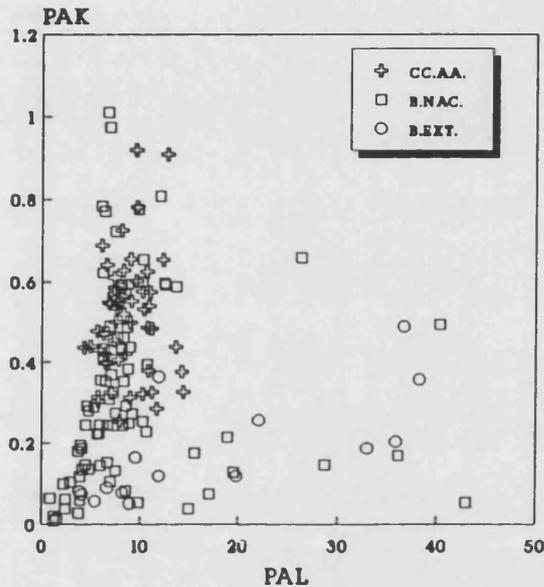


Gráfico 4.18

PRODUCTIVIDADES APARENTES
DEL TRABAJO Y DEL CAPITAL (1992)



3.2. Productividad total de los factores

Dadas las limitaciones que presentan las productividades aparentes sería adecuado disponer de un indicador que relacione nuestra medida de output agregado (Y) con un input agregado. Al abordar su construcción el problema que surge es cómo realizar la agregación de inputs heterogéneos. Sin embargo, ya que generalmente las ganancias de productividad (bien por ahorro de inputs dado un output, o bien por incremento de output dados unos inputs) se traducen en reducciones de costes unitarios, podemos agregar los inputs utilizando unos precios determinados. Si se consideran los factores productivos (K, L) utilizados por una empresa, es posible agregarlos

a unos precios dados r^* y w^* que se consideran puntos de referencia comunes a todas las empresas que deseamos comparar:

$$Z_i = r^* K_i + w^* L_i \quad [4.6]$$

La medida de productividad conjunta de los factores de cada empresa así obtenida (PR.), utilizando el input agregado Z, es la siguiente^[145]:

$$PR_i = \frac{Y_i}{r^* K_i + w^* L_i} = \frac{Y_i}{Z_i} \quad [4.7]$$

Para el cálculo del input agregado Z_i se ha utilizado como precio de mercado del input trabajo el cociente entre los gastos de personal del total de entidades y el número de empleados totales. Como precio del capital se ha utilizado el tipo de interés de los bonos y obligaciones del Estado a diez años por considerarlo una aproximación del coste de oportunidad de los fondos utilizados^[146].

¹⁴⁵Véase Mas y Pérez (1990), en donde se analizan las propiedades de esta medida, denominada *productividad revelada* y su equivalencia, bajo ciertas condiciones, con la productividad total de los factores en el análisis de Solow (1957). Sobre las medidas de productividad construidas como índices de cantidades véase Norsworthy y Jang (1992). Debe advertirse que $PR_i = 1$ sólo si la empresa i retribuye a los factores que emplea exactamente a los precios de referencia (r^* , w^*) considerados en el cálculo de PR.

¹⁴⁶El precio del input trabajo para 1992 fue 5,869 millones de pesetas por empleado, mientras que el precio del capital fue de 11,68%. El tipo de interés de los bonos y obligaciones del Estado corresponde al facilitado por el Banco de España.

La consideración de los precios de mercado, en lugar de los específicos para cada empresa, implica que el indicador de productividad obtenido está relacionado con el concepto de eficiencia técnica y no con el de eficiencia económica. Como se advirtió en el capítulo primero existen algunas discrepancias que deben ser consideradas. Así, mientras que el indicador de productividad se construye como cociente entre output obtenido y el input requerido para su producción (agregado si, como es el caso, existen varios inputs) el indicador de eficiencia se construye a partir de la comparación del máximo nivel del vector de outputs, dado un nivel del vector de inputs¹⁴⁷, sin necesidad de que ni output ni input sean vectores unidimensionales.

Las diferencias entre los conceptos de eficiencia y productividad construida en base a un output y un input fueron expuestas en el capítulo primero. Sin embargo, cuando el indicador de productividad se obtiene de la agregación de varios inputs, hay que añadir una diferencia adicional entre ambos indicadores: el incumplimiento de la propiedad de invarianza respecto a cambios en la unidad de medida (propiedad c) de la sección 1.2). Así, tan solo en el caso de que los precios de mercado de los inputs, utilizados como ponderación para agregarlos, sean iguales para cada empresa, la medida de productividad será invariante ante cambios en la unidad de medida.

¹⁴⁷O, alternativamente, del mínimo nivel del vector de inputs, dado un vector de outputs.

3.3 Análisis de la dispersión y evolución de la productividad.

En los gráficos 4.19, 4.20, 4.21 y 4.22 se presentan las distribuciones de frecuencias correspondientes a la productividad global de los factores. El primer rasgo destacable es la mayor dispersión de las observaciones correspondientes a banca nacional y banca extranjera en comparación con las de las cajas de ahorro, concentradas en su mayoría en torno a la unidad. Igualmente se intuye que la *PR* media de los bancos nacionales y extranjeros es inferior a la de las cajas.

Este rasgo se observa también en los gráficos 4.23, 4.24, 4.25, y 4.26, en donde se comprueba que las cajas de ahorro están concentradas en niveles superiores de *PR* (ver la escala del eje de ordenadas). Además, de igual forma que para la *PAL* y la *PAK*, existe una relación positiva entre *PR* y tamaño de la entidad.

En el gráfico 4.27 (i) se muestran las relaciones entre output (*Y*) e input agregado (*Z*) según se definió anteriormente, así como una recta cuya pendiente representa la productividad media del grupo considerado. De igual modo, la *PR* de cada entidad viene representada por el radio vector que une cada observación con el origen.

Dado que debido a problemas de escala es difícil identificar las *PR* de las entidades de menor tamaño, los gráficos 4.27 (ii), (iii), y (iv) muestra las entidades con un volumen de output inferior a 100, 50 y 25 m.m. de pesetas respectivamente, en los cuales las distintas rectas representan la productividad media global de cada uno los grupos.

Gráfico 4.19
PROD. GLOBAL DE LOS FACTORES
BANCA NACIONAL (1992)

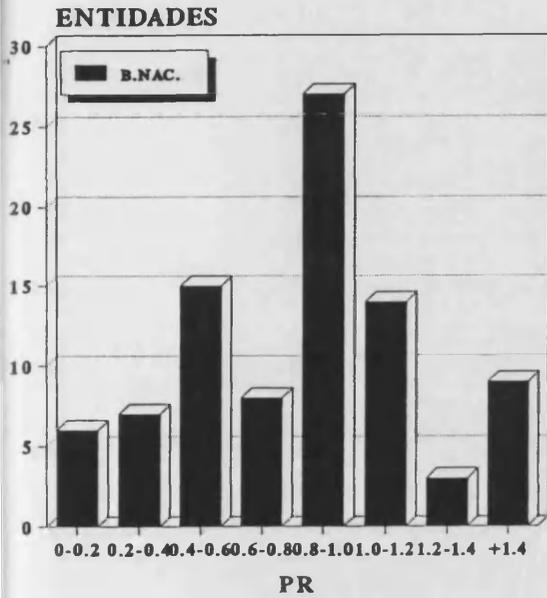


Gráfico 4.20
PROD. GLOBAL DE LOS FACTORES
BANCA EXTRANJERA (1992)

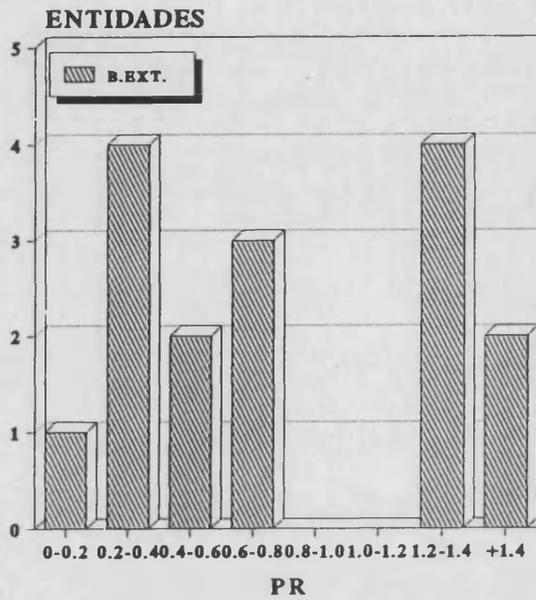


Gráfico 4.21
PROD. GLOBAL DE LOS FACTORES
CAJAS DE AHORRO (1992)

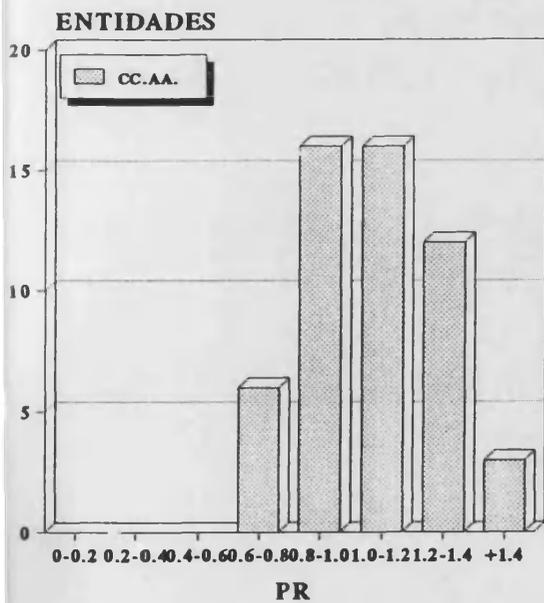


Gráfico 4.22
PROD. GLOBAL DE LOS FACTORES
SISTEMA BANCARIO (1992)

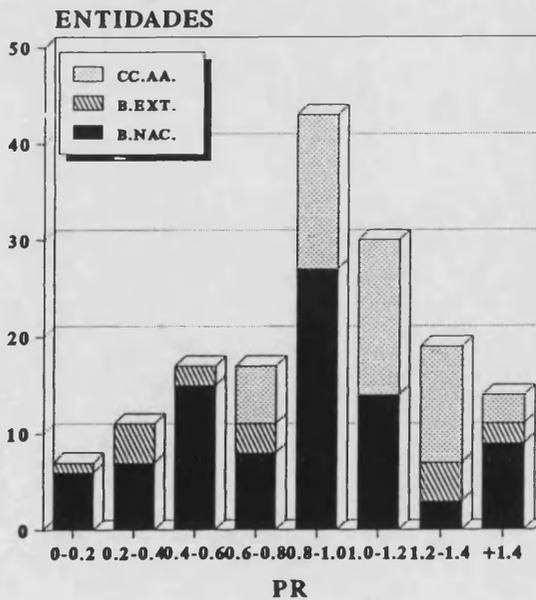


Gráfico 4.23
PROD. GLOBAL DE LOS FACTORES
BANCA NACIONAL (1992)

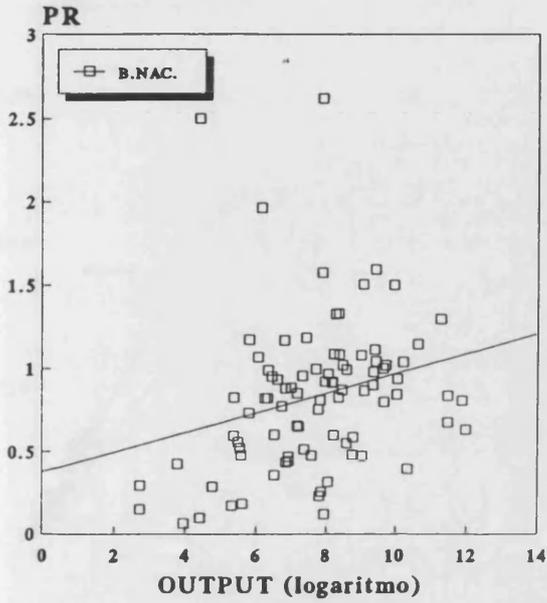


Gráfico 4.24
PROD. GLOBAL DE LOS FACTORES
BANCA EXTRANJERA (1992)

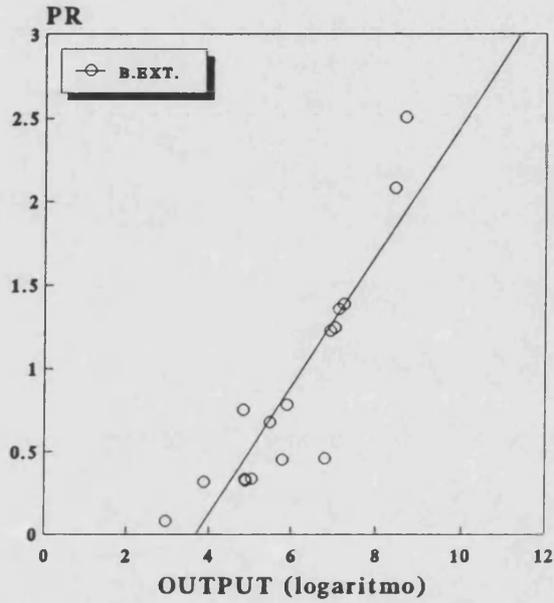


Gráfico 4.25
PROD. GLOBAL DE LOS FACTORES
CAJAS DE AHORRO (1992)

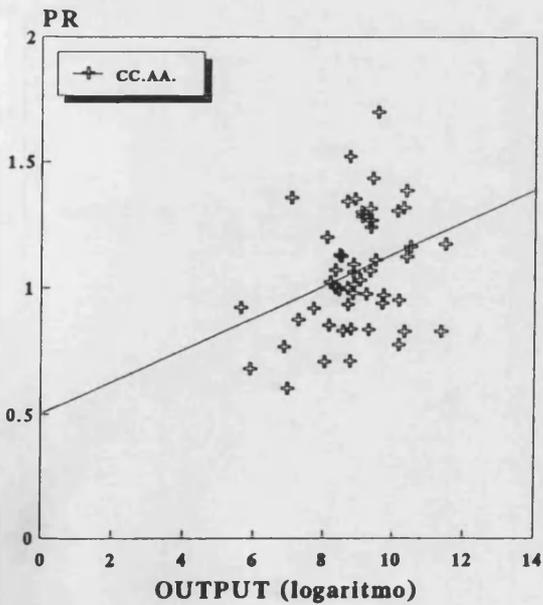


Gráfico 4.26
PROD. GLOBAL DE LOS FACTORES
SISTEMA BANCARIO (1992)

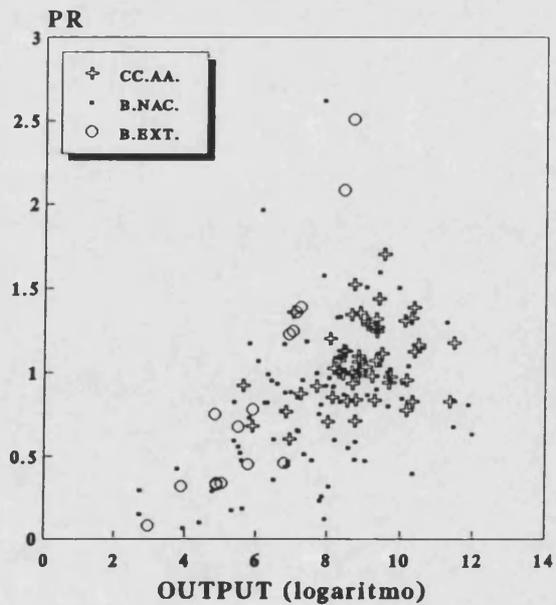


Gráfico 4.27 (i)
OUTPUT E INPUT AGREGADO (1992)

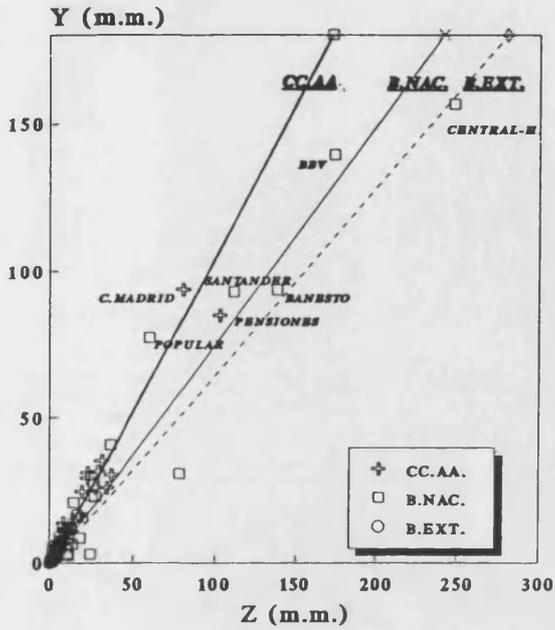


Gráfico 4.27 (ii)
OUTPUT E INPUT AGREGADO (1992)

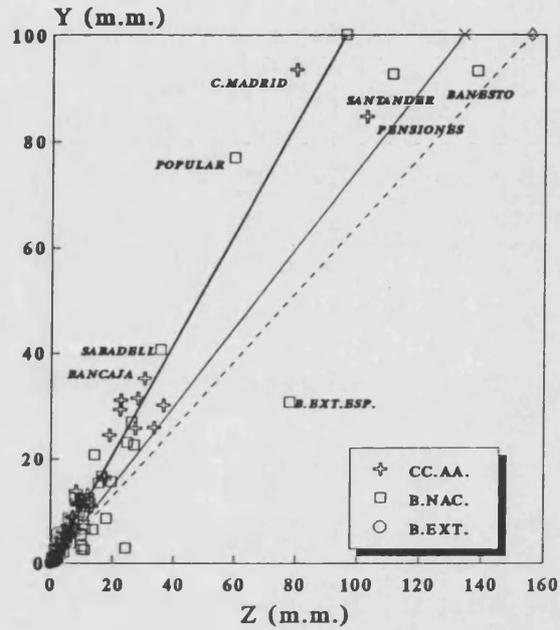


Gráfico 4.27 (iii)
OUTPUT E INPUT AGREGADO (1992)

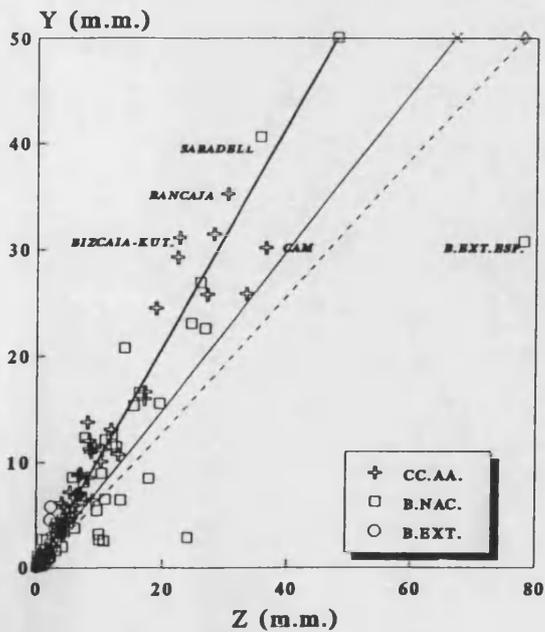
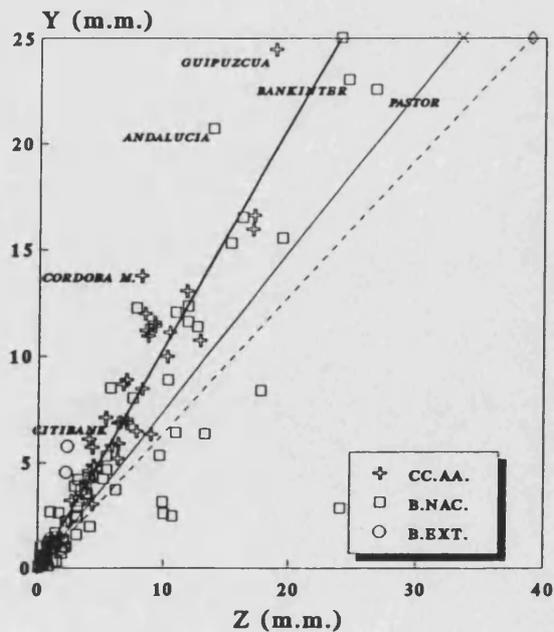


Gráfico 4.27 (iv)
OUTPUT E INPUT AGREGADO (1992)



Una correcta interpretación del gráfico 4.27 obliga a observar el cuadro 4.1, descriptivo de la PR por tamaños. Dicho cuadro ha sido elaborado con *todas* las entidades que formaban parte del SBE en 1992, y de las cuales se disponía de información para las variables mostradas.

En él se observa, en primer lugar, que la banca extranjera en 1992 tiene una PR claramente inferior a la banca nacional y cajas de ahorro (0,64 frente a 0,75 y 1,05 respectivamente). En segundo lugar, se observa la gran variabilidad de niveles de PR de la banca nacional y extranjera.

En el caso de la banca extranjera la variabilidad es superior, ya que conviven entidades con PR negativas junto con un elevado número de empresas con productividades superiores a la unidad. El resultado final es que la banca extranjera tiene una PR inferior a las cajas y banca nacional. No obstante, si se procediera a la eliminación de las entidades con pérdidas, los resultados de la banca extranjera serían significativamente mejores.

CUADRO 4.1
PRODUCTIVIDAD GLOBAL DE LOS FACTORES
POR TAMAÑOS (1992)

CAJAS DE AHORRO		Y*	Z	PR*	PAL	PAK	K/L
< 2000	6	854,5	1031,4	0,87	6,354	0,543	11,7
2000-4000	5	3042,6	3326,4	0,94	7,285	0,464	16,3
4000-6000	9	4950,6	4813,4	1,05	8,015	0,576	15,3
6000-10000	12	7456,1	7045,9	1,10	8,977	0,491	19,7
10000-20000	11	12562,9	11005,9	1,19	9,631	0,548	18,9
20000-30000	4	26305,3	25337,8	1,09	9,660	0,425	24,2
30000-50000	4	31919,3	29271,2	1,12	9,650	0,456	22,1
> 50000	2	89052,5	91162,2	0,99	9,293	0,316	29,6
TOTAL	53	13513,6	12913,2	1,05	8,651	0,506	18,6
BANCA NACIONAL		Y*	Z	PR*	PAL	PAK	K/L
< 2000	10	186,2	1143,2	0,13	7,318	0,070	191,6
2000-4000	16	2945,7	5733,9	0,90	9,800	0,360	35,5
4000-6000	7	4655,4	5293,9	0,95	6,857	0,664	11,7
6000-10000	6	7752,8	10863,0	0,83	6,807	0,345	19,6
10000-20000	8	13360,4	13205,9	1,06	8,404	0,493	17,5
20000-30000	4	23272,5	22720,4	1,08	9,399	0,440	24,7
30000-50000	2	35622,5	56627,8	0,77	6,252	0,355	23,7
50000-100000	3	87580,0	102678,5	0,94	8,084	0,362	24,9
> 100000	2	148054,5	210226,8	0,72	6,196	0,265	23,7
TOTAL	58	9659,9	12917,0	0,75	7,802	0,241	111,4
BANCA EXTRANJERA		Y*	Z	PR*	PAL	PAK	K/L
< 250	14	-238,8	667,1	-0,15	-5,775	-0,008	111,5
250-500	2	337,0	581,5	0,61	13,966	0,098	135,8
500-1000	1	883,0	1938,9	0,45	6,590	0,089	73,6
1000-2000	4	1177,8	902,7	1,30	25,665	0,252	117,9
> 2000	2	5133,0	2235,5	2,29	37,443	0,422	91,2
TOTAL	23	573,5	892,3	0,64	5,705	0,081	111,3

Los gráficos 4.28 (i) y 4.28 (ii) ofrecen una visión de la evolución temporal de la PR de la banca nacional y cajas de ahorro. Un rasgo destacable es el hecho de que las cajas de ahorro tienen siempre una PR superior a la de la banca nacional. Por otra parte, cuando el output no está corregido por el efecto de los márgenes la evolución de la PR es decreciente, mientras que si se procede a eliminar la influencia de los márgenes en el output la evolución de la PR es mayoritariamente creciente.

Por su parte, el cuadro 4.2 facilita un ranking de las diez entidades más productivas en 1992 de cada grupo. Resalta el hecho de que, si bien el grado de apalancamiento y la relación capital-trabajo media de las cajas de ahorro y la banca nacional difieren de forma significativa, estas ratios son muy similares entre las entidades más productivas.

Gráfico 4.28 (i)
PRODUCTIVIDAD GLOBAL
 (Output V.A.N. sin corregir)

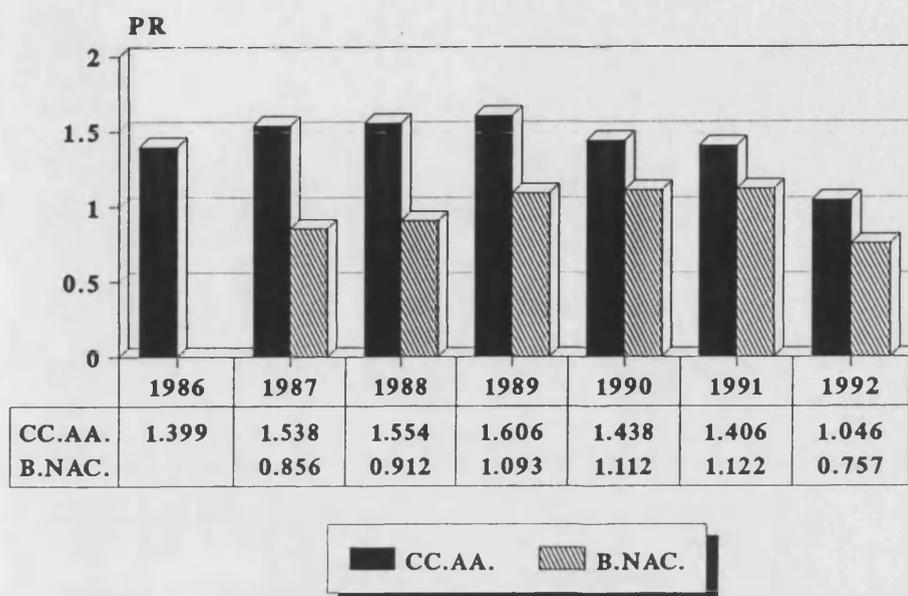
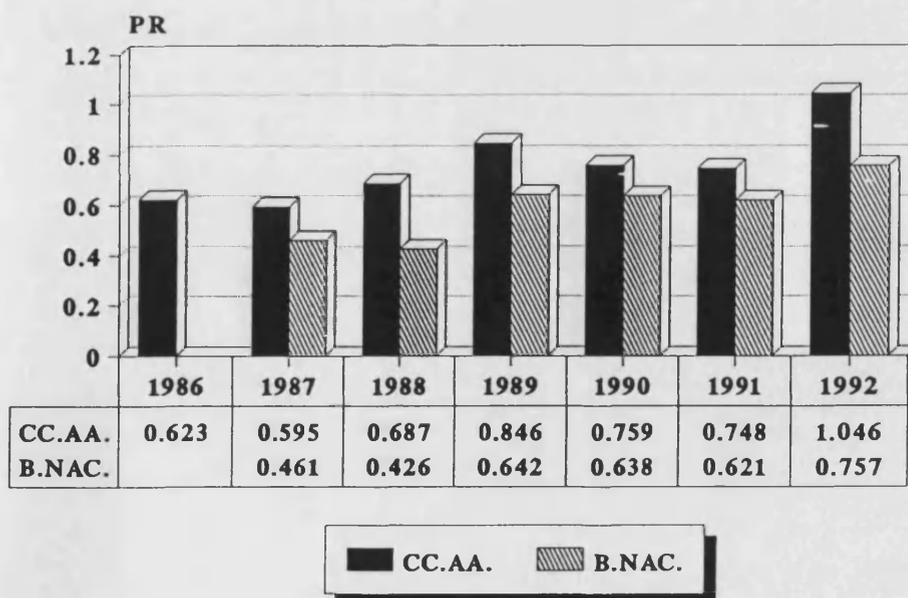


Gráfico 4.28 (ii)
PRODUCTIVIDAD GLOBAL
 (Output V.A.N. corregido)



CUADRO 4.2

RANKING DE ENTIDADES MAS PRODUCTIVAS

CAJAS AHORRO	Y	PR	PAL	PAK	ACT./K	K/L
CORDOBA M.	13761	1,70	12,74	0,91	18,25	14,03
AVILA	6066	1,52	12,25	0,65	17,83	18,77
NAVARRA	11990	1,43	13,61	0,44	15,89	31,10
BIZKAIA-KUTXA	31057	1,38	14,21	0,38	14,83	37,78
JAEN	1130	1,35	10,97	0,57	14,20	19,12
BADAJOS	7105	1,35	10,60	0,62	14,35	16,99
CORDOBA.P	5685	1,34	9,49	0,92	23,14	10,33
GALICIA	29209	1,32	10,81	0,54	19,19	20,03
S.FERNANDO	11181	1,31	9,60	0,78	16,16	12,29
GUIPUZCOA	24467	1,30	14,38	0,33	11,64	44,23
MEDIA 10	14165	1,4	11,87	0,61	16,55	22,47
MEDIA GLOBAL	13274	1,5	8,65	0,51	17,75	18,61
BANCA NACIONAL	Y	PR	PAL	PAK	ACT./K	K/L
B.NEGOCIOS ARG.	2623	2,62	40,35	0,49	27,27	81,77
HUELVA	79	2,50	26,33	0,66	19,13	40,00
CASTILLA	12244	1,59	13,68	0,59	12,07	23,30
EXTREMADURA	2585	1,57	11,97	0,81	15,84	14,82
GALICIA	8498	1,50	12,53	0,59	12,71	21,18
ANDALUCIA	20683	1,50	12,45	0,60	9,73	20,88
MERIDIONAL	4174	1,33	9,75	0,78	20,82	12,57
MURCIA	3826	1,33	10,20	0,65	9,54	15,61
POPULAR	76881	1,30	10,18	0,60	13,03	16,98
PRIVANZA	1633	1,18	10,67	0,39	11,69	27,03
MEDIA 10	13322	1,64	15,81	0,61	15,18	27,41
MEDIA GLOBAL	9659	0,75	7,80	0,24	12,37	111,4
BANCA EXTRANJ.	Y	PR	PAL	PAK	ACT./K	K/L
CITIBANK	5754	2,50	36,65	0,49	15,62	75,08
CHEMICAL BANK	4512	2,08	38,24	0,36	22,54	107,39
B.TOKYO	1366	1,38	22,03	0,26	24,36	86,08
MITSUBISHI	1219	1,35	35,85	0,20	19,21	176,61
SAKURA Bank Ltd	1120	1,24	32,94	0,19	11,63	176,50
CHASE	1006	1,22	11,84	0,36	12,92	32,55
DAI-ICHI KANGYO	356	0,78	19,78	0,12	13,73	166,67
SAO PAULO	123	0,75	9,46	0,16	16,79	57,69
CANADA	237	0,68	11,85	0,12	17,87	100,00
MORGAN	883	0,46	6,59	0,09	39,74	73,63
MEDIA 10	1657	1,24	22,52	0,23	19,44	105,2
MEDIA GLOBAL	573	0,64	5,71	0,08	17,19	111,3

4. LOS DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD.

Una vez completado el estudio descriptivo de los datos es deseable identificar las variables explicativas de estas diferencias de productividad, así como su evolución en el período considerado de forma similar a la realizada en el capítulo segundo. Para ello, se ha estimado un *panel*, intentando captar la importancia de las influencias de los siguientes factores: tecnología productiva y entorno, cualificación de los factores, organización y especialización.

Se ha distinguido entre cajas de ahorro, banca nacional y extranjera. Teniendo en cuenta esta división, se han considerado 52 cajas de ahorro, 58 bancos nacionales y 23 extranjeros^[148].

4.1. Variables consideradas.

a) **Tecnología productiva.** La tecnología es, sin duda, una variable relevante para explicar porqué unas empresas son más productivas que otras, y refleja la posibilidad de que las instituciones bancarias tengan distintas funciones de producción. Asimismo, los cambios temporales en la productividad serán debidos (entre otros factores) a desplazamientos de la función de producción (progreso técnico), así como a factores de entorno, no controlables, que en el caso de las empresas financieras pueden resultar importantes.

¹⁴⁸En el caso de la banca extranjera determinadas entidades carecían en algunos años de datos necesarios para la construcción de algunas variables. Frente a la eliminación total de la entidad, se ha preferido conservarla aunque sea de forma incompleta. Por ello, el panel estimado en el caso de la banca extranjera es incompleto.

Por lo que respecta al cambio técnico, se ha intentado captar con la introducción de efectos temporales (una *dummy* por período)^[149]. El problema que surge es que estas *dummies* captan además los factores exógenos e irregulares que engloban a todos aquellos aspectos que afectan al conjunto del sector bancario, como son:

- los cambios en las regulaciones.
- la entrada en la CEE.
- las tensiones en los mercados financieros fruto de las políticas monetarias restrictivas.
- el incremento de la competencia (estrechamiento de márgenes), etc.

Así, una elevación de los valores de los coeficientes de las *dummies* se interpretará como que el efecto del conjunto de variables que afectan a todas las empresas pero que tienen variación temporal (progreso técnico, precios, tipos de interés, regulaciones, etc.) tiene un efecto creciente, indicando una influencia positiva de los factores exógenos e irregulares sobre la PR o una mejora tecnológica. El signo de estas variables es, por tanto, incierto *a priori*.

Dado que el contraste de igualdad de parámetros para cada submuestra se rechaza al 1% de significatividad, al objeto de no sesgar los

¹⁴⁹La introducción de los efectos temporales permite también controlar la influencia de todas las posibles variables macroeconómicas sobre el comportamiento individual, véase Arellano y Bover (1989).

estimadores se ha procedido a estimar por separado las submuestras^[150].

b) Cualificación de los factores. Las empresas que utilicen inputs de mayor calidad mostrarán unas productividades más elevadas. Esto sólo se reflejará en los costes, abaratándolos, si la mayor calidad no es contrarrestada totalmente por un mayor precio de los inputs. No obstante, como la medida de productividad está definida con precios homogéneos de los inputs en todas las empresas, las diferencias de precios de los inputs de las empresas no influyen en la *PR*. Por el lado dinámico, serán los cambios en la cualificación y formación profesional del personal los que afecten a la evolución de la productividad.

La cualificación del trabajo se intenta recoger mediante la variable *ECUAL*, definida para las cajas de ahorro como el porcentaje de jefes, oficiales, titulados y personal informático respecto al total de empleados, mientras que para los bancos se define como la proporción de jefes y titulados respecto al total de empleados^[151].

Por lo que respecta a la cualificación del capital, se han considerado dos variables. La variable *INMOV/K*, definida como porcentaje de inmovilizado sobre recursos propios y la variable *ACTIVO/K*, definida como activos totales sobre recursos propios, que mide el grado de apalancamiento financiero. El signo esperado de la variable *INMOV/K* es

¹⁵⁰No es adecuado introducir *dummies* para cajas y banca extranjera, pues ello equivaldría a suponer que ambos grupos de entidades comparten la misma tecnología, lo cual es bastante restrictivo. Véase Mester (1989) y (1993).

¹⁵¹La diferencia en la definición es consecuencia de las limitaciones de información en el caso de los bancos.

negativo, siempre que el porcentaje de capital no inmovilizado (1-IN-MOV/K) obtenga unos productos financieros superiores al coste de los recursos propios (r); de lo contrario será positivo^{152]}. Por su parte, ACTIVO/K mide el grado de apalancamiento^{153]} (o porcentaje de recursos ajenos sobre recursos propios). Su signo esperado es positivo, ya que un mayor porcentaje de recursos ajenos en relación a los propios disminuye costes financieros, pues es de esperar que los depositantes exijan una retribución menor por los fondos invertidos que los accionistas (éstos exigen, además, una prima de riesgo), lo que se traduce en que el coste de los recursos ajenos es inferior al de los propios, con lo que un mayor apalancamiento normalmente se traducirá en una mayor PR.

c) **Variables organizativas.** Las diferencias en las estructuras organizativas de las empresas pueden tener consecuencias sobre la productividad. Por lo que respecta a la evolución, serán los cambios en la estructura organizativa los que afectarán a la evolución de la productividad.

Para captar las ventajas que presentan en términos de productividad las empresas que se estructuran de una u otra forma se utiliza el número de

¹⁵²En el caso de la banca extranjera se prescinde de la utilización de esta variable, pues su uso hubiera obligado a prescindir de un elevado número de entidades para las cuales el dato de inmovilizado no estaba disponible.

¹⁵³Llamando RA a los recursos ajenos, y K a los recursos propios, la variable ACTIVO/K puede expresarse como:

$$ACTIVO/K = \frac{ACTIVO}{K} = \frac{K+RA}{K} = 1 + \frac{RA}{K}$$

oficinas, **OFIC** y el tamaño de las oficinas¹⁵⁴). Se introducen también estas variables al cuadrado para comprobar si existen relaciones significativas no proporcionales entre la productividad y estas variables. Asimismo, se considera también el efecto cruzado de ambas variables, **Y·OFIC**.

d) **Gama de productos.** Dado que la medida de output definida es una medida agregada, se hace necesario algún tipo de variable que capte la naturaleza multiproducto, así como las des/ventajas de elegir una determinada gama de productos. Por ello, se han definido distintas variables representativas de la especialización de pasivo de las entidades¹⁵⁵. La primera de ellas es la variable **TMDEPOS** (tamaño medio de los depósitos) como el cociente de los depósitos de ahorro sobre el número de depósitos, intentando captar las ventajas de la orientación a clientes grandes o pequeños. Un signo positivo de esta variable indicará que es ventajoso trabajar con los clientes grandes pues suponen menores costes operativos; por el contrario, un signo negativo indicará que los altos costes financieros asociados a los grandes clientes superan a los menores costes operativos asociados a los depósitos de mayor tamaño¹⁵⁶. De igual forma, la

¹⁵⁴Nótese que al realizar una regresión conjunta entre ambas variables **Y** y **OFIC**, el coeficiente de **Y** indica la variación de la productividad atribuible al volumen de output, siendo las demás variables constantes. Por tanto, si el número de oficinas es constante, el coeficiente de **Y** será la elasticidad de la PR ante variaciones del tamaño medio de la oficina.

¹⁵⁵Se han creado varias variables indicativas de la especialización de activo de las entidades, así como del tamaño de los depósitos. No obstante, en el primer caso no resultaron significativas, razón por la cual no se incluyen, mientras que en el caso del tamaño de los depósitos los mejores resultados se obtienen con la variable que finalmente se presenta.

¹⁵⁶Obsérvese que en el capítulo segundo, al medirse la eficiencia en la prestación de servicios únicamente se incluían los costes operativos, excluyendo los financieros. En aquel caso el signo esperado de la variable **TMDEPOS** era inequívocamente positivo,

variable número de cuentas por oficina CTAS/OFIC, intenta captar si existe alguna ventaja en la orientación de las empresas hacia el segmento de mercado representado por las economías domésticas.

La tercera variable introducida es ESTRPAS, que pretende captar los efectos de las diferentes estructuras del pasivo. Ésta variable se ha especificado como el cociente entre los depósitos de ahorro y el total de débitos de clientes y pretende captar la relación entre productividad y la orientación de la empresa a la prestación de servicios tradicionales (fundamentalmente depósitos vista y ahorro).

4.2. Estimación del panel estático

El modelo elegido será una regresión lineal con K variables explicativas, con efectos individuales de la forma:

$$PR_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki} + \eta_i + v_{it} \quad [4.8]$$

La estimación de un conjunto de individuos observados en varios períodos (panel de datos) utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) proporciona estimadores sesgados, ya que no se tienen en cuenta la posible existencia de diferencias inobservables de los individuos que constituyen el

indicando que los depósitos grandes tienen menores requerimientos de inputs. No obstante, al considerarse ahora los costes financieros el efecto global es *a priori* incierto.

panel, correlacionadas con las variables explicativas. De hecho, los MCO tan sólo serán consistentes cuando las variables explicativas x_{it} estén incorrelacionadas tanto con los efectos individuales η_i , como con los residuos v_{it} .

La técnica de datos de panel proporciona estimadores más eficientes que los de MCO. Además, al utilizar información individual intertemporal se puede controlar mejor los efectos de variables omitidas o inobservables. En concreto, el estimador "intra-grupos" es calculado transformando las variables en desviaciones respecto a las medias temporales de cada observación individual:

$$\tilde{x}_{it} = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T x_{is} \quad [4.9]$$

No obstante, cuando se dispone de un panel corto las ventajas de la técnica de datos de panel disminuyen, ya que muchas variables cambian poco en tan breve espacio de tiempo (ECUAL, TMDEPOS, ESTRPAS, ACTIVO/K, OFIC, etc), por lo que sus desviaciones se anularán. Esto podría suponer que algunas de las variables aparezcan como no significativas (o con signo opuesto al esperado), a pesar que desde un punto de vista teórico tengan una especial relevancia. Además, al eliminar de cada variable su media temporal se reduce la variabilidad de los datos, aumentando la multicolinealidad, lo que unido al anterior problema contribuye a reducir más la significatividad de los parámetros.

A pesar de todo, la técnica de datos de panel parece ser la más apropiada para el objetivo que pretendemos, ya que una de las ventajas de los micropaneles consiste en que permite controlar la heterogeneidad inobservable. Así, supóngase que se realiza la siguiente regresión lineal con un único corte transversal:

$$PR_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} \quad i=1, \dots, N \quad [4.10]$$

Obviamente, sería difícil saber si los coeficientes reflejan realmente el impacto de x_i sobre PR_i o, por el contrario, se deben a diferencias inobservables entre los individuos, que están correlacionadas con las variables explicativas^[157]. Si estas diferencias individuales son constantes a lo largo del tiempo, la técnica de panel puede solucionar el problema, ya que al tomar diferencias se identifican mejor los coeficientes.

Las variables se encuentran expresadas en pesetas de 1992^[158], y están en logaritmos, por lo que su significado es una medida de elasticidad de la productividad respecto de la variable correspondiente. Los cuadros 4.3, 4.4 y 4.5 presentan los resultados obtenidos para las distintas submuestras al aplicar la técnica de datos de panel para la estimación de un

¹⁵⁷Por ejemplo, las diferencias en la calidad del *management* (inobservable) teóricamente deberían de influir sensiblemente en la productividad. El problema surge porque es posible que esta variable inobservable esté correlacionada con la variable explicativa ECUAL (por ejemplo), lo que distorsionaría los parámetros estimados.

¹⁵⁸Para deflactar las series se ha utilizado el deflactor del PIB base 1986.

modelo de efectos fijos¹⁵⁹].

¹⁵⁹El programa utilizado es el TSP 5.1. En lo que se refiere al contraste de efectos fijos vs aleatorios, el test más apropiado es el test de *Hausman*, que en todos los casos ha permitido rechazar la hipótesis nula de que las variables explicativas y los efectos individuales no están correlacionados. De hecho, el que los efectos se supongan fijos o aleatorios no representa ninguna cualidad intrínseca de la especificación, ya que los efectos se pueden considerar siempre como aleatorios sin pérdida de generalidad. Lo importante es si los efectos están correlacionados o no con las variables explicativas. Si lo están, es conveniente hacer inferencia condicional sobre la muestra y si no lo están es natural hacer inferencia incondicional.

CUADRO 4.3
DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD:
CAJAS DE AHORRO

CAJAS DE AHORRO	PR		PAL		PAK	
	Param.	t-stud.	Param.	t-stud.	Param.	t-stud.
Y*	0.921	10.202	0.913	15.893	0.912	15.893
Y ²	0.011	1.004	0.184	0.025	0.184	0.025
OFIC	-0.809	-7.307	-0.793	-11.26	-0.793	-11.26
OFIC ²	0.022	1.200	-0.005	-0.423	-0.005	-0.423
Y*OFIC	-0.021	-0.819	0.007	0.422	0.007	0.422
INMOV/K	-0.051	-4.930	-0.004	-0.759	-0.004	-0.759
ACTIVO/K	0.231	13.545	0.804	25.427	0.804	25.426
ECUAL	0.271	7.893	0.071	2.878	0.071	2.877
TMDEPOS	-0.532	-10.04	-0.681	-19.07	-0.681	-19.07
ESTRPAS	0.506	9.398	0.647	17.839	0.647	17.839
CTAS/OF	-0.563	-10.81	-0.714	-20.85	-0.714	-20.85
K/L	-	-	0.784	25.235	-0.216	-6.943
D87	0.045	4.843	-0.003	-0.605	-0.003	-0.605
D88	0.083	5.937	-0.015	-1.746	-0.015	-1.746
D89	0.119	7.504	-0.041	-4.109	-0.041	-4.109
D90	0.164	9.182	-0.045	-3.973	-0.045	-3.973
D91	0.216	10.902	-0.051	-4.049	-0.051	-4.04
D92	0.232	10.555	-0.063	-4.545	-0.063	-4.545
N° obs.	364		364		364	
R ²	0.978		0.988		0.992	
SSR	0.524		0.208		0.208	

CUADRO 4.4
DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD:
BANCA NACIONAL

BANCA NACION.	PR		PAL		PAK	
	Param.	t-stud.	Param.	t-stud.	Param.	t-stud.
Y*	1.453	10.864	1.445	10.511	1.445	10.511
Y ²	-0.042	-3.841	-0.045	-3.984	-0.045	-3.984
OFIC	-0.719	-6.225	-0.721	-6.075	-0.721	-6.075
OFIC ²	-0.035	-4.146	-0.042	-4.881	-0.042	-4.881
Y*OFIC	0.063	3.961	0.071	4.282	0.071	4.282
INMOV/K	-0.002	0.257	-0.005	-0.401	-0.005	-0.401
ACTIVO/K	0.137	5.613	0.139	4.529	0.139	4.529
ECUAL	0.032	0.571	-0.018	-0.324	-0.018	-0.324
TMDEPOS	-0.175	-6.593	-0.139	-4.835	-0.139	-4.835
ESTRPAS	0.101	3.561	0.088	2.908	0.088	2.908
CTAS/OF	-0.193	-6.201	-0.172	-5.221	-0.172	-5.221
K/L	-	-	0.272	6.786	-0.728	-18.22
D88	0.032	1.192	-0.003	-0.118	-0.003	-0.118
D89	0.048	2.127	-0.057	-2.438	-0.057	-2.438
D90	0.091	2.808	-0.056	-1.688	-0.056	-1.688
D91	0.139	5.231	-0.073	-2.616	-0.073	-2.616
D92	0.194	6.496	-0.071	-2.229	-0.071	-2.229
Nº obs.	348		348		348	
R ²	0.933		0.934		0.945	
SSR	3.471		3.603		3.603	

CUADRO 4.5

DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD:
BANCA EXTRANJERA

BANCA EXTRANJ.	PR		PAL		PAK	
	Param.	t-stud.	Param.	t-stud.	Param.	t-stud.
Y*	1.056	8.719	1.114	9.274	1.114	9.274
Y ²	-0.009	-1.144	-0.013	-1.517	-0.013	-1.517
OFIC	-0.091	-0.174	0.124	0.239	0.124	0.239
OFIC ²	0.020	0.519	0.025	0.653	0.025	0.653
Y*OFIC	-0.037	-0.655	-0.063	-1.118	-0.063	-1.118
INMOV/K	-	-	-	-	-	-
ACTIVO/K	0.544	10.474	0.543	9.331	0.543	9.331
ECUAL	0.133	1.327	0.038	0.356	0.038	0.356
TMDEPOS	-0.079	-2.477	-0.113	-3.175	-0.113	-3.175
ESTRPAS	0.041	1.513	0.052	1.872	0.052	1.872
CTAS/OF	-0.208	-5.629	-0.238	-5.863	-0.238	-5.863
K/L	-	-	0.546	8.293	-0.454	-6.905
D89	0.049	1.048	-0.025	-0.519	-0.025	-0.519
D90	2.5E-3	-6E-2	-0.086	-2.179	-0.086	-2.179
D91	0.053	1.121	-0.093	-1.954	-0.093	-1.954
D92	0.093	1.776	-0.056	-1.098	-0.056	-1.098
N°obs.	102		102		102	
R ²	0.955		0.953		0.961	
SSR	1.127		1.090		1.090	

4.2.1. Productividad total de los factores.

De la observación de los cuadros, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

-Cualificación de los factores: La cualificación del trabajo **ECUAL**, es de esperar que incida de forma positiva en la productividad. Así sucede de manera significativa en las cajas de ahorro. Sin embargo, y al igual que sucediera en el capítulo segundo, en la banca nacional y extranjera el parámetro no resulta significativo.

Por lo que respecta a la cualificación del capital, la variable **INMOV/K** incide negativamente sobre la PR de las cajas de ahorro, lo que significa que el porcentaje de capital no inmovilizado ($1-\text{INMOV/K}$) o *free-capital* obtiene unos productos financieros superiores al coste imputado de los recursos propios. La incidencia del inmovilizado es, por el contrario, no significativa en la banca nacional.

Por su parte, la variable **ACTIVO/K** (indicador de la proporción de recursos ajenos sobre los propios) recoge en todos los casos la incidencia positiva de un mayor grado de apalancamiento financiero. Por otro lado, permite afirmar que un coeficiente de solvencia superior al óptimo (menor apalancamiento que el óptimo) incidiría negativamente sobre la productividad. Obsérvese la elevada significatividad de este parámetro en el caso de las cajas de ahorro y banca extranjera, y el posible alcance de las regulaciones que afectan a esta variable. De nuevo estos resultados son coincidentes con los obtenidos en el capítulo segundo en relación con la eficiencia.

-Variables organizativas: La productividad aumenta con el tamaño de la oficina en todos los casos¹⁶⁰. En lo que respecta al número de oficinas (**OFIC**), su incidencia sobre la productividad es negativa y muy significativa en las cajas de ahorro y en la banca nacional, siendo no significativa en la banca extranjera.

-Gama de productos: La variable **TMDEPOS** (tamaño medio de los depósitos), influye negativamente sobre la *PR* de todos los grupos de entidades, lo cual indica que las ventajas en términos de menores costes operativos de los grandes clientes se ven más que compensadas por la elevación de los costes financieros. Las empresas con mayor número de cuentas por oficina (**CTAS/OFIC**) muestran un menor nivel de *PR* (signo negativo y significativo en todos los casos).

El coeficiente positivo de la variable **ESTRPAS**, indica que la orientación de las empresas hacia la prestación de servicios tradicionales, tiene efectos positivos sobre la *PR* de las cajas de ahorro y de la banca nacional, si bien no siendo significativo en el caso de la banca extranjera. Este hecho puede poner de relieve que en las cajas de ahorro sean las cuentas de ahorro las que generan mayor valor añadido. No hay que olvidar que en las cajas de ahorro, las libretas de ahorro son su producto más representativo, ya que su especialización reside en la creación de medios de pago.

¹⁶⁰Recuérdese que ha de ser interpretada observando el comportamiento de *Y*, siendo *OFIC* constante.

-Factores exógenos e irregulares y cambios tecnológicos. Los *efectos temporales*, se muestran significativos y siempre positivos en las cajas de ahorro y banca nacional, con una pauta homogéneamente creciente y deben interpretarse como alteraciones de un período a otro en el intercepto de la regresión correspondiente, ya sea por cambio tecnológico o por factores exógenos e irregulares. Ello significa que existen otras variables, además de las explícitamente recogidas, que influyen de forma positiva y creciente en la productividad de estas entidades en todo el período. En la banca extranjera no son significativas.

4.2.2. Productividades aparentes del trabajo y del capital

Por lo que respecta a la productividad aparente del trabajo, todos los comentarios anteriores son extrapolables, con la única matización de que en este caso adquieren especial relevancia las variables ECUAL y K/L, cuyos signos son los esperados (positivos) y significativos en todos los casos, excepto para la variable ECUAL que sólo es significativa en las cajas de ahorro.

La PAK, al igual que en el caso de la productividad aparente del trabajo, presenta un signo de la relación K/L igual al esperado (negativo) y significativo^[161].

¹⁶¹Los valores absolutos de los coeficientes de las estimaciones de PAL y PAK son idénticos -excepto en K/L- debido a que es la misma relación funcional reparametrizada.

CUADRO 4.6

CAJAS AHORRO	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
MF	0.067	0.068	0.062	0.058	0.058	0.057	0.043
MF ponderado	0.065	0.067	0.063	0.057	0.055	0.053	0.036
PR media	1.274	1.361	1.299	1.369	1.312	1.289	1.065
PR media pond.	1.399	1.538	1.554	1.606	1.438	1.406	1.046
PR* media	0.653	0.645	0.715	0.859	0.801	0.783	1.065
PR* media p.	0.623	0.595	0.680	0.846	0.759	0.748	1.046
Y	12116.0	13799.0	15583.2	17299.9	16778.7	17500.0	13274.7
Y*	5395.6	5337.7	6818.1	9111.4	8852.3	9305.1	13274.7
Z	8660.71	8970.3	10030.7	10768.8	11668.0	12445.1	12688.9
ACTIVO/K	21.993	20.296	17.912	18.304	16.5	15.9	17.756
K/L	9.461	10.766	13.050	14.110	16.8	18.7	18.447

BANCA NACIONAL		1987	1988	1989	1990	1991	1992
MF		0.047	0.050	0.048	0.050	0.051	0.038
MF ponderado		0.048	0.049	0.046	0.046	0.046	0.029
PR media		1.041	1.136	1.179	1.134	1.115	0.726
PR media pond.		0.856	0.912	1.093	1.112	1.122	0.757
PR* media		1.818	0.833	0.978	0.828	0.724	0.657
PR* media p.		0.461	0.426	0.642	0.638	0.621	0.757
Y		12043.9	13690.0	17469.6	17353.5	18764.9	12347.3
Y*		6488.5	6397.5	10261.3	9962.0	10383.7	12347.3
Z		14076.1	15013.1	15987.7	15606.8	16730.5	16318.0
ACTIVO/K		22.162	16.640	16.055	14.268	13.276	12.367
K/L		44.508	58.000	61.153	102.911	102.593	122.1

5. ANÁLISIS DINÁMICO: AJUSTES A CORTO Y A LARGO PLAZO

Las siguientes secciones tienen por objeto analizar los factores determinantes de la dinámica de la productividad de los bancos y cajas de ahorro españolas en el período comprendido entre 1986 y 1992. Dicho análisis se aborda aplicando la misma metodología desarrollada en la primera parte pero incorporando costes de ajuste y las expectativas sobre el futuro en las decisiones tomadas en el seno de las empresas bancarias.

La presencia de costes de ajuste tiene consecuencias directas en la evolución de la productividad. Sus efectos se traducen en el hecho de que ante un cambio en cualquier variable determinante las empresas no se ajustan totalmente. De igual forma, las políticas emprendidas por las entidades no tienen un efecto inmediato sobre el output, y por extensión en la productividad, sino que requieren un lapso temporal que, de no ser considerado, puede inducir a conclusiones erróneas.

No menos importante que los costes de ajuste es el papel jugado por las expectativas en la evolución de la productividad. En efecto, ante un cambio en las condiciones iniciales, las empresas actúan de forma diferente según lo consideren transitorio o permanente. Obviamente, las consecuencias sobre la evolución de la productividad son diferentes en uno u otro caso.

La existencia en la etapa considerada de importantes cambios estructurales ha provocado cambios que han repercutido, en ocasiones, a corto plazo de forma negativa sobre la productividad. Entre estos cambios

destaca la expansión de los niveles de capitalización de las entidades que, sin embargo, pueden tener un efecto final positivo a largo plazo.

En esta sección se realizarán comparaciones entre la banca nacional y las cajas de ahorro para el período 1986-1992, lo cual permitirá analizar econométricamente los factores determinantes de la dinámica de la productividad mediante la técnica de panel dinámico.

El análisis de productividad propuesto en este capítulo se fundamenta en la proposición básica de que, en general, sólo es posible cuantificar las ganancias de productividad como reducciones de costes a precios dados, por lo que el índice presentado (PR) se ha calculado para cada empresa y para cada año, tomando los precios de mercado de 1992.

Se trata por tanto, como la mayoría de los índices de productividad, de una medida en términos de evolución de los costes valorándolos a precios de un año base, que intenta identificar en términos relativos a las empresas como más o menos productivas¹⁶². Se puede demostrar que, sin necesidad de supuestos tan restrictivos como los que realiza Solow¹⁶³, este número índice del nivel alcanzado de productividad produce los mismos

¹⁶²Existen varios índices de productividad. En este trabajo, en la medida en que se utilizan los precios del año final, el índice utilizado es del tipo Paasche. Sin embargo, otros índices frecuentemente utilizados son los de Fisher (1922), Törnqvist (1936), y Malmquist (1953). Todos ellos, a excepción del índice de Malmquist que utiliza la función distancia, se basan en la utilización de precios de un determinado año base. Véase Caves, Christensen y Diewert (1982).

¹⁶³En concreto, Solow (1957) supone isocuantas convexas, progreso técnico neutral, y mercados perfectamente competitivos.

resultados que la medida de Solow^[164].

El enfoque se basa en que, en cada período, los directores de cada entidad, dados los precios de los factores w y r , deben de elegir alguna de la diversas tecnologías disponibles, eligiendo una combinación K y L que les permita producir la cantidad de output considerada como óptima en cada período. En este sentido se dice que el director *revela* su preferencia sobre la combinación K , L , Y , frente a cualquier otra.

Dadas estas condiciones, se suele considerar que cualquier combinación posible en $t-i$ ($i=1, 2, \dots$), es viable también en t , por lo que la elección hecha por la empresa en el período t de la tecnología $\{K_t, L_t, Y_t\}$, debe ser la óptima entre todas las disponibles (presentes y pasadas). Nótese que implícitamente se supone tecnología *putty-putty*, ya que una vez instalada puede modificarse la intensidad de los factores para adoptar otra.

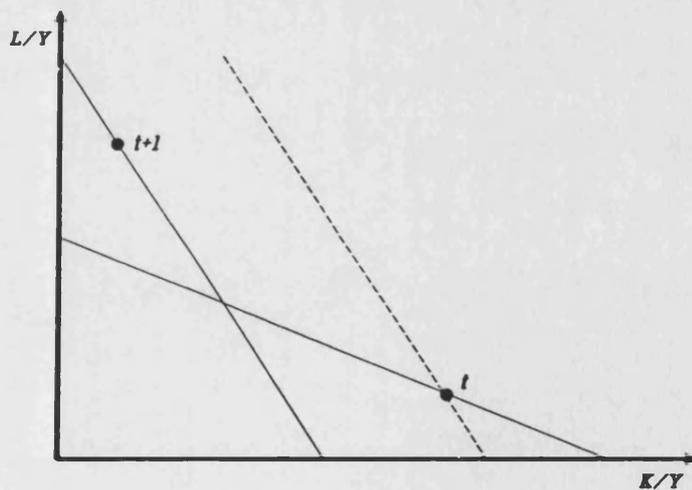
Este supuesto de disponibilidad de las tecnologías de períodos anteriores permite afirmar que la tecnología elegida por ejemplo en el período 2 a los precios w_2 y r_2 , debe ser más productiva que la del período 1, valorada también a los precios actuales:

$$\frac{Y_1}{r_2 \cdot K_1 + w_2 \cdot L_1} \leq \frac{Y_2}{r_2 \cdot K_2 + w_2 \cdot L_2} \quad [4.11]$$

¹⁶⁴Véase Mas y Pérez (1990).

La interpretación gráfica de esta afirmación se ofrece en el gráfico 4.29. En los ejes están representadas las inversas de las productividades del trabajo y capital, junto con las rectas de isocostes. Considérese la opción realizada en $t+1$. Como puede observarse es la mejor, dado el precio relativo r/w vigente en $t+1$ (definido por la pendiente de la recta de isocoste), ya que con los precios de $t+1$ la opción de t resulta menos productiva, (la recta paralela que pasa por la opción de t está más alejada del origen y representa por tanto un coste superior). La opción hecha en t es también la óptima dados los precios relativos vigentes en dicho período. Las ganancias de productividad de un período a otro se miden a través de la distancia vertical de la línea sólida de $t+1$ a la línea punteada.

Gráfico 4.29



Una vez revisados los fundamentos microeconómicos de los índices de productividad utilizados, convendría discutir algunos de los supuestos que su utilización implica, analizando las consecuencias de su posible incumplimiento, permitiéndonos así indagar sobre las causas que pueden determinar caídas de la productividad de las empresas.

En primer lugar, se considera que existe diversidad de tecnologías conocidas, según se desprende de la observación a lo largo del tiempo de distintas relaciones entre K , L , X . Unas son más intensivas en trabajo y otras en capital, es decir se supone tecnología *putty*¹⁶⁵. En segundo lugar, al suponer que en cada período, dados los precios w y r vigentes, los directores eligen una combinación K y L óptima, se está también suponiendo que los directores tienen visión de corto plazo, ya que pretenden minimizar costes (maximizar beneficios) período a período, sin ninguna estrategia intertemporal a medio-largo plazo, y que no tienen expectativas sobre la evolución futura de dichos precios. Por último, supone que no existen costes de ajuste de los niveles existentes de los factores a sus niveles óptimos.

En las siguientes secciones se va a demostrar que, bajo determinadas condiciones, las caídas de productividad a corto plazo son compatibles con el comportamiento racional de las empresas, sin necesidad de suponer regreso técnico.

¹⁶⁵Lo atractivo de este enfoque reside en que no precisa conocer la función de producción, ni el mapa de isocuantas, por lo que tampoco precisa suponer infinitas tecnologías para asegurar la derivabilidad de las isocuantas.

5.1. Divergencias entre la teoría y la evidencia empírica.

En las condiciones descritas en los párrafos anteriores esperaremos siempre que la PR de años anteriores¹⁶⁶ sea inferior o igual a la del año final, ya que de lo contrario el comportamiento racional habría llevado a las empresas a adoptar la opción tecnológica del año anterior, pues se encontraba disponible. Por ello, esperaremos una evolución de la PR *monótonamente creciente*, siempre que se rechace la existencia de regreso tecnológico.

El gráfico 2.28 presentado en la sección anterior ofrece una visión histórica de la evolución de la PR de la banca nacional y cajas de ahorro. En él se observaba que, si bien la tendencia de la PR es creciente, no sigue una pauta *monótonamente creciente*, como cabría esperar desde un punto de vista teórico con los supuestos realizados.

Adquiere, por tanto, especial relevancia analizar las fuentes de estas divergencias entre la racionalidad microeconómica convencional y la evidencia empírica. Éstas pueden ser originadas tanto por la violación de algunos de los supuestos del enfoque como por las peculiaridades de la medida de output utilizada (muy sensible al entorno económico).

Comenzando por las primeras, hay que señalar que uno de los supuestos más exigentes y de más difícil cumplimiento es el de maximización del beneficio corriente. Esto supone que en cada período, los

¹⁶⁶Valorada a precios del año final.

directores, dados los precios de los factores w y r , eligen una combinación de K y L , para producir la cantidad de output Y de ese período, actuando con visión de corto plazo y sin tener en mente una estrategia a medio-largo plazo.

Sin embargo, existe evidencia de que las estrategias que el sistema bancario español ha desarrollado y está realizando son de medio-largo plazo. En concreto, se está realizando un esfuerzo en diversas áreas: las cajas haciendo un gran esfuerzo de capitalización para cumplir las regulaciones, abriendo oficinas fuera de su ámbito territorial tradicional, invirtiendo en capital humano y en tecnología, instalando cajeros y buscando un tamaño óptimo, etc; los bancos, abriendo oficinas en el exterior e intentando internacionalizar su ámbito de actuación, instalando nuevas tecnologías, cambiando esquemas organizativos, realizando inversiones en capital humano y buscando también su tamaño óptimo, etc. Estas estrategias tienen como objetivo mejorar los niveles de solvencia, eficiencia y rentabilidad a *medio y largo plazo*. Todo ello, se ha traducido en una expansión de los niveles de inputs (sobre todo capital) cuyos frutos pueden no ser todavía visibles y, sobre todo, poniendo énfasis en la calidad del servicio prestado como una forma alternativa de competir¹⁶⁷.

¹⁶⁷La intensificación de la competencia no producirá homogeneidad en precios en el sentido de que se convergerá a los precios más bajos. Esta homogeneidad en precios no se dará mientras exista heterogeneidad en la gama de productos, fidelidad del cliente a su banco, etc. Por ello, los precios no son sino una de las diversas variables estratégicas con las que competir. Otras variables son: inversiones en equipo, mejoras en el capital humano, número de sucursales, etc, es decir, calidad del servicio prestado en sus diversas facetas.

En la medida en que se dé este incremento en la capitalización como objetivo estratégico de medio-largo plazo, e independiente de las variaciones coyunturales de su costo de uso, se producirá una disminución del apalancamiento financiero que puede incidir de forma negativa sobre la PR por dos motivos: el primero puede ser debido a la conjunción de planes de inversión expansivos junto con elevaciones coyunturales del costo de uso¹⁶⁸. El segundo debido al impacto negativo sobre la productividad de un menor apalancamiento financiero¹⁶⁹.

Las últimas dos filas del cuadro 4.6 confirman esta expansión del capital, consecuencia de esta política de adaptación que aún no ha comenzado a dar sus frutos, pero que incide de forma negativa en la PR a corto plazo. En efecto, la evolución de la relación capital-trabajo y de la ratio Activo/Capital para los dos grupos de instituciones confirma este aumento de la capitalización¹⁷⁰.

¹⁶⁸Una elevación del costo de uso del capital debiera producir una disminución de la utilización de dicho factor y una intensificación en el uso del resto de factores. Sin embargo, los planes de inversión no se pueden modificar con rapidez sin costes, por lo que las variaciones transitorias del precio de un factor tendrán un efecto reducido o nulo en los planes de inversión. Por otra parte, si las empresas esperan una evolución desfavorable del costo de uso del capital en el largo plazo, comenzarán en el presente a intensificar su uso. Estas dos razones, son algunos de los factores explicativos de las caídas de productividad. Este punto se tratará con detalle posteriormente.

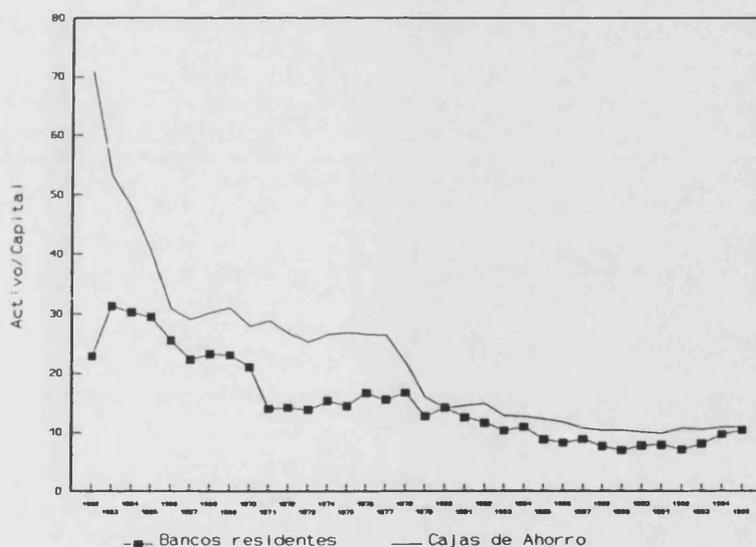
¹⁶⁹Esta relación positiva entre apalancamiento y productividad se justificará con más detalle y será constatada por las estimaciones econométricas de la sección 6.

¹⁷⁰El ratio Activo/Capital mide el ratio de apalancamiento, pues llamando RA a los recursos ajenos, y K a los recursos propios, el ratio puede expresarse como:

$$\frac{ACTIVO}{K} = \frac{K+RA}{K} = 1 + \frac{RA}{K}$$

Desde el punto de vista histórico, el gráfico 4.30 muestra como la reducción del apalancamiento es continua desde 1962. Si bien existían notables diferencias entre bancos y cajas, éstas prácticamente se eliminan como consecuencia de la mayor reducción del apalancamiento en las cajas de ahorro^[171]. Esta disminución del apalancamiento es un rasgo que se da de forma generalizada en la practica totalidad de los sistemas bancarios de la OCDE (Conti y Resti (1994)).

Gráfico 4.30
Activo / Capital



Fuente: Boletín Económico del Banco de España.

¹⁷¹Las divergencias entre los valores presentados en el cuadro 4.6 y en el gráfico 4.30 tienen su origen en la distinta fuente utilizada (en el cuadro AEB y CECA, mientras que en los gráficos la fuente es Boletín Económico del Banco de España), y en la variable capital, que en los gráficos incluye los fondos especiales.

Otro de los supuestos que no tienen por qué cumplirse en la realidad es el de la tecnología *putty-putty*. Ante una variación en el precio relativo de los factores (r/w) puede ser tecnológicamente imposible ajustarse instantáneamente a la mejor opción tecnológica dados los nuevos precios relativos. El mismo resultado se produciría si sucediera que, siendo la tecnología flexible, los costes de ajuste superaran a la ganancia potencial en eficiencia asignativa. Ésta puede ser una de las razones de que, aunque la tecnología esté disponible, no se adopte, y por tanto la mejor opción a los precios del año final no se adopte y la PR observada pueda ser inferior a la de otro período anterior.

El segundo grupo de factores determinantes de las discrepancias tiene su origen en las peculiaridades de la medida de output utilizada. La elección de la medida flujo presenta muchas ventajas, pero también algunos inconvenientes. Uno de ellos es su sensibilidad a factores exógenos como expansiones/recesiones de la economía, intensidad de la competencia, cambios en las regulaciones, alteraciones en los hábitos de consumo de servicios financieros por parte de los clientes, etc. Sin duda, el sistema bancario español ha estado sometido en estos últimos años a este tipo de factores, lo que ha provocado importantes fluctuaciones en el ritmo de crecimiento de Y , en el que es difícil aislar lo que constituye la evolución del output en términos reales de otros factores.

Por otra parte, mientras que en las empresas productoras de bienes tangibles la producción no vendida puede contabilizarse como inversión en existencias, esto no es posible en las empresas de servicios. Así pues, si se

incrementan los niveles de inputs (capital sobre todo) se incrementará el output potencial, pero el output efectivo será resultado de la intersección de la oferta y la demanda y, si ésta no crece a los ritmos deseados^[172], la productividad (aunque esté valorada a precios del año final) podrá ser inferior en el corto plazo.

5.2. Modelo ampliado justificativo de las caídas de la productividad.

El objetivo de esta sección es construir un modelo teórico que elimine alguno de los supuestos mencionados, introduciendo un horizonte temporal amplio, las expectativas de los agentes y la rigidez tecnológica. Mediante esta adaptación, y sin necesidad de suponer regreso técnico, las caídas en la PR pueden ser compatibles con el comportamiento optimizador de las empresas, eliminándose así discrepancias entre el modelo y la evidencia empírica.

Una forma de representar el problema planteado es pensar en las empresas como entidades minimizadoras de costes (maximizadoras de beneficios) con costes de ajuste en el factor capital^[173]. El rasgo característico que configura al problema como estático o dinámico es si las empresas pretenden maximizar el beneficio período a período o, por el

¹⁷²Éste puede haber sido el caso del sistema bancario español, en el que, por ejemplo, la expansión se ha visto frenada por las restricciones a la expansión del crédito impuestas por la autoridad monetaria a finales de 1989 y por un proceso de desintermediación.

¹⁷³Los resultados son similares si se supone también costes de ajuste en el factor trabajo, pero por sencillez operativa sólo se han supuesto costes de ajuste en el capital.

contrario, tienen un horizonte temporal más amplio y maximizan el valor presente de la empresa, entendido como la suma descontada de los beneficios futuros. Bajo este último supuesto, se obtendrá que las decisiones hechas en períodos anteriores influyen en el período corriente, e igualmente, las expectativas sobre otras variables influyen también en las decisiones que se toman en el presente.

En este apartado se comprobará que cuando las empresas sólo consideran el período corriente las demandas de inputs son estáticas (sólo dependen de las variables *fehadas* en el presente), de forma que las empresas se encuentran siempre en equilibrio (precio del factor igual a su productividad marginal), mientras que cuando su horizonte temporal es amplio y existen costes de ajuste, las demandas de inputs muestran una dinámica, dependiendo de variables futuras sobre las cuales los agentes forman sus expectativas. Esta dinámica deberá de tenerse en cuenta en la especificación econométrica para captar los procesos de ajuste y no sesgar los estimadores.

5.2.1. Maximización con un solo período.

El comportamiento optimizador de las empresas les llevará a maximizar la siguiente función objetivo:

$$\text{Max } \pi_t = Y_t - r_t \cdot K_t - w_t \cdot L_t \quad [4.12]$$

en donde $Y_t = A \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^{(1-\alpha)} \cdot e^{D_t}$ es la función de producción Cobb-Douglas¹⁷⁴, siendo (K, L) los inputs capital y trabajo, y (r, w) los precios de dichos factores.

Calculando las condiciones de primer orden obtenemos las siguientes demandas de inputs:

$$(1-\alpha) \frac{Y_t}{L_t} = w_t \quad \rightarrow \quad L_t = (1-\alpha) \cdot \frac{Y_t}{w_t} \quad [4.13]$$

$$\alpha \frac{Y_t}{K_t} = r_t \quad \rightarrow \quad K_t = \alpha \cdot \frac{Y_t}{r_t} \quad [4.14]$$

en donde se observa que en equilibrio los precios de los inputs son iguales a las productividades marginales de los factores.

5.2.2. Maximización intertemporal.

Resulta más realista, sin embargo, suponer que las empresas acometen sus decisiones teniendo en cuenta el futuro. La forma usual de incorporar los períodos siguientes es suponer que se pretende maximizar el

¹⁷⁴El supuesto de forma de producción del tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala se ha realizado al objeto de simplificar los desarrollos, y no afecta a los resultados obtenidos. Por otra parte, ante la usual carencia de datos sobre las edades del capital, se ha incluido la variable D , al objeto de captar el progreso técnico.

valor presente de la empresa que se deriva de los beneficios esperados. En este caso, supondremos que las empresas maximizan sus beneficios con un horizonte temporal infinito. Presentamos el problema en las mismas condiciones que en el caso anterior, con dos factores de producción (K y L) y una función de producción Cobb-Douglas, pero incluyendo costes de ajuste cuadráticos en el capital:

$$Max \pi_t = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+i} \right)^{\tau} \left[Y_{t+\tau} - r_{t+\tau} K_{t+\tau} - w_{t+\tau} L_{t+\tau} - \frac{\beta}{2} (K_{t+\tau} - K_{t+\tau-1})^2 \right] \quad [4.15]$$

en donde $Y_{t+\tau} = A \cdot K_{t+\tau}^{\alpha} \cdot L_{t+\tau}^{(1-\alpha)} \cdot e^{D_{t+\tau}}$ es la función de producción, r es el costo de uso del factor capital¹⁷⁵, w es el salario, i es el tipo de interés, y β es el parámetro asociado a los costes de ajuste.

Suponemos que existe previsión perfecta¹⁷⁶, por lo que la empresa se enfrenta a secuencias conocidas del salario $[w_{t+\tau}]_{\tau=0}^{\infty}$, y del coste de uso del capital $[r_{t+\tau}]_{\tau=0}^{\infty}$, y las variables de decisión que utiliza para maximizar el valor presente de la empresa π_t son $[L_{t+\tau}]_{\tau=0}^{\infty}$ y $[K_{t+\tau}]_{\tau=0}^{\infty}$.

¹⁷⁵El costo de uso del factor capital incluye el tipo de interés i , y la tasa de depreciación.

¹⁷⁶Este supuesto no afecta a los resultados, aunque simplifica la notación al hacer innecesario el uso de las esperanzas.

Por conveniencia, para el cálculo de la solución consideraremos el problema con un horizonte finito de T períodos en lugar de infinito.

Las secuencias $[L_{t+\tau}, K_{t+\tau}]_{\tau=0}^T$ que maximizan el valor presente de la empresa satisfacen el siguiente sistema de condiciones de primer orden, que se obtiene diferenciando la ecuación [4.15] respecto a $L_t, L_{t+1}, \dots, L_{t+T}$

y $K_t, K_{t+1}, \dots, K_{t+T}$:

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial L_{t+\tau}} = \frac{\partial Y_{t+\tau}}{\partial L_{t+\tau}} - w_{t+\tau} \quad \tau=0,1,\dots,T-1 \quad [4.16]$$

en donde $\frac{\partial Y_{t+\tau}}{\partial L_{t+\tau}} = A(1-\alpha) \cdot K_{t+\tau}^\alpha \cdot L_{t+\tau}^{-\alpha} \cdot e^{D_{t+\tau}}$. Operando se obtiene la condición

usual de equilibrio del factor trabajo (salario igual a la productividad marginal) que obtuvimos en el caso de un solo período (ecuación [4.13]):

$$w_{t+\tau} = (1-\alpha) \cdot \frac{Y_{t+\tau}}{L_{t+\tau}} \quad [4.17]$$

Despejando en [4.17] obtenemos la función demanda de trabajo, que bajo los supuestos enumerados es estática y depende positivamente del factor capital y de forma negativa del salario:

La condiciones de primer orden del factor capital se calculan como

$$L_{t+\tau} = \left[\frac{(1-\alpha)AK_{t+\tau}^\alpha e^{D_{t+\tau}}}{w_{t+\tau}} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad [4.18]$$

en [4.16] para el caso del trabajo, diferenciando [4.15] respecto a $K_{t+\tau}$:

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_{t+\tau}} = \left[\frac{\partial Y_{t+\tau}}{\partial K_{t+\tau}} - r_{t+\tau} - \beta(K_{t+\tau} - K_{t+\tau-1}) \right] + \left(\frac{1}{1+i} \right) \beta(K_{t+\tau+1} - K_{t+\tau}) = 0 \quad \tau=0,1,\dots,T$$

[4.19]

En el último período $\tau=T$ tendremos:

$$\left(\frac{1}{1+i} \right)^T \left[\frac{\partial Y_{t+T}}{\partial L_{t+T}} - w_{t+T} \right] = 0 \quad [4.20]$$

$$\left(\frac{1}{1+i} \right)^T \left[\frac{\partial Y_{t+T}}{\partial K_{t+T}} - r_{t+T} - \beta(K_{t+T} - K_{t+T-1}) \right] = 0 \quad [4.21]$$

Las anteriores condiciones de primer orden [4.16] y [4.19] conforman un sistema de ecuaciones en diferencias de segundo orden, conocido como ecuaciones de Euler.

Para resolver el sistema de ecuaciones en diferencias necesitamos algunas condiciones terminales (condiciones de transversalidad). Por Sargent (1979) se debe cumplir que:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+i} \right)^T \left[\frac{\partial Y_{t+T}}{\partial L_{t+T}} - w_{t+T} \right] = 0 \quad [4.22]$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+i} \right)^T \left[\frac{\partial Y_{t+T}}{\partial K_{t+T}} - r_{t+T} - \beta(K_{t+T} - K_{t+T-1}) \right] = 0 \quad [4.23]$$

sustituyendo $\frac{\partial Y_{t+\tau}}{\partial K_{t+\tau}}$ y la expresión de $L_{t+\tau}$ obtenida en [4.18] por sus

valores respectivos en las condiciones de primer orden del capital [4.19] tenemos:

$$\begin{aligned} \alpha A K_{t+\tau}^{(\alpha-1)} \left[\left(\frac{(1-\alpha) A K_{t+\tau}^\alpha e^{D_{t+\tau}}}{w_{t+\tau}} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \right]^{(1-\alpha)} e^{D_{t+\tau}} - r_{t+\tau} - \beta(K_{t+\tau} - K_{t+\tau-1}) \\ + \frac{1}{1+i} \beta(K_{t+\tau+1} - K_{t+\tau}) = 0 \end{aligned} \quad [4.24]$$

Operando y reordenando obtenemos:

$$\begin{aligned} K_{t+\tau+1} - (2+i)K_{t+\tau} + (1+i)K_{t+\tau-1} \\ = \left[r_{t+\tau} - w_{t+\tau}^{\alpha-1} \alpha A [(1-\alpha) A e^{D_{t+\tau}}]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] \frac{1+i}{\beta} \end{aligned} \quad [4.25]$$

y haciendo $\tau=0$ y despejando K_t obtenemos¹⁷⁷⁾:

¹⁷⁷⁾En esta ecuación se ha incluido la notación de esperanza, siendo I_t el conjunto de información contenida en el período t .

$$K_t = \frac{1+i}{2+i} K_{t-1} - \frac{1}{2+i} E[K_{t+1}/I_t] - \frac{1}{2+i} \left[r_t - w_t^{\alpha-1} \alpha A [(1-\alpha) A e^{D_t}]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] \frac{1+i}{\beta} \quad [4.26]$$

en donde se observa que, a diferencia de la ecuación [4.14], la demanda de capital es dinámica. No obstante, es posible escribir el anterior polinomio de una forma alternativa, bien sustituyendo de forma recursiva o bien factorizando, utilizando para ello el operador de retardos L . Procediendo de esta última forma obtenemos:

$$[1 - (2+i)L + (1+i)L^2] K_{t+\tau+1} = \left[r_{t+\tau} - w_{t+\tau}^{\alpha-1} \alpha A [(1-\alpha) A e^{D_{t+\tau}}]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] \frac{1+i}{\beta} \quad [4.27]$$

$$(1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L) K_{t+\tau+1} = \left[r_{t+\tau} - w_{t+\tau}^{\alpha-1} \alpha A [(1-\alpha) A e^{D_{t+\tau}}]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] \frac{1+i}{\beta} \quad [4.28]$$

El resultado de la factorización para este caso concreto nos da $\lambda_1=1$ y $\lambda_2=1+i$. Debido a que una de las raíces es superior a la unidad, para satisfacer la condición de transversalidad hay que expresar el problema *hacia adelante* con la raíz cuyo valor es superior a la unidad:

Sargent demuestra que este resultado es válido para $\tau = -1, 0, 1, \dots$,

$$(1-\lambda_1 L)K_{t+\tau+1} = \frac{-\lambda_2^{-1} L^{-1}}{1-(\lambda_2 L)^{-1}} \left[r_{t+\tau} - w_{t+\tau}^{\alpha-1} \alpha A [(1-\alpha) A e^{D_{t+\tau}}]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] \frac{1+i}{\beta} \quad [4.29]$$

$$(1-\lambda_1 L)K_{t+\tau+1} = -\sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2} \right)^{\tau} \left[r_{t+\tau} - w_{t+\tau}^{\alpha-1} \alpha A [(1-\alpha) A e^{D_{t+\tau}}]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] \frac{1+i}{\beta} \quad [4.30]$$

$$K_{t+\tau+1} = \lambda_1 K_{t+\tau} - \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2} \right)^{\tau} \left[r_{t+\tau} - w_{t+\tau}^{\alpha-1} \alpha A [(1-\alpha) A e^{D_{t+\tau}}]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] \frac{1+i}{\beta} \quad [4.31]$$

por lo que para $\tau = -1$ podemos escribir de forma general:

$$K_t = \lambda_1 K_{t-1} - \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2} \right)^{\tau} \left[r_{t+\tau} - w_{t+\tau}^{\alpha-1} \alpha A [(1-\alpha) A e^{D_{t+\tau}}]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right] \frac{1+i}{\beta} \quad [4.32]$$

La ecuación anterior caracteriza la demanda de capital corriente como una función del capital del período anterior, así como de *todos* los valores presentes y futuros de sus determinantes^[178]. Los signos son los esperados, $\frac{\partial K_t}{\partial r_{t+\tau}} < 0$; $\frac{\partial K_t}{\partial w_{t+\tau}} > 0$. Además, la influencia de las variables exógenas es menor cuanto más lejano sea el período al que se refieran^[179] y cuanto más grandes sean los costes de ajuste (β).

¹⁷⁸En este sencillo modelo los determinantes únicamente son los precios de los inputs capital y trabajo.

¹⁷⁹Es fácil comprobar que $\lambda_2 > 1 \rightarrow \left(\frac{1}{\lambda_2}\right) < 1$, por lo que $\lim_{\tau \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{\lambda_2}\right)^{\tau} = 0$.

La ecuación [4.32] permite afirmar que cuando las empresas tienen en cuenta un horizonte temporal más amplio que el de un único período y existen costes de ajuste, la demanda de inputs es dinámica, lo que habrá de tomarse en consideración no sólo desde un punto de vista teórico, sino también a la hora de estimar los determinantes de la productividad; de lo contrario, los estimadores que obtengamos serán sesgados. Este hecho hace imprescindible la utilización de técnicas econométricas que permitan estimar especificaciones dinámicas. En nuestro caso, al disponer de un panel de datos, se estimará un panel dinámico.

Una vez justificadas las estimaciones dinámicas de la productividad, resulta también interesante explicar, haciendo uso de las ecuaciones [4.14] y [4.32], las divergencias existentes entre las predicciones de la teoría básica, inicialmente presentada, y la evidencia empírica, a las que se aludió anteriormente; es decir, explicar por qué en algunos períodos cae la productividad, cuando la teoría predice, bajo determinados supuestos, una trayectoria monótona creciente. Asimismo, se analizarán las consecuencias sobre la demanda de capital de variaciones transitorias y permanentes de los precios de los factores. El resultado será que si las empresas maximizan período a período se ajustarán totalmente ante variaciones en los precios de los factores^[180], mientras que si toman en consideración un horizonte infinito, los ajustes ante un cambio transitorio son menores que si el cambio es considerado permanente.

Supongamos que se produce una elevación de $r_{t+\tau}$. Dicha

¹⁸⁰Tanto si la variación es permanente como si es transitoria.

elevación puede ser transitoria o permanente. En el caso de que sea transitoria tenemos:

$$\begin{aligned} r_{t+\tau|t} &= \bar{r} + \Delta \bar{r} & \tau=0 & \Delta \bar{r} > 0 \\ r_{t+\tau|t} &= \bar{r} & \tau=1,2,\dots \end{aligned} \quad [4.33]$$

Caso de un solo período

En este caso, derivando [2.14] obtenemos la sensibilidad de la demanda de capital ante un cambio de r_t . Se puede comprobar que dicha sensibilidad es igual cuando la variación es transitoria que cuando es permanente, ya que en ambos casos la empresa se ajusta totalmente a la nueva situación.

$$\frac{\partial K_t}{\partial r_t} = \frac{-L_t}{1-\alpha} (\alpha A r_t^\alpha)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad [4.34]$$

Caso intertemporal

En este caso, derivando la expresión [2.24] tenemos que, si la variación es permanente:

$$\frac{\partial K_t}{\partial r_t} = - \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2} \right)^\tau \frac{1+i}{\beta} = \frac{1}{1-\frac{1}{\lambda_2}} \frac{1+i}{\beta} = - \frac{(1+i)^2}{i\beta} \quad [4.35]$$

mientras que si la variación es transitoria y se produce en el período $\tau=j$

obtenemos que:

$$\frac{\partial K_t}{\partial r_{t+\tau}} = -\left(\frac{1}{\lambda_2}\right)^j \frac{1+i}{\beta} = -\left(\frac{1}{1+i}\right)^j \frac{1+i}{\beta} \quad \tau=j \quad [4.36]$$

En donde se observa que las variaciones transitorias tienen un efecto menor sobre la demanda de capital que las permanentes y su efecto es menor cuanto más alejadas estén en el tiempo (mayor j).

Las consecuencias sobre la evolución de la productividad son diferentes en uno u otro caso. Así, en el caso de maximización período a período es imposible una evolución decreciente de la productividad si no se introduce algún supuesto adicional.

Sin embargo, suponiendo un comportamiento optimizador intertemporal e introduciendo costes de ajuste en el factor capital, es posible explicar un perfil decreciente de la PR para algunos períodos derivado de un comportamiento racional de las empresas.

Para explicar este hecho en base al modelo es preciso observar de nuevo la ecuación [4.32], donde el capital del período corriente depende del capital del período anterior menos un término que recoge las expectativas sobre la evolución de las variables determinantes y que llamaremos Ω . El valor de este término, el del parámetro autorregresivo, y las condiciones iniciales determinarán la trayectoria de la demanda de capital. Ésta será

creciente si el valor inicial del que se parte \bar{K} es superior a $\frac{\alpha}{\lambda_1 - 1}$, constante si es igual, y decreciente si es inferior.

Supongamos que, partiendo del estado estacionario $K_{t+\tau-1} = K_{t+\tau}$; $\tau \in [-\infty, 0]$, se produce en $t+1$ un encarecimiento relativo del capital en relación con el trabajo (sube r/w). Si las demandas fueran estáticas como en el caso de un sólo período, las empresas demandarían menos capital y/o más trabajo hasta llegar al equilibrio, en el que precio es igual a productividad marginal. Sin embargo, en el caso que nos ocupa no sólo considerarán la variación de r/w , sino que también valorarán si dicha variación es permanente o transitoria.

Supongamos que las empresas consideran que el encarecimiento del capital es transitorio, y que en el largo plazo el perfil de r/w es decreciente. En este caso existen dos fuerzas de signo contrario en el término Ω de la ecuación [4.32], por lo que su valor dependerá del peso asignado a cada una de ellas.

En efecto, a modo de ejemplo, supongamos que sólo varía el precio del capital, permaneciendo constante el salario, que la variación transitoria tiene una duración de h períodos y aumenta el precio del capital en una cuantía $\mu > 0$, mientras que la variación considerada como permanente se produce a partir del período h hasta el infinito, y disminuye el precio del capital en $\delta > 0$. En este caso, el nuevo término Ω' queda de la siguiente

forma:

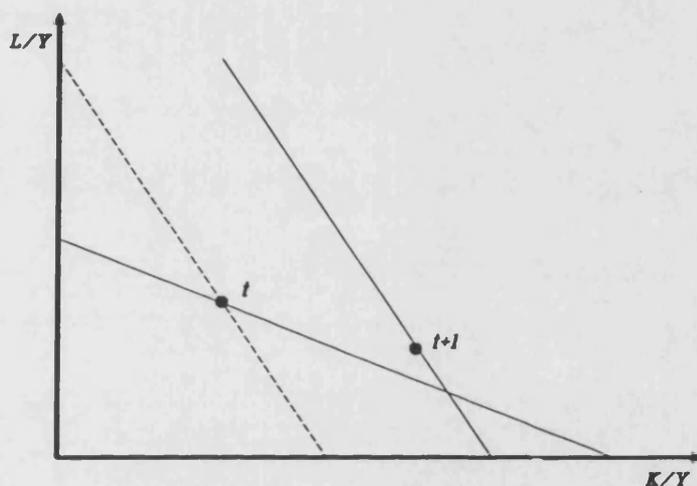
$$\Omega' = \Omega + \frac{1+i}{\beta} \sum_{\varphi=0}^h \left(\frac{1}{\lambda_2}\right)^{\varphi} \mu - \frac{1+i}{\beta} \sum_{\xi=h}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2}\right)^{\xi} \delta \quad [4.37]$$

Por lo que el valor de Ω' no sólo dependerá de la cantidad en que se altere el precio del capital (μ, δ), sino también de la duración de dicha variación (h), pues de ella dependen los pesos. Así, si $\Omega' < \Omega$ por dominar la variación permanente, la evolución de la demanda de capital será creciente, y en $t+1$ podremos observar elevaciones de la demanda de capital junto con encarecimiento del capital (considerado por las empresas como transitorio).

En el gráfico 4.31 se representa una situación como la descrita, ya que la opción tecnológica hecha en t es mejor que la de $t+1$, incluso con los precios de $t+1$. Según el modelo básico de partida el comportamiento optimizador de las empresas haría imposibles situaciones como éstas si no se permite la existencia de regreso tecnológico e indisponibilidad de las técnicas empleadas en el pasado. Sin embargo, hemos visto que el modelo ampliado permite situaciones como la descrita sin introducir dichos supuestos. En definitiva, la respuesta dada por el modelo ante tales situaciones es que las empresas, al maximizar el valor presente de los beneficios, en algunos períodos pueden no tomar las mejores decisiones desde una óptica puntual de corto plazo, pero sí las mejores decisiones intertemporales, por lo que en el corto plazo es compatible observar

pérdidas de productividad con un comportamiento optimizador de las empresas.

Gráfico 4.31



El modelo presentado es, por tanto, capaz de explicar las caídas de productividad mediante la adaptación de los supuestos usualmente utilizados, fundamentalmente los de maximización período a período y los costes de ajuste. Se ha demostrado que mediante la consideración de un amplio horizonte temporal, introducción de expectativas, y costes de ajuste, el comportamiento racional de las empresas puede provocar a caídas coyunturales de la productividad.

Además de por las razones expuestas, las caídas de la productividad

también pueden tener su origen en la existencia de regreso técnico¹⁸¹, o en las anteriormente aludidas políticas de incrementos de capital, emprendidas con independencia de la evolución coyuntural del precio del capital, sino más bien por motivos estratégicos (o de prudencia a largo plazo). Por otra parte, la sustitución del supuesto de tecnología *putty-putty* con costes de ajuste, por *putty-clay* no alteraría los resultados¹⁸².

6. LOS DETERMINANTES DE LA DINÁMICA DE LA PRODUCTIVIDAD

El objetivo de esta sección es identificar econométricamente los factores determinantes de la dinámica de la productividad. Para ello, como se dispone de datos a nivel de empresa durante un período de seis años para los bancos y siete para las cajas se estima un panel. Al objeto de incorporar los costes de ajuste y las expectativas de las empresas bancarias, el modelo se especifica de forma dinámica utilizando las variables definidas en la primera sección del presente capítulo.

¹⁸¹Algunos autores han detectado la existencia de regreso técnico (Véase Grifell y Lovell (1993a)). Sin embargo, este resultado podría estar reflejando una elección de la medida de output inapropiada. Es posible que la intensa competencia haga preciso ofrecer *para un mismo precio y volumen monetario*, mayores cantidades y calidades de servicios, para lo cual sea necesario utilizar mayores cantidades de inputs. En el caso de que seamos incapaces de captar este hecho, las mayores cantidades de inputs necesarias para producir una misma cantidad de output serían *incorrectamente* interpretadas como regreso técnico. De igual forma, el crecimiento del número de transacciones realizadas a través de las nuevas tecnologías no va paralelamente acompañado de un crecimiento nominal. Dado que no se dispone de datos referidos al número de transacciones, usualmente se utilizan medidas nominales que constituyen aproximaciones imperfectas.

¹⁸²De hecho, lo único que cambia es que en el caso de *putty-clay* los costes de ajuste son muy superiores a los correspondientes a *putty-putty*, ya que para ajustarse es preciso cambiar totalmente la tecnología instalada.

6.1. Modelos dinámicos con datos de panel.

Anteriormente se señaló que el sistema bancario estaba realizando un esfuerzo importante en diversas áreas con vistas al mercado único. Este esfuerzo se ha traducido en una expansión de los niveles de inputs (sobre todo capital) cuyos frutos pueden no haberse materializado todavía. Por otra parte, la posible existencia de costes de ajuste, el importante papel jugado por las expectativas y el hecho de que la medida de output se muestra muy sensible a los shocks del entorno económico, pueden haber producido en algunos casos una caída en la productividad a corto plazo a consecuencia de que la expansión de los niveles de inputs no ha sido acompañada de una expansión similar del output.

En definitiva, existe un problema de costes de ajuste, pues es obvio que los cambios de los planes de inversión y de contratación de empleados requieren cierto tiempo, no pudiéndose alterar sin elevados costes. De igual forma, las modificaciones del tamaño de la oficina, del ratio de apalancamiento, del grado de cualificación del personal, del número de oficinas, etc, no se traducen en cambios en la productividad de forma instantánea, sino que tienen un impacto a corto plazo de reducida importancia, y sólo transcurrido cierto tiempo se producen todos sus efectos. En otros términos, hay un *multiplicador de corto plazo* y un *multiplicador de largo plazo* en los efectos de los cambios en dichas variables.

La mejor forma de modelizar estos procesos de ajuste temporal cuando se dispone de un panel de N empresas observadas en T períodos es

la especificación de un modelo de datos de panel dinámico. Una posible especificación es un modelo autorregresivo de primer orden:

$$PR_{it} = \alpha PR_{it-1} + \eta_i + v_{it} \quad [4.38]$$

en donde las productividades (PR) estarían calculadas a precios del año referencia 1992, η_i representa los efectos individuales, y v_{it} representan el termino de error.

Cuanto más cercano a la unidad se encuentre el parámetro α significará que existen importantes costes de ajuste y que, por tanto, los efectos de cambios en las variables explicativas afectan con cierto retardo temporal a la PR. Es decir, el multiplicador a corto será reducido en comparación con el de largo plazo. Por el contrario, un valor de α próximo a cero (o no significativo) indicará que no existen costes de ajuste y que los cambios en las variables explicativas afectan de forma inmediata a la PR.

A partir de una generalización del modelo teórico inicial se puede reformular una forma reducida que establece que la PR depende de otras k variables (Y, OFICINAS, INMOV./K, ACTIVO/K, ECUAL, TMDEPOS, ESTRPAS, CTAS./OFICINA, etc), que podrán influir con desfases sobre la PR. Este modelo general se puede expresar:

$$PR_{it} = \alpha PR_{it-1} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{ik} + \eta_i + v_{it} \quad [4.39]$$

6.2. Metodología utilizada.

La disponibilidad de datos a nivel de empresa durante varios períodos nos permite analizar la productividad con mayores garantías que a nivel agregado ya que, en primer lugar, la existencia de datos tanto de corte transversal como de serie temporal contribuye a incrementar la precisión de las estimaciones; en segundo lugar, la utilización de técnicas de panel no se hace uso del supuesto de *agente representativo*, por lo que los resultados obtenidos estarán exentos de los problemas econométricos surgidos de la agregación de individuos.

Sin embargo, cuando se desea realizar estimaciones de un panel de datos, los MCO proporciona estimadores sesgados, ya que no consideran la posible existencia de diferencias individuales inobservables correlacionadas con las variables explicativas. Este problema, hace preciso la estimación del panel mediante el estimador *intra-grupos*, que es calculado transformando las variables en desviaciones respecto a las medias temporales de cada observación individual y aplicando MCO.

No obstante, en los modelos que se especifican en forma dinámica, el estimador *intra-grupos* es inconsistente. Para evitarlo, se hace necesaria la aplicación de una técnica distinta que evite estos problemas.

Otra dificultad que surge en la estimación del coeficiente autorregresivo α es que el estimador máximo verosímil es muy sensible a las condiciones iniciales. Dado que el inicio de la muestra no suele coincidir con el del inicio del proceso dinámico, es deseable utilizar estimadores cuya

consistencia no dependa de las condiciones iniciales. Arellano y Bover (1989) proponen un método basado en la utilización de variables predeterminadas en $t-1$ como instrumentos en la ecuación en primeras diferencias que resuelve este problema^[183].

No obstante, este proceder sólo es válido si v_{it} no está autocorrelacionado; de lo contrario, el estimador obtenido sería inconsistente. Si los residuos en el modelo en niveles son ruido blanco debiera existir autocorrelación de primer orden en el modelo en primeras diferencias. Es conveniente, por tanto, contrastar la existencia de autocorrelación de primer y de segundo orden de los residuos. El programa realizado por Arellano para la estimación de este tipo de modelos (Dynamic Panel Data o *DPD*) facilita dos estadísticos, m_1 para el contraste de autocorrelación de primer orden, y $m_2 = N^{-1/2}(\Delta \hat{v}'_{-2} \Delta \hat{v})$ que se distribuyen como una normal, para contrastar la existencia de autocorrelación de segundo orden. En ausencia de correlación de segundo orden los parámetros obtenidos serán consistentes.

De igual modo, el *DPD* facilita el estadístico de Sargan que se distribuye como una χ^2 bajo la hipótesis nula de que los instrumentos elegidos son válidos, y el test de Wald de significatividad global del modelo que también se distribuye como una χ^2 con los grados de libertad que se explicitan en los resultados como "*df*".

¹⁸³Para una exposición pormenorizada de esta metodología véase Arellano y Bover (1990).

6.3. Estimación del panel dinámico.

Los datos utilizados son los ya utilizados en la sección 4, facilitados por el Consejo Superior Bancario y por la Confederación española de Cajas de Ahorro en sus balances y cuentas de resultados públicos. Por ello en el caso de las cajas de ahorro se dispone de datos para el período 1986-92, mientras que en el caso de la banca nacional el período disponible comprende 1987-92. La muestra finalmente utilizada está compuesta de 52 cajas de ahorro y 58 bancos nacionales.

A la hora de proceder a la estimación debe especificarse un modelo que capte adecuadamente la dinámica. A tal efecto se han introducido retardos en algunas variables con el objetivo de que el modelo presente autocorrelación de primer orden pero no de segundo, pues de lo contrario los residuos del modelo en niveles no serían ruido blanco. El enfoque seguido ha sido proceder de lo general a lo particular.

Al objeto de permitir comparaciones entre los resultados obtenidos al estimar el modelo por MCO o por el estimador intragrupos (WG), se facilitan los resultados obtenidos mediante estas dos técnicas junto con los obtenidos por el procedimiento de variables instrumentales (VI).

El cuadro 4.7 presenta las estimaciones correspondientes a la PR. De igual forma, en el cuadro 4.8 se presentan las estimaciones referentes a la productividad aparente del trabajo (PAL) definida como el ratio entre output y número de empleados. Todas las variables están expresadas en logaritmos. Los valores presentados entre paréntesis corresponden a las t-student.

CUADRO 4.7

	CAJAS DE AHORRO			BANCA NACIONAL		
	MCO	WG	VI	MCO	WG	VI
PR ₁	0.889 (41.089)	0.519 (12.177)	0.316 (8.873)	0.831 (43.036)	0.417 (11.262)	0.318 (9.862)
Y	0.954 (76.331)	0.978 (82.389)	0.979 (117.510)	0.970 (49.94)	1.013 (65.791)	1.021 (130.059)
Y ₁	-0.841 (-36.836)	-0.491 (-11.701)	-0.288 (-8.338)	-0.858 (-40.964)	-0.422 (-11.154)	-0.346 (-8.584)
OFIC	-0.374 (-9.871)	-0.169 (-3.351)	-0.288 (-4.680)	-0.099 (6.004)	-0.242 (-8.307)	-0.204 (-4.747)
OFIC ₁	0.266 (7.664)	0.197 (5.748)	0.133 (3.651)	-	-	-
INMOV./K	-0.004 (-0.643)	-0.006 (-0.750)	-0.028 (-5.009)	0.011 (1.614)	0.006 (0.695)	0.009 (1.621)
ACTIVO/K	0.281 (13.608)	0.227 (11.944)	0.211 (22.739)	0.019 (1.169)	0.086 (3.067)	0.052 (2.679)
ACTIVO/K ₁	-0.225 (-12.064)	-0.165 (-10.011)	-0.116 (-10.173)	-	-	-
ECUAL	0.316 (7.091)	0.315 (7.252)	0.308 (6.494)	0.040 (1.162)	0.029 (0.918)	-0.028 (-2.316)
ECUAL ₁	-0.271 (-6.168)	-0.162 (-3.948)	-0.060 (-2.333)	-	-	-
TMDEPOS	-0.031 (-1.232)	-0.009 (-0.201)	-0.136 (-4.581)	-0.077 (3.310)	-0.146 (-7.183)	-0.111 (-6.318)
TMDEPOS ₁	-0.013 (-0.518)	0.031 (1.142)	0.041 (2.339)	-0.030 (-1.252)	0.008 (0.408)	-0.012 (-0.936)
ESTRPAS	0.077 (4.002)	0.050 (1.063)	0.182 (8.121)	0.040 (1.714)	0.148 (5.609)	0.081 (3.499)
CTAS/OF	-0.076 (-4.901)	-0.059 (-1.113)	-0.231 (-6.156)	-0.063 (-2.668)	-0.161 (-6.540)	-0.157 (-5.628)
CTAS/OF ₁	-	-	-	-0.019 (-0.850)	-0.024 (-1.177)	-0.047 (-2.278)
Nº Obs.	260	260	260	232	232	232
RSS	0.457	0.227	0.511	2.574	0.898	2.441
TSS	21.38	12.335	22.45	56.837	24.864	50.901
Wald	16729.5 (df=14)	13095.1 (df=14)	16750.2 (df=14)	4638.7 (df=12)	6850.1 (df=12)	5705.1 (df=12)
Sargan	-	-	130.4 (df=23)	-	-	95.3 (df=15)
m ¹	-	-	-2.102	-	-	-1,984
m ²	-	-	-1.565	-	-	-0.414

CUADRO 4.8

	CAJAS DE AHORRO			BANCA NACIONAL		
	MCO	WG	VI	MCO	WG	VI
PAL ₁	0.494 (13.360)	0.226 (5.785)	0.087 (2.536)	0.835 (42.486)	0.383 (11.614)	0.283 (5.129)
Y	0.938 (91.931)	0.955 (106.247)	0.967 (106.519)	0.966 (51.68)	1.008 (73.485)	0.989 (77.388)
Y ₋₁	-0.451 (-12.843)	-0.230 (-6.509)	-0.103 (-3.261)	-0.839 (-36.426)	-0.418 (-12.706)	-0.337 (-6.156)
OFIC	-0.609 (-16.323)	-0.584 (-13.427)	-0.786 (-15.93)	-0.118 (5.818)	-0.236 (-8.671)	-0.207 (-4.312)
OFIC ₁	0.114 (3.948)	0.015 (0.582)	0.005 (0.298)	-	-	-
INMOV./K	-0.012 (-2.641)	0.006 (1.061)	-0.003 (-0.602)	0.005 (0.007)	-0.002 (-0.337)	0.003 (0.389)
ACTIVO/K	0.692 (16.738)	0.679 (16.827)	0.664 (13.743)	0.034 (1.733)	0.196 (6.205)	0.208 (5.472)
ACTIVO/K ₋₁	-0.205 (-5.043)	-0.081 (-2.253)	-0.004 (-0.158)	-	-	-
ECUAL	0.058 (3.967)	0.123 (4.038)	0.114 (2.716)	0.013 (0.386)	-0.006 (-0.229)	0.012 (0.609)
ECUAL ₁	-	-	-0.016 (-0.644)	-	-	-
TMDEPOS	-0.463 (-10.601)	-0.531 (-11.877)	-0.685 (-17.069)	-0.077 (3.246)	-0.154 (-7.388)	-0.130 (-6.515)
TMDEPOS ₁	-0.008 (-0.432)	-0.024 (-1.216)	-0.032 (-2.602)	-0.029 (-1.263)	0.016 (0.865)	-0.004 (-0.556)
ESTRPAS	0.454 (12.055)	0.515 (11.696)	0.637 (17.001)	0.051 (2.168)	0.114 (4.768)	0.027 (1.068)
CTAS/OF	-0.477 (-12.396)	-0.557 (-11.634)	-0.731 (-16.972)	-0.058 (-2.363)	-0.144 (-6.432)	-0.165 (-8.542)
CTAS/OF ₁	-	-	-	-0.024 (-1.105)	-0.0003 (-0.0192)	-0.022 (-1.844)
K/L	0.671 (17.014)	0.676 (17.236)	0.652 (13.269)	0.376 (9.029)	0.431 (11.675)	0.453 (9.075)
K/L ₁	-0.219 (-5.737)	-0.117 (-3.494)	-0.046 (-1.707)	-0.314 (-8.672)	-0.164 (-5.764)	-0.188 (-5.143)
N° Obs.	260	260	260	232	232	232
RSS	0.271	0.114	0.194	2.445	0.705	2.354
TSS	23.05	9.854	21.34	88.001	31.815	49.139
Wald	935971.9 (df=15)	20860.5 (df=15)	30006.6 (df=16)	112604.8 (df=14)	9612.8 (df=14)	6425.5 (df=14)
Sargan	-	-	49.42 (df=23)	-	-	50.3 (df=15)
m ¹	-	-	-3.095	-	-	-1.887
m ²	-	-	-0.661	-	-	-0.335

Los estadísticos obtenidos son robustos en presencia de heteroscedasticidad. La mayoría de las variables son significativas. Los modelos en conjunto son muy significativos, como demuestra el test de Wald de significatividad conjunta. Por el contrario, la introducción de las dummies temporales provocaba problemas de autocorrelación y sólo en algún caso aislado resultaban significativas, razón por la cual no se han incluido. En lo que respecta a la correlación serial, los test confirman la presencia de autocorrelación de primer orden pero no de segundo orden, lo cual es signo de correcta especificación.

Los diferentes métodos de estimación proporcionan valores muy diferentes del parámetro autorregresivo de α . El modelo en niveles debería proporcionar estimaciones eficientes de los parámetros si las variables explicativas no estuvieran correlacionadas con los efectos individuales. La importante discrepancia entre los estimadores de MCO y VI, en especial del parámetro autorregresivo (0.889 frente a 0.316 en las cajas y 0.831 frente a 0.318 en los bancos), indica que dicha correlación es importante. La estimaciones correspondientes al modelo intragrupos muestran un menor sesgo en relación con las obtenidas por el método de variables instrumentales.

6.4. Multiplicadores de largo plazo.

La especificación del modelo en forma dinámica presenta el atractivo de estimar las elasticidades de las variables determinantes incorporando los costes de ajuste y las expectativas, que son las dos principales explicaciones ofrecidas por el modelo teórico presentado a las caídas de la productividad

en el corto plazo. El modelo estimado ha permitido identificar las elasticidades correspondientes a cada variable, diferenciando los efectos sobre la productividad a corto y a largo plazo de cambios en las variables explicativas.

Los resultados indican que α toma un valor en torno a 0,31 tanto en el caso de las cajas de ahorro como en el de la banca nacional. Este resultado corrobora la idea de que la productividad tiene un significativo comportamiento inercial, que incorpora costes de ajuste. Los multiplicadores a largo plazo son casi 1,5 veces superiores a los de corto plazo¹⁸⁴. Ante un cambio en una variable determinante, la productividad cambia en el primer período sólo en un 69% del impacto final, siendo necesario que transcurran en torno a 5 años para que se produzca el 100% del impacto total.

En el cuadro 4.9 se presentan los valores de las elasticidades de largo plazo de las variables explicativas del modelo.

¹⁸⁴Los multiplicadores de largo plazo se obtienen multiplicando $1/(1-\alpha)$ por los de corto plazo.

CUADRO 4.9

Variables	Elasticidades de Largo Plazo	
	PR	B.NACIONAL
Y	1.011	1.498
OFIC	-0.228	-0.299
INMOV/K	-0.041	0.014
ACTIVO/K	0.140	0.076
ECUAL	0.364	-0.042
TMDEPOS	-0.140	-0.181
ESTRPAS	0.267	0.119
CTAS/OFIC	-0.337	-0.300
	C.AHORRO	B.NACIONAL
Y	0.946	0.911
OFIC	-0.856	-0.290
INMOV/K	-0.004	0.004
ACTIVO/K	0.728	0.290
ECUAL	0.107	0.017
TMDEPOS	-0.787	-0.189
ESTRPAS	0.698	0.038
CTAS/OFIC	-0.801	-0.262
K/L	0.664	0.370

De la observación de los cuadros anteriores, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

-Cualificación de los factores: La cualificación del trabajo **ECUAL**, incide (como era de esperar) de forma positiva y significativa en las cajas de ahorro. Sin embargo, en la banca nacional el resultado es contrario al esperado en el caso de la estimación por VI.

Por lo que respecta a la cualificación del capital, la variable **INMOV/K** incide negativamente sobre la PR de las cajas de ahorro, lo que

significa que el porcentaje de capital no inmovilizado [$1-(\text{INMOV}/K)$] o *free-capital* obtiene unos productos financieros superiores al coste imputado de los recursos propios. La incidencia del inmovilizado es, por el contrario, no significativa en la banca nacional.

Por su parte, la variable **ACTIVO/K** (indicador de la proporción de recursos ajenos sobre los propios) recoge la incidencia positiva de un mayor grado de apalancamiento financiero. Por otro lado, permite afirmar que un coeficiente de solvencia superior al óptimo (menor apalancamiento que el óptimo) incidiría negativamente sobre la productividad. Obsérvese la gran significatividad de este parámetro en el caso de las cajas de ahorro y el posible alcance de las regulaciones que afectan a esta variable.

-Variables organizativas: La productividad aumenta con el tamaño de la oficina **Y**. En lo que respecta al número de oficinas (**OFIC**), su incidencia sobre la productividad es negativa y muy significativa en ambos casos.

-Gama de productos: La variable **TMDEPOS** (tamaño medio de los depósitos), influye negativamente sobre la *PR* de ambos grupos de entidades, lo cual indica que las ventajas en términos de menores costes operativos de los grandes clientes se ven más que compensadas por la elevación de los costes financieros. Las empresas con mayor número de cuentas por oficina (**CTAS/OFIC**) muestran un menor nivel de *PR* (signo negativo y significativo en todos los casos).

La **ESTRPAS**, indica que la orientación de las empresas hacia la prestación de servicios tradicionales, tiene efectos positivos sobre la PR.

- En lo que respecta a la productividad aparente del trabajo, todos los comentarios anteriores son extrapolables, con la única matización de que en este caso adquieren especial relevancia las variables **ECUAL** y **K/L**, cuyos signos son los esperados (positivos) y significativos en todos los casos, excepto para la variable **ECUAL** que sólo es significativa en las cajas de ahorro.

7. CONCLUSIONES.

El análisis de las empresas bancarias ha sido habitualmente realizada a través de indicadores de productividad. Las diferencias entre éstos y los indicadores de eficiencia (analizados en capítulos precedentes), así como la amplia utilización de los indicadores de productividad por parte de los economistas, son las razones que impulsan el análisis del SBE a través de estos indicadores.

El planteamiento utilizado, si bien resulta similar al de Pérez et al. (1990) incorpora dos mejoras fundamentales: ampliación del período muestral y la inclusión en la modelización de los costes de ajuste.

El análisis desarrollado en las páginas anteriores permite definir algunas de las características del proceso de mejora de la productividad total de los factores de las empresas bancarias españolas en el período transcurrido desde la incorporación de España a la CEE (1986) hasta el

mercado único (1992). Se trata de un período de reducción de márgenes de intermediación y elevada expansión del volumen de actividad del sector bancario, en el que la orientación desarrollada en este trabajo permite destacar los siguientes aspectos, limitados a cajas de ahorro y bancos nacionales pues la irregularidad de las observaciones referidas a la banca extranjera aconsejan no extraer conclusiones sobre ella.

Tanto las cajas como los bancos han experimentado reducciones de márgenes, siendo las cajas de ahorro las entidades en las que esa reducción ha sido mayor. En ambos grupos son las entidades más grandes las que tienen menores márgenes^[185].

Esta reducción de márgenes influye de forma negativa sobre la *PR* de las entidades, porque minorra el valor de la variable elegida como medida de output. En efecto, a partir de 1989 se observa una disminución de la productividad. Sin embargo, no es lógico valorar como caídas de *PR* el efecto de esa reducción de márgenes. Para evitar este efecto se ha construido la variable productividad corregida (*PR*^{*}) a partir de una medida de output que mantiene el margen unitario de cada entidad constante. Al corregir de este modo, la evolución de la productividad en ambos grupos es mucho más homogénea. Los resultados obtenidos parecen indicar que las reseñadas transformaciones se han llevado a cabo con éxito ya que, a excepción de la observación de 1990, la evolución de la *PR* es en conjunto positiva.

¹⁸⁵La comprobación de este resultado puede verse en el cuadro 4.6, en el que el margen sin ponderar está siempre por encima del margen ponderado.

Sin embargo, en 1990 se produce una ruptura en la tendencia, lo que puede ser debido a que dicho año tiene rasgos diferenciales respecto del resto de años de la muestra (restricciones a la actividad crediticia, inicio de la intensificación de la competencia en la captación de pasivo, reducción del coeficiente de caja y de inversión, etc.). Este ejercicio puede ser calificado como un año de transición o de cambio estructural, ya que a partir de dicho año se recupera la evolución positiva, pero también constituye una señal de que la modelización adecuada debe tener en cuenta que las empresas toman sus decisiones con horizontes más amplios que los de un solo período.

La modelización del problema analizado en la primera parte del capítulo introduciendo supuestos más realistas, como un horizonte plurianual y costes de ajuste permite compatibilizar las caídas de la productividad con un comportamiento racional de las empresas.

Las estrategias de medio-largo plazo que el sistema bancario está desarrollando en los últimos años ponen de relieve que el problema puede ser estudiado de forma más satisfactoria desde un punto de vista dinámico. Este tipo de especificaciones permiten considerar el problema incluyendo costes de ajuste y, por tanto, el cálculo de multiplicadores de corto y de largo plazo. La estimación del panel dinámico evidenció la existencia de importantes costes de ajuste y permite identificar los determinantes de la productividad en condiciones distintas de las hasta ahora analizadas en la literatura.

Las cajas de ahorro presentan un nivel de productividad medio más elevado que los bancos en la totalidad del período estudiado. Las cajas más

grandes tienen una productividad superior a las más pequeñas (la *PR* ponderada¹⁸⁶ es superior a la *PR* sin ponderar, con la excepción de 1992). Por su parte, los bancos nacionales presentan unos niveles de *PR* inferiores a los de las cajas, siendo en este caso, a diferencia de las cajas, los bancos más pequeños más productivos que la media.

Del estudio de las variables determinantes de la productividad se puede concluir que las posibles mejoras de productividad en el futuro pueden provenir principalmente de explotar las economías de escala de planta existentes y del incremento del grado de apalancamiento en la medida de lo permitido, sin descuidar el nivel de solvencia. Las cajas de ahorro muestran unos niveles de apalancamiento superiores a los bancos y sería interesante identificar si ello es consecuencia de su dificultad institucional para la captación de recursos propios, del menor riesgo asociado a su especialización, o de una menor aversión al riesgo¹⁸⁷. Debe señalarse que gran parte de su ventaja en términos de productividad, si no toda, desaparecería si las cajas funcionaran con el inferior grado de apalancamiento (mayor capitalización) de los bancos.

La mayor productividad de las cajas de ahorro puede ser atribuida a su estrategia de especialización en el segmento de negocio relacionado con los medios de pago que se ha beneficiado de la expansión de la demanda de estos servicios en los últimos años. Es razonable que la orientación de las

¹⁸⁶La *PR* ponderada se ha calculado mediante el cociente entre el output total del sector y el input agregado total del sector.

¹⁸⁷Sin embargo, la falta de datos que permitan calcular el coeficiente de solvencia específico lo hace imposible.

cajas hacia los medios de pago sea más productiva por el hecho de que está asociada a costes financieros bajos y gran proporción de costes fijos, por lo que en períodos de incrementos de demanda la productividad evolucionará positivamente al disminuir los costes medios.

CAPÍTULO V
CONCLUSIONES

1. PRINCIPALES INTERROGANTES

El análisis del Sistema Bancario Español, de sus problemas internos, de su reestructuración y de su creciente integración en el entorno financiero internacional ha captado recientemente la atención de la literatura española especializada. De hecho, no sólo existen razones de peso que así lo justifican (el 70% de los activos financieros son productos bancarios) sino que, más allá de argumentos cuantitativos, existen importantes dimensiones, como las repercusiones del sector financiero sobre la economía real, que justifican en sí mismas este reforzado interés por su análisis.

En el contexto descrito en la introducción, caracterizado por la desregulación, intensificación de la competencia e introducción de nuevas tecnologías, y dada la trascendencia del sector bancario para el sector real de la economía, el objetivo de esta Tesis ha sido determinar las repercusiones de todas estas transformaciones en la productividad, eficiencia y cambio técnico de las empresas bancarias.

Las preguntas a las que se ha intentado dar respuesta en las páginas precedentes se refieren a aspectos tanto de orden teórico y/o analítico, como a la interpretación de la realidad económica objeto de estudio.

Así, entre las primeras se encuentran las asociadas a aspectos relacionados con las técnicas utilizadas para el análisis de la eficiencia, productividad y cambio técnico. Entre ellas pueden destacarse las siguientes:

-¿Está justificado el predominante interés por el análisis de las economías

de escala?

-¿Qué mide la ineficiencia?

-¿Qué ventajas e inconvenientes tienen las distintas técnicas aplicadas al análisis de la eficiencia?

-¿Conducen todas las técnicas a similares conclusiones?

-¿Existe alguna técnica que domine a las demás?

Por su parte, entre las referidas a los cambios del Sistema Bancario Español están:

-¿Se ha realizado con éxito la adaptación a las nuevas condiciones?

-¿Cuáles han sido los efectos de la competencia?

-¿Ha afectado por igual a bancos y cajas?

-¿Qué características diferencian a las empresas eficientes de las ineficientes?

-¿Existen economías de escala lo suficientemente importantes como para que las fusiones sean una estrategia competitiva válida?

-Si no es así, ¿cuáles son las principales fuentes de ahorro en costes?

-¿Ha existido progreso técnico como consecuencia de la introducción de las nuevas tecnologías?

En las siguientes líneas se ofrece una síntesis de las conclusiones que intentan dar respuesta a las anteriores cuestiones, basándose en los resultados obtenidos.

2. CONCLUSIONES

La importancia del sector bancario y el interés que suscita su análisis, se ha traducido en la aparición de numerosos estudios, la mayoría de ellos centrados en la detección y análisis de las economías de escala y de gama, pues implícitamente se baraja la posibilidad que ésta sea la principal fuente de ahorros en costes.

Pueden hacerse, no obstante, dos objeciones a tales estudios. En primer lugar, y en base a los resultados obtenidos tanto en esta Tesis como en otros trabajos, no está justificado el tradicional interés por la estimación de las economías de escala. No que no son éstas las principales fuentes de ineficiencia sino las llamadas ineficiencias de tipo X las que permitirían superiores reducciones de costes. En segundo lugar, a pesar de que el concepto de economías de escala es únicamente aplicable al concepto de frontera eficiente, la mayoría de dichos estudios se han realizado habitualmente a través de *funciones de costes medias* bajo el supuesto implícito de que las empresas son eficientes y que cualquier desviación de dicha función es únicamente debida a errores de especificación, errores en variables, variables omitidas o perturbaciones de carácter aleatorio.

En los últimos años, en los estudios sobre el sector bancario, el interés por la cuantificación de la eficiencia ha dominado ampliamente al del estudio de economías de escala. Más aún, la importancia de las ineficiencias de tipo X se ha traducido en que los estudios sobre economías de escala, cada vez más escasos, se realizan ahora a partir de la estimación de fronteras de costes, y no funciones medias como venía siendo habitual.

Sin embargo, si bien existe acuerdo en que las ineficiencias de tipo X dominan a las de escala, el desacuerdo entre las medidas de outputs e inputs a utilizar y entre la técnica adecuada para su estimación constituyen todavía hoy algunos de los escollos más importantes a resolver.

La amplia utilización de funciones medias, en lugar de funciones frontera, tiene su origen en que los economistas razonan tradicionalmente suponiendo que las decisiones tomadas por las empresas/individuos se realizan en base a un comportamiento optimizador.

Una de las reflexiones que vale la pena realizar es si efectivamente la ineficiencia es incompatible con la teoría microeconómica. De hecho, en los modelos microeconómicos más simples, las empresas se encuentran siempre optimizando y las empresas ineficientes son expulsadas del mercado. Si esta aseveración fuera cierta, la ineficiencia sólo reflejaría problemas de medida, errores de especificación, costes de ajuste, etc. Pero el mundo real no es tan sencillo, los mercados no son perfectamente competitivos, los productos ofertados no son homogéneos, y el objetivo de los directivos de las empresas (maximizar su propia utilidad) no es coincidente con el de los accionistas (maximizar beneficio).

En este caso, la ineficiencia no sólo no resulta incompatible con la teoría microeconómica sino que, además, su constatada existencia incentiva el desarrollo de modelos teóricos de la empresa bancaria en los que se incluya la existencia de ineficiencias y que contribuyan igualmente a reducir el desacuerdo existente entre lo que constituyen inputs y outputs en la empresa bancaria. Mientras este esfuerzo no se realice, los economistas

deberíamos ser conscientes de que lo que interpretamos como ineficiencia puede reflejar de hecho errores de medida, de especificación, o simplemente que el objetivo de los individuos/empresas difiere del que los economistas solemos considerar (maximización de utilidad, ocio, cuota de mercado, etc, y no maximización de beneficios).

En realidad, el problema es de naturaleza conceptual y lo que sucede es que se puede denominar de distinta forma a un mismo fenómeno. Para clarificar esta afirmación resulta útil recordar el siguiente ejemplo de Førsund, Lovell y Schmidt (1980):

"[...]Considérese el siguiente ejemplo; un granjero deja una puerta abierta, el ganado entra en el cultivo, la cosecha se pierde y el ganado enferma. Los vecinos del granjero probablemente calificarían a este hecho como un error (en el presente contexto ineficiencia técnica). Sin embargo, un economista podría objetar que es costoso comprobar cuidadosamente todas las puertas para estar seguro de que están cerradas y, por lo tanto, la estrategia eficiente de la empresa es emplear el input "cuidar de la puerta" sólo hasta el punto en que los costes compensen el daño marginal prevenido. Como resultado de ello se esperaría que el ganado entrara en el cultivo sólo ocasionalmente. [...]. Suponga que el ganado entra en el cultivo más que ocasionalmente; en este sentido es claro que el input "cuidar de la puerta" está siendo usado en menor medida de lo exigido para maximizar beneficios. Los vecinos del granjero probablemente lo calificarían como otro error, y nosotros lo calificaríamos como ineficiencia asignativa. Sin embargo, otra vez el economista podría objetar que el granjero debe estar maximizando algo distinto del beneficio o que se enfrenta a restricciones inobservadas."

Førsund, Lovell y Schmidt (1980) pp. 21.

El principal objetivo de esta Tesis ha sido el estudio del impacto de los fenómenos de liberalización/desregulación en la productividad, eficiencia y cambio técnico de los bancos y cajas de ahorros españoles. Para ello se ha utilizado de una gran variedad de técnicas de estimación. La mayoría de ellas están basadas en la estimación de la frontera de costes (capítulo segundo) o de producción (capítulo tercero), con el objetivo de que las

conclusiones obtenidas sean robustas, es decir, independientes de la técnica utilizada.

Sin ánimo de reiterar las conclusiones específicas obtenidas en cada capítulo, existen algunos resultados que por su interés o robustez metodológica merecen ser recapitulados.

La revisión de la literatura realizada en el capítulo primero pone de relieve los avances experimentados en estos últimos años por las técnicas para la medición de la eficiencia. Dichos avances parecen haber seguido caminos diferentes y, en cierto modo, divergentes, razón por la cual existe un gran número de técnicas de estimación a disposición del analista, cada una con específicas ventajas e inconvenientes, cuya particular utilización dependerá, en gran medida, de la disponibilidad de información y de las características del problema a analizar.

Esta disponibilidad de una gran variedad de técnicas para la medición de la eficiencia ha impulsado la estimación de la eficiencia en costes mediante el empleo de distintas técnicas, intentando dar respuesta a la siguiente pregunta: ¿Ofrecen todas las técnicas similares o diferentes resultados?. En el capítulo segundo se presentó evidencia en este sentido.

Los diversos ejercicios realizados se encuentran referidos a toda la etapa de estudio (1986/87-92) utilizando técnicas de panel, así como al último año de la muestra, 1992, utilizando, en este caso, siete técnicas de análisis diferentes. Con carácter general, es posible afirmar que, si bien existen diferencias comprensibles entre los resultados de los diferentes

análisis, éstas no son importantes, pudiendo hablarse de similares conclusiones con independencia de la técnica empleada.

Concretamente, y en lo que se refiere al análisis realizado para 1992, según las siete técnicas utilizadas las cajas de ahorro son más eficientes que los bancos nacionales. Junto a ello, las cajas más grandes son más eficientes que las pequeñas, mientras que en la banca nacional son los bancos más pequeños los más eficientes.

En lo referente a las estimaciones realizadas con datos de panel, las estimaciones proporcionan igualmente resultados similares entre sí. No obstante, y si bien no son estrictamente comparables, difieren de los obtenidos para 1992 con técnicas de corte transversal.

En lo que respecta al cambio técnico estimado, de nuevo, todas las técnicas consideradas coinciden en que, para las cajas de ahorro, es posible la identificación de tres etapas diferenciadas, una de progreso, hasta 1989, otra de regreso, en 1990-1991, y de nuevo progreso en 1992. Estos resultados se encuentran en línea con los obtenidos por Alvarez (1993), Maudos (1994), Grifell (1995) y Maudos, Pastor y Quesada (1995), si bien difieren con los de Grifell y Lovell (1993a). En lo que respecta a la banca nacional se obtiene progreso técnico estadísticamente significativo en todos los años, no existiendo en este caso ninguna referencia bibliográfica de comparación.

Los ejercicios realizados para analizar los determinantes de la eficiencia en costes ponen de manifiesto que las empresas más eficientes son

las que tienen un tamaño de planta superior, un mayor grado de apalancamiento, contratan mayoritariamente a personal cualificado, orientan su especialización hacia los depósitos y créditos y ofrecen servicios a clientes con cuentas de reducido tamaño. Los resultados obtenidos indican, además, que existe una asociación positiva entre eficiencia y rentabilidad, y que la superior eficiencia de las cajas es un rasgo estadísticamente significativo.

Con objeto de analizar con mayor detalle los efectos de las transformaciones anteriormente aludidas, en el capítulo tercero, utilizando la metodología propuesta por Berg, Førsund y Jansen (1992), se estima el cambio productivo utilizando el índice de Malmquist, descomponiéndolo en cambios en la eficiencia y en cambio técnico (desplazamiento de la frontera). Este proceder mejora las anteriores aproximaciones de cambio técnico y eficiencia en tres sentidos. En primer lugar, las aproximaciones del cambio técnico realizadas en el capítulo segundo únicamente captan el cambio técnico neutral. Ello es debido a que otro tipo de especificaciones más flexibles hubieran supuesto una pérdida importante de grados de libertad. En segundo lugar, la utilización de la técnica DEA evita los errores de especificación anteriormente reseñados, inherentes a las estimaciones paramétricas. En tercer lugar, a diferencia de los procedimientos paramétricos, DEA permite analizar la eficiencia y, por ende, el cambio productivo, para situaciones de múltiples outputs/inputs sin recurrir a la estimación de la función de costes y, por tanto, sin considerar los precios de los inputs, por lo que las estimaciones así obtenidas no se verán afectadas por la posible existencia de poder de mercado (reflejado en los precios), ni por el efecto de la intensificación de la competencia en la

evolución de los mismos.

Los resultados obtenidos indican que las cajas de ahorro son las que han mostrado un mejor comportamiento, ya que además de ser más eficientes que los bancos nacionales también son las que han experimentado mayores mejoras de productividad. Ambas conclusiones resultan coincidentes con las obtenidas en el capítulo cuarto utilizando otro enfoque.

La descomposición del cambio productivo en su componente *catching-up* (o efecto acercamiento hacia las empresas más eficientes) y cambio técnico, indica que si bien ambos grupos de instituciones experimentan mejoras productivas, los orígenes de las mismas son diferentes. Así, mientras que en las cajas de ahorro se deben casi por completo a la existencia de progreso técnico y escasas mejoras en eficiencia, en los bancos se combinan dos efectos de signo opuesto: regreso técnico junto con sustanciales mejoras en eficiencia (*catching-up*).

La descomposición del efecto *catching-up* revela de nuevo que existen reducidas ineficiencias de escala, sobre todo en las cajas de ahorro, y que la mejora en la eficiencia de ambos grupos de entidades se debe tanto a mejoras en eficiencia técnica pura como de escala. En cambio, en los bancos nacionales la reducción de las ineficiencias de escala parece ser la principal causa de su mejora en la eficiencia técnica.

De nuevo, al igual que en el capítulo segundo y cuarto, 1990 es un mal año. Sin embargo, ahora es posible indagar en los orígenes de tal descenso de la productividad. Así, tanto en el caso de las cajas de ahorros

como en el de la banca nacional, el descenso de la productividad se debe a la existencia de regreso técnico que supera y contrarresta las mejoras de eficiencia técnica experimentadas por las empresas.

Ciertamente, la ruptura de la tendencia en 1990 es un resultado corroborado en un doble sentido. En efecto, y si bien los resultados se encuentran referidos a la eficiencia económica en el capítulo segundo y a la eficiencia técnica en el capítulo tercero, coinciden con los obtenidos mediante el enfoque de la productividad revelada. Por otra parte, otros trabajos referidos al SBE (Maudos, Pastor y Quesada (1995) y Grifell (1995)) coinciden en el sentido de que 1990 es un mal año en términos de cambio técnico.

El regreso técnico detectado en el caso de la banca nacional (y también para las cajas en el año 1990), merece ser interpretado detenidamente. De hecho, la obtención de regreso técnico es un resultado bastante habitual en los estudios realizados sobre sistemas bancarios sometidos a desregulación (Bauer, Berger y Humphrey (1991b), Berg, Førsund y Jansen (1992), Humphrey (1992 y 1993), y Grifell y Lovell (1993a) para el caso español), pero cuadra mal con la intuición de que el cambio técnico que se adopta es de signo positivo. Debe advertirse que, de acuerdo con las definiciones adoptadas entendemos por cambio técnico puro el desplazamiento de la frontera. Asimismo, debe recordarse que la frontera viene definida empíricamente a partir de las mejores relaciones inputs/outputs observadas.

La explicación de la caída puntual en 1990 de la productividad

(capítulo cuarto), y cambio técnico (capítulo segundo y tercero), puede deberse a los efectos inmediatos de la desregulación. En efecto, la eliminación de las regulaciones sobre los tipos de interés, de las restricciones a la apertura de oficinas, la eliminación del coeficiente de inversión y la drástica reducción del coeficiente de caja, coloca a las empresas en una posición de desequilibrio temporal en el que los bancos más eficientes se muestran más agresivos en la captación de fondos elevando su remuneración y arañando cuota de mercado al resto de empresas. Pero simultáneamente, estas decisiones pueden deteriorar sus resultados en términos de nuestros indicadores de eficiencia a nivel de empresa.

La evidencia encontrada para otros países así lo demuestra. Bauer, Berger y Humphrey (1991b), Humphrey (1992 y 1993) encuentran regreso técnico a partir del momento en el que la desregulación se hace efectiva (en el caso de Estados Unidos 1980). Por otra parte, Berg, Førsund y Jansen (1992) encuentran que en el caso del sistema bancario noruego la situación parece ser la contraria, encontrando progreso técnico a partir de 1984, año en el que comienza el proceso de desregulación. Sin embargo, esta evidencia no contradice el razonamiento de que la desregulación repercute de forma negativa en el corto plazo, ya que estos autores encuentran que los bancos noruegos anticipan el proceso desregulador y expanden sus niveles de inputs antes de que el proceso comience, originando exceso de capacidad, por lo que es cuando la desregulación se hace efectiva cuando pueden hacer uso de este exceso de capacidad, repercutiendo a partir de entonces en mejoras de productividad.

Los ejercicios realizados en el capítulo segundo y tercero de esta Tesis están dedicados al análisis de la eficiencia en la prestación de servicios, por lo que no se consideran los aspectos referidos a la repercusión de estos procesos en los costes financieros. De hecho, la influencia de la intensificación de la competencia en los costes financieros ha sido tan elevada, sobre todo a partir de 1990, que puede ser la causa de los escasos o nulos valores estimados del progreso técnico obtenidas en algunos trabajos (Maudos (1994) y Maudos, Pastor y Quesada (1995)). Así pues, el progreso técnico es muy superior si se considera únicamente los costes de tipo operativo.

Sin embargo, y dado que el análisis desarrollado en el capítulo tercero no considera los efectos de los costes financieros, el progreso técnico detectado en la banca nacional es posible que manifieste nuestra incapacidad de medir de forma precisa todos y cada uno de los aspectos asociados al output bancario. Así, existen muchos aspectos valorados positivamente por la clientela (cercanía de las oficinas y de los cajeros automáticos, atención personalizada, mejoras en la calidad de los servicios, etc.) no captados en las medidas de outputs normalmente utilizadas y que, por el contrario, sí están incorporados en los costes. Estos posibles, y por el momento inevitables, "errores de medición" pueden minusvalorar las estimaciones del cambio técnico, en el sentido de que, el incremento en la oferta de servicios y las mejoras en calidad de los existentes, impulsados por la mayor competencia, no son captados por las medidas de output utilizadas, a pesar de que la calidad y el volumen de los servicios prestados haya aumentado sensiblemente.

No obstante, la otra cara de la moneda está representada por los usuarios (consumidores) de dichos servicios, los cuales, sin duda, sí se han visto beneficiados. En definitiva, y como apunta Humphrey (1992), los procesos mencionados han ocasionado una *redistribución* de los beneficios, desde las empresas hacia los consumidores de los servicios bancarios, pero que considerados globalmente para el conjunto de la sociedad han aumentado probablemente más de lo que captan nuestros indicadores.

Los resultados obtenidos en el capítulo cuarto utilizando un indicador de productividad conjunta de los factores, indican que las cajas presentan superiores niveles de productividad que los bancos nacionales, rasgo coincidente con el obtenido en los capítulos segundo y tercero utilizando técnicas de superior complejidad.

Por tamaños, son las cajas de ahorro más grandes las más productivas, mientras que en el caso de los bancos, son los más pequeños los más productivos. Ambos resultados coinciden, de nuevo, con los obtenidos en el capítulo segundo y tercero utilizando diversos enfoques frontera.

Siguiendo el esquema del capítulo segundo, se analizaron también en este caso los determinantes de la productividad. Los resultados ponen de manifiesto que, al igual que en el capítulo segundo, las empresas más productivas son las que funcionan con tamaños de oficina superiores, tienen un mayor grado de apalancamiento, contratan mayoritariamente a personal cualificado, ofrecen servicios a clientes con cuentas de reducido tamaño y orientan sus servicios hacia los tradicionales, asociados a los depósitos de

ahorro. En base a la influencia de estos determinantes se puede concluir que las potenciales mejoras de productividad para las empresas en el futuro pueden ser conseguidas, principalmente, aumentando el tamaño de planta, orientando su negocio de acuerdo con su especialización tradicional e incrementando el grado de apalancamiento en la medida de lo legalmente permitido y compatible con su especialización. De hecho, el mayor grado de apalancamiento de las cajas, debido quizás a su dificultad institucional para aumentar sus recursos propios, de su mayor aversión al riesgo o de los menores riesgos que conlleva su especialización, puede ser uno de los orígenes de la superior productividad y eficiencia de las cajas de ahorro.

En definitiva, los resultados obtenidos a lo largo de esta Tesis contrastan, como otros trabajos recientes con la tradicional idea de que el SBE es ineficiente y no sometido a la competencia, poniendo de manifiesto que, si bien ésta podría ser la situación hace dos décadas, la realidad actual es bien diferente.

Es cierto que todavía queda camino por recorrer, pues los efectos de la desregulación no se pueden materializar en tan breve espacio de tiempo y todavía coexisten rasgos diferenciales del SBE (densa red de oficinas, elevados niveles de capitalización, etc.) cuya eliminación conlleva tiempo. Pero no es menos cierto que la desregulación ha sentado las bases de nuevas formas de comportamiento más competitivo, a las cuales el SBE parece haberse adaptado ya en buena medida. De hecho, existen trabajos en los que se compara al SBE con otros sistemas bancarios comunitarios (Pastor, Pérez y Quesada (1994 y 1995)) en los que, considerando las características específicas y de entorno de cada país, el SBE se aleja cada vez menos de

la pauta media de los sistemas bancarios de la UE.

BIBLIOGRAFÍA

BIBLIOGRAFÍA

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

Aigner, D.J., T. Amemiya y D.J. Poirier (1976): "*On the Estimation of Production Frontiers: Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of a Discontinuous Density Function*", International Economic Review 17 (2), 377-396.

Aigner, D.J. y S.F. Chu (1968): "*On Estimating the Industry Production Function*", American Economic Review 58, 826-839.

Aigner, D.J., C.A.K. Lovell y P. Schmidt (1977): "*Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models*", Journal of Econometrics 6, 21-37.

Álvarez, R. (1993): "*Eficiencia técnica variante en el tiempo. Una aplicación a las cajas de ahorro*". Ponencia presentada en Work-shop organizado por Insituto Valenciano de Investigaciones Economicas, IVIE, 9 y 10 de Diciembre.

Álvarez, R. y M. Menéndez (1993): "*Eficiencia y margen financiero de las cajas de ahorro*". Ponencia presentada en Work-shop organizado por Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, 9 y 10 de Diciembre.

Álvarez, A., M. Menéndez y R. Álvarez (1994): "*Eficiencia de las cajas de ahorro españolas. Resultados de una función de beneficios*". Ponencia

BIBLIOGRAFÍA

presentada en Work-shop organizado por Instituto de Investigaciones Económicas, IVIE, 1 y 2 de Diciembre.

Aly, H., R. Grabowsky, C. Pasurka, y N. Rangan (1990): "*Technical, Scale, and Allocative Efficiencies in U.S. Banking: An Empirical Investigation*". Review of Economics and Statistics 72, 211-19.

Arellano, M. y O. Bover (1990): "*La Econometría de Datos de Panel*". Investigaciones Económicas 14(1), 3-45.

Baltagi, B.H. y J.M. Griffin (1988): "*A General Index of Technical Change*". Journal of Political Economy 96, 20-41

Banker, R.D. (1993): "*Maximum Likelihood, Consistency and Data Envelopment Analysis: A Statistical Foundation*", Management Science 39(10), 1265-1273.

Banker, R.D., A. Charnes y W.W. Cooper (1984): "*Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis*", Management Science 30, 1078-1092.

Banker, R.D. A. Charnes, W.W. Cooper, y A. Maindirata (1988): "*A Comparison of Alternative Approaches to the Measurement of Productive Efficiency*" en Applications of Modern Production Theory: Efficiency and Productivity, Cap. 2, 33-55, Ed. Ali Dogramaci and Rolf Färe.

Banker, R.D., R. Conrad y R. Strauss (1986): "*A Comparative*

BIBLIOGRAFÍA

Application of Data Envelopment Analysis and Translog Methods: An Illustrative Study of Hospital Production", Management Science 32(1), 30-44.

Banker, R.D. y W.W. Cooper (1994): "*Validation and Generalization of DEA and Its Uses*", Computers and Operations Research, (en prensa).

Banker, R.D., S.M. Datar y A.F. Kemerer (1991): "*A Model to Evaluate Variables Impacting The Productivity of Software Maintenance Projects*", Management Science 37(1) 1-18.

Banker, R.D. y R.C. Morey (1986): "*Efficiency Analysis for Exogenous Fixed Inputs and Outputs*", Operations Research 34, 513-521.

Battese, G.E. y T.J. Coelli (1988): "*Prediction of Firm-Level Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data*", Journal of Econometrics 38, 387-399.

Bauer, P.W. (1987): "*A Technique for Estimating a Cost System that Allows for inefficiency*", Working Paper (Federal Reserve Bank of Cleveland, Cleveland, OH).

Bauer, P.W. (1990): "*Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers*", Journal of Econometrics 46, 39-56.

Bauer, P.W., A.N. Berger y D.B. Humphrey (1991a): "*Efficiency and Productivity Growth in U.S. Banking*", en The Measurement of Productive

Efficiency, Cap 16. Ed. Oxford University Press.

Bauer, P.W., A.N. Berger y D.B. Humphrey (1991b): *"Inefficiency and Productivity Growth in Banking: A Comparison of Stochastic Econometric and Thick Frontier Methods"*. Mimeo.

Bauer, P.W. y D. Hancock (1993): *"The Efficiency of the Federal Reserve in Providing Check Processing Services"*, Journal of Banking and Finance **17**, 287-311.

Beckers, D.E. y C.J. Hammond (1987): *"A Tractable Likelihood Function for The Normal-Gamma Stochastic Frontier Model"*, Economic Letters **24**, 33-38.

Benston, G.J., G.A. Hanweck, y D.B. Humphrey (1982): *"Scale Economies in Banking. A Restructuring and Reassessment"*. Journal of Monetary Economics **4**, 435-455.

Berg, S., N.D. Bukh y F.R. Førsund (1994): *"Banking Efficiency in The Nordic Countries: A Four-Country Malmquist Index Analysis"*. Ponencia presentada en Work-shop organizado por Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, 9 y 10 de Diciembre.

Berg, S., F.R. Førsund, L. Hjalmarsson y M. Suominen (1993): *"Banking Efficiency in the Nordic Countries"*, Journal of Banking and Finance **17**, 371-388.

BIBLIOGRAFÍA

Berg, S., F.R. Førsund y E.S. Jansen (1992a): *"Technical Efficiency of Norwegian Banks: The Non-Parametric Approach to Efficiency Measurement"*. The Journal of Productivity Analysis 2, 127-142.

Berg, S., F.R. Førsund y E.S. Jansen (1992b): *"Malmquist Indices of Productivity Growth During The Deregulation of Norwegian Banking 1980-89"*, Scandinavian Journal of Economics 94, 211-228.

Berger, A.N., D. Hancock, y D.B. Humphrey (1993): *"Bank Efficiency Derived from the Profit Function"*, Journal of Banking and Finance 17, 317-347.

Berger, A.N., G.A. Hanweck, y D.B. Humphrey (1987): *"Competitive Viability in Banking: Scale, Scope, and Product Mix Economies"*, Journal of Monetary Economics 20, 501-520.

Berger, A.N. y D.B. Humphrey (1991): *"The Dominance of inefficiencies over scale and Product Mix Economies in Banking"*, Journal of Monetary Economics 28, 117-148.

Berger, A.N. y D.B. Humphrey (1993): *"Measurement and Efficiency Issues in Commercial Banking" en Zvi Griliches. Output Measurement in the Service Sectors. Cap. 7, 245-279. The University of Chicago Press.*

Bjureck, H., y L. Hjalmarsson (1990): *"Deterministic Parametric and Nonparametric Estimation of Efficiency in Service Production"*, Journal of Econometrics 46, 213-227.

Bjureck, H., L. Hjalmarsson y F.R. Førsund (1990): *"Deterministic Parametric and Non-Parametric Estimation of Efficiency in Service Production; A Comparison"*, Journal of Econometrics 46, 213-227.

Broek, J., F.R. Førsund, L. Hjalmarsson, y W. Meeusen (1980): *"On the Estimation of Deterministic and Stochastic Frontier Production Functions"*, Journal of Econometrics 13, 117-138.

Byrnes, P., R. Färe, S. Grosskopf y C.A.K. Lovell (1988): *"The Effect of Unions on Productivity: U.S. Surface Mining of Coal"*, Management Science 34(9), 1037-1053.

Cavalluzzu, L. y D. Baldwin (1993): *"Unionization an Productive Efficiency"*, en The Measurement of Productive Efficiency, Cap 6, 210-236, Ed. Oxford Cavalluzzu, L. University Press.

Caves, D.W., L.R. Christensen, y W.E. Diewert (1982): *"The Economic Theory of Index Numbers and The Measurement of Input, Output, and Productivity"*. Econometrica 50, 1393-1414.

Caves, D.W., L.R. Christensen, y J.A. Swanson (1981): *"Productivity Growth, Scale Economies, and Capacity Utilization in U.S. Railroads, 1955-74"*. American Economic Review 71, 994-1002.

Charnes, A. y W.W. Cooper (1963): *"Deterministic Equivalent for Optimizing and Satisficing Under Chance Constraints"*, Operations research 11, 18-26.

Charnes, A., W.W. Cooper, B. Golany, L. Seiford y J. Stutz (1985): *"Foundations of Data Envelopment Analysis for Pareto-Koopmans Efficient Empirical Production Functions"*, Journal of Econometrics 30, 91-107.

Charnes, A., W.W. Cooper, Z.M. Huang y D.B. Sun (1990): *"Polyhedral Cone-Ratio DEA Models with an Illustrative Application to Large Commercial Banks"*, Journal of Econometrics 46, 73-91.

Charnes, A., W.W. Cooper y E. Rhodes (1978): *"Measuring the efficiency of Decision Making Units"*, European Journal of Operational Research 2, 429-444.

Charnes, A., W.W. Cooper y E. Rhodes (1981) : *"Evaluating Program and Managerial Efficiency: An Application of Data Envelopment Analysis to Program Follow Through"*, Management Science 27, 668-688.

Charnes, A., W.W. Cooper y T. Sueyoshi (1988): *"A Goal Programming/Constrained Regression Review of the Bell System Breakup"*, Management Science 34(1), 1-26.

Charnes, A., W.W. Cooper y G.H. Symonds (1958): *"Cost Horizons and Certainly Equivalents: An Approach to Stochastic Programming of Heating Oil"*, Management Science 4, 255-263.

Charnes, A., W.W. Cooper y G.L. Thompson (1965): *"Constrained Generalized Medians and Hypermedians as Deterministic Equivalents for Two-Stage Linear Programs Under Uncertainty"*, Management Science

BIBLIOGRAFÍA

12(1), 83-112.

Christensen, L.R., D.W. Jorgenson y L.J. Lau (1973): *"Transcendental Logarithmic Production Frontiers"*, The review of Economics and Statistics 55, 28-45.

Clark, J.A. (1988): *"Economies of Scale and Scope at Depository Financial Institutions: A Review of The Literature"*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Septiembre/Octubre, 16-33.

Colwell, R.J. y E.P. Davis (1992): *"Output and Productivity in Banking"*, Scandinavian Journal of Economics 94, Suplemento, 111-129.

Confederación Española de Cajas de Ahorros (CECA) (varios años): Anuario Estadístico.

Consejo Superior Bancario (CSB) (varios años): Anuario Estadístico de la Banca Privada.

Conti, V. y A. Resti (1994): *"What Can be Learned About Banks' Profitability: Some Evidence From Their Financial Statements"*. Mimeo.

Cornwell, C., P. Schmidt, y R.C. Sickless (1990): *"Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels"*, Journal of Econometrics 46, 185-200.

Cowing, T., D. Reifschneider y R. Stevenson (1983): *"A Comparison of*

BIBLIOGRAFÍA

Alternative Frontier Cost Function Specifications" en A. Dorgramaci ed. *Developments in Econometric Analysis of Productivity* (Kluwer Academic Publishers, Norwell, M.A.).

Cuesta, F. (1977): *"Sobre la naturaleza y medición del output bancario"*. *Economías de Escala y Sector Financiero*, 387-421.

Cummins, J.D. y M.A. Weiss (1993): *"Measuring Cost Efficiency in the Property-Liability Insurance Industry"*, *Journal of Banking and Finance* 17, 463-481.

Doménech, R. (1991): *"Eficiencia y costes en la empresa bancaria: Teoría y aplicaciones al caso español"*. Tesis Doctoral. Facultad de CC.EE. de Valencia.

Doménech, R. (1992): *"Medidas no paramétricas de eficiencia en el sector bancario español"*. *Revista Española de Economía* 9(2) 171-196.

Doménech, R. y F. Pérez (1992): *"The productivity of the Spanish banking system in the 80s: international comparison"*. *Quarterly Review, Banca Nazionale del Lavoro* 180.

Elyasiani, E. y S. Mehdian (1990a): *"Efficiency in the Commercial Banking Industry, A Production Frontier Approach"*, *Applied Economics* 22, 539-551.

Elyasiani, E. y S. Mehdian, S. (1990b): *"A Nonparametric Approach to*

BIBLIOGRAFÍA

Measurement of Efficiency and Technological Change: The Case of Large U.S. Commercial Banks". Journal of Financial Services Research 4, 154-168.

Elyasiani, E. y S. Mehdián (1992): "*Productive Efficiency Performance of Minority and Nonminority-owned Banks: A Nonparametric Approach*", Journal of Banking and Finance 16, 933-948.

Evanoff, D.D. y P.R. Israilevich (1991): "*Productive Efficiency in Banking*", Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, 11-32.

Evans, D.S. y J.J. Heckman (1988): "*Natural Monopoly and The Bell System: Response to Charnes, Cooper y Sueyoshi*", Management Science 34(1), 27-38.

Fanning, D. (1981): "*Productivity: The Human Asset Approach to Bank Rankings*", The Banker, Noviembre, 31-34.

Färe, R. y S. Grosskopf (1985): "*A Non-Parametric Cost Approach to Scale Efficiency*", Scandinavian Journal of Economics 87(4), 594-604.

Färe, R., S. Grosskopf, M. Morris, y Z. Zhang (1994): "*Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries*", American Economic Review 84(1), 66-83.

Färe, R. y C.A.K. Lovell (1978): "*Measuring the Technical Efficiency of*

BIBLIOGRAFÍA

Production". Journal of Economic Theory 19, 150-162.

Farrell, M. (1957): "*The Measurement of Productive Efficiency*", Journal of the Royal Statistics Society, Series A, Vol. 120, nº3, 253-281.

Favero, C.A. y L. Papi (1995): "*Technical Efficiency and Scale Efficiency in the Italian Banking Sector: A Non-parametric Approach*", Applied Economics 27, 385-395.

Fecher, F., D. Kessler, S. Perelman, y P. Pestiau (1993): "*Productive Performance of the French Insurance Industry*", Journal of Productivity Analysis 4, 77-93.

Fecher, F. y P. Pestieau (1993): "*Efficiency and Competition in O.C.D.E. Financial Services*" en The Measurement of Productive Efficiency, Cap. 15, 374-385, Ed. Oxford University Press.

Ferrier, G. y Lovell, C.A.K. (1990): "*Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence*". Journal of Econometrics 46, 229-45.

Fisher, I. (1922): "*The Making of Index Numbers*". Boston: Houghton-Mifflin.

Fixler, D.J. y K.D. Zieschang. (1993): "*An Index Number Approach to Measuring Bank Efficiency: An Application to Mergers*". Journal of Banking and Finance 17, 437-450.

BIBLIOGRAFÍA

Førsund, F.R. (1993): *"Productivity Growth in Norwegian Ferries"* en *The Measurement of Productive Efficiency*, Cap. 14, 352-373, Ed. Oxford University Press.

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

Førsund, F.R. y L. Hjalmarsson (1983): *"Technical Progress and Structural Change in the Swedish Cement Industry 1955-1979"*, *Econometrica* 51(5), 1449-1467.

Førsund, F.R., y E.S. Jansen (1977): *"On The Estimating Average and Best Practice Homothetic Production Functions Via Cost Functions"*, *International Economic Review* 18, 463-476.

Førsund, F.R., C.A.K. Lovell y P. Schmidt (1980): *"A Survey of Frontier Production Functions and of Their Relationship to Efficiency Measurement"*, *Journal of Econometrics* 13, 5-25.

Fried, H.O., C.A.K. Lovell y P. Vanden Eeckaut (1993): *"Evaluating Performance of US Credit Unions"*, *Journal of Banking and Finance* 17, 251-265.

Frish, R. (1936): *"Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers"*. *Econometrica* 4, 1-38.

BIBLIOGRAFÍA

Gardner, L.A. y Grace, M.F. (1993): *"X-Efficiency in the U.S. Life Insurance Industry"*. Journal of Banking and Finance 17, 497-51.

Golany, R.D. y Roll, Y. (1993): *"Some Extension of Techniques to Handle Non-Discretionary Factors in Data Envelopment Analysis"*, Journal of Productivity Analysis 4, 419-432.

Gong, B.H. y R.C. Sickles (1992): *"Finite Sample Evidence on the Performance of Stochastic Frontiers and Data Envelopment Analysis Using Panel Data"*, Journal of Econometrics 51, 259-284.

Graboski, R., Rangan, N. y Rezvanian, R. (1993): *"Organizational Forms in Banking: An Empirical Investigation of Cost Efficiency"*, Journal of Banking and Finance 17, 531-538.

Green, W.H. (1980a): *"Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions"*, Journal of Econometrics 13, 27-56.

Green, W.H. (1980b): *"On The Estimation of a Flexible Frontier Production Model"*, Journal of Econometrics 13, 101-115.

Green, W.H. (1990): *"A Gamma-Distributes Stochastic Frontier Model"*, Journal of Econometrics 46, 141-163.

Green, W.W. (1993): *"The Econometric Approach to Efficiency Analysis"* en The Measurement of Productive Efficiency, Cap. 2, 68-119, Ed. Oxford University Press.

BIBLIOGRAFÍA

Grifell, E. y C.A.K. Lovell (1993a): *"Deregulation and Productivity Decline: The Case of Spanish Savings Banks"*. Working-Paper, 93-02 (June), Department of Economics, University of North Carolina.

Grifell, E. y C.A.K. Lovell (1993b): *"A New Descomposition of the Malmquist Productivity Index"*. Working-Paper, 93-04 (October), Department of Economics, University of North Carolina.

Grifell, E. y C.A.K. Lovell (1994): *"A Note of the Malmquist Productivity Index"*, Economics Letters, (en prensa).

Grifell, E. y C.A.K. Lovell (1995): *"La estructura del cambio productivo en el sistema financiero español"*, Ponencia presentada en Work-Shop organizado por Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, días 1 y 2 de Diciembre.

Grifell, E., D. Prior y V. Salas (1992): *"Eficiencia de empresa y eficiencia de planta en los modelos frontera no paramétricos. Aplicación a las Cajas de Ahorro en España, 1988-1990"*, Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social. Documento de Trabajo n°92.

Grifell, E., D. Prior y V. Salas (1993): *"Efficiency Scores Are Sensitive to Variable Specification: An Application to Banking"*, Mimeo.

Hausman, J.A. y W.E. Taylor (1981): *"Panel Data and Unobservable Individual Effects"*, Econometrica 49(6), 1377-1398.

BIBLIOGRAFÍA

Hsiao, C. (1986): *"Analysis of Panel Data"*, Ed. Cambridge University Press.

Humphrey, D.B. (1992): *"Flow Versus Stock Indicators And Scale Economy Measurement"*, Working Paper, Federal Reserve Bank of Richmond.

Humphrey, D.B. (1993): *"Cost and Technical Change: Effects from Bank Deregulation"*, Journal of Productivity Analysis 4, 9-34.

Hunt-McCool, J.C. y R.S. Warren (1993): *"Earnings Frontier and Labor Market Efficiency"* en The Measurement of Productive Efficiency, Cap. 2, 68-119, Ed. Oxford University Press.

Jagannathan, R. (1985): *"Use of Sample Information in Stochastic Recourse and Chance-Constrained Programming Models"*, Management Science 31(1), 96-108.

Jondrow, J., C.A.K. Lovell, I.S. Materov y P. Schmidt (1982): *"On The Estimation of Technical Inefficiency in The Stochastic Frontier Production Function Model"*, Journal of Econometrics 19, 233-238.

Koop, R.J. y W.E. Diewert (1982): *"The Descomposition of Frontier Cost Function Deviations into Measures of Technical and Allocative Efficiency"*, Journal of Econometrics 19, 319-331.

Koop, R.J. y J. Mullahy (1990): *"Moment-Based Estimation and Testing*

of Stochastic Frontiers Models", Journal of Econometrics 46, 165-183.

Kumbhakar, S.C. (1987a): "*Production Frontiers and Panel Data: An Application to U.S. Class 1 Railroads*", Journal of Business & Economic Statistics 5(2), 249-255.

Kumbhakar, S.C. (1987b): "*The Specification of Technical and Allocative Inefficiency in Stochastic Production and Profit Frontiers*", Journal of Econometrics 34, 335-348.

Kumbhakar, S.C. (1988): "*On the Estimation of Technical and Allocative Inefficiency Using Stochastic Frontier Functions: The Case of U.S. Class 1 Railroads*", International Economic Review 29, 727-743.

Kumbhakar, S.C. (1990): "*Production Frontiers, Panel Data, and Time Varying Technical Inefficiency*", Journal of Econometrics 46, 201-211.

Lee, Y.H. y Schmidt, P. (1993): "*A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Efficiency*", en The Measurement of Productive Efficiency, Cap. 8, 237-255, Ed. Oxford University Press.

Lee, L.F. y W.G. Tyler (1978): "*The Stochastic Frontier Production Function and Average Efficiency; An Empirical Analysis*", Journal of Econometrics 7, 385-389.

Leibenstein, H. (1966): "*Allocative Efficiency vs 'X-efficiency'*", American Economic Review 56, 392-415.

Ley, E. (1991): *"Eficiencia productiva: Un estudio aplicado al sector hospitalario"*, Investigaciones Económicas 15 (Segunda Época), 71-88.

Lovell, C.A.K. (1993): *"Production Frontiers and Productive Efficiency"* en *The Measurement of Productive Efficiency*, Cap. 1, 3-67, Ed. Oxford University Press.

Lovell, C.A.K. y R.C. Sickles (1983): *"Testing Efficiency Hypothesis in Joint Production: A Parametric Approach"*, Review of Economics and Statistics 65, 51-58.

Lovell, C.A.K. y P. Schmidt (1993): *"A Comparison of Alternative Approaches to The Measurement of Productive Efficiency"*, en *Applications of Modern Production Theory: Efficiency and Productivity*, Cap. 1, 3-32, Ed. Ali Drogamaci and Rolf Färe.

Lozano, A. (1993): *"La Ineficiencia de los Bancos Nacionales y las cajas de Ahorro Españolas"*, Ponencia presentada en Work-Shop organizado por Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, días 9 y 10 de Diciembre.

Lozano, A. (1995): *"Eficiencia frontera en beneficios de las cajas de ahorros"*, Ponencia presentada en Work-Shop organizado por Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, días 25 y 26 de Mayo.

McCarty, T.A. y S. Yaisawarng (1993): *"Technical Efficiency in New Jersey School Districts"* en *The Measurement of Productive Efficiency*, Cap.

BIBLIOGRAFÍA

10, 271-288, Ed. Oxford University Press.

Maindirata, A. (1990): *"Largest Size-Efficient Scale and Size Efficiencies of Decision-Making Units in Data Envelopments Analysis"*, Journal of Econometrics 46, 57-72.

Malmquist, S. (1953): *"Index Numbers and Indifference Surfaces"*. Trabajos de Estadística 4, 209-242.

Mas, M. y F. Pérez (1990): *"Productividad revelada: un análisis de costes"*. Investigaciones Económicas (Segunda Época). Suplemento, 71-76.

Maudos, J. (1994): *"Cambio Tecnológico, costes y economías de escala en las cajas de Ahorro"*, Papeles de Economía Española 58, 126-140.

Maudos, J. y J.M. Pastor (1995): *"Prestación de servicios bancarios en las Cajas de Ahorros españolas: Cajeros automáticos versus oficinas"*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Working-Paper WP-EC 95-14.

Maudos, J., J.M. Pastor y J. Quesada (1995): *"A Decade of Technical Change: A Summary of Different Measurement Techniques"*, Ponencia presentada en Work-Shop organizado por Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, días 25 y 26 de Mayo.

McAllister, P.H. y D.A. McManus (1993): *"Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking"*, Journal of Banking and Finance 17, 389-405.

BIBLIOGRAFÍA

Meeusen, W. y J. Broeck (1977): *"Efficiency Estimation From Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error"*, International Economic Review 18, 435-444.

Mester, L.J. (1989): *"Testing for Expense Preference Behavior: Mutual versus Stock Savings and Loans"*. RAND Journal of Economics 4, 483-498.

Mester, L.J. (1993): *"Efficiency in The Savings and Loan Industry"*. Journal of Banking and Finance 17, 267-286.

Moorsteen, R.H. (1961): *"On Measuring Productive Potencial and Relative Efficiency"*. Quarterly Journal of Economics 75, 451-467.

Nishimizu, M. y J.M. Page (1982): *"Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78"*. The Economic Journal 92, 920-936.

Norsworthy J.R. y S.L. Jang (1992): *"Empirical Measurement and Analysis of Productivity and Technological Change. Applications in High Technology and Services Industries"*. Ed. North-Holland.

Olson, J.A., P. Schmidt y D.M. Waldman (1980): *"A Monte Carlo Study of Estimators of Stochastic Frontier Production Functions"*. Journal of Econometrics 13, 67-82.

Pastor, J.M. (1994): *"Análisis dinámico de los determinantes de la*

BIBLIOGRAFÍA

productividad de los bancos y cajas de ahorro españoles". Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Working-Paper WP-EC 94-07.

Pastor, J.M. (1995): *"Eficiencia, cambio productivo y cambio técnico en los bancos y cajas de ahorro españolas: Un Análisis frontera no paramétrico"*. Revista de Española de Economía 12.

Pastor, J.M. y F. Pérez (1993): *"La productividad del sistema bancario español (1986-1992)"*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Working-Paper WP-EC 93-09.

Pastor, J.M., F. Pérez y J. Quesada (1994): *"Indicadores de eficiencia en banca"*. EKONOMIAZ, Revista Vasca de Economía 28, 1er Trimestre, 78-99.

Pastor, J.M., F. Pérez y J. Quesada (1995): *"Efficiency Analysis in Banking Firm: An International Comparison"*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Working-Paper WP-EC 95-18.

Peña, D. (1987): *"Estadística, Modelos y Métodos"*, Ed. Alianza Editorial.

Pérez, F. y R. Doménech (1990): *"La productividad de los bancos y cajas de ahorros"*. Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social (FIES), Documento de Trabajo nº 66.

Pérez, F. y J.M. Pastor (1994): *"La productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"*. Papeles de Economía Española 58, 62-87.

BIBLIOGRAFÍA

Pérez, F. y J. Quesada (1991): *"Dinero y Sistema Bancario: Teoría y Aplicaciones al Caso Español"*. Ed. Espasa-Calpe.

Pérez, F. y J. Quesada (1992): *"La eficiencia del Sistema Bancario Español en la perspectiva europea"*. Moneda y Crédito 195, 137-184.

Petersen, N.C. (1990): *"Data Envelopment Analysis on a Relaxed Set of Assumptions"*, Management Science 36, 305-314.

Pitt, M.M. y L. Lee (1981): *"The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in The Indonesian Weaving Industry"*, Journal of Development Economics 9, 43-64.

Rangan, N., R. Grabowsky, H. Aly y C. Pasurka (1988): *"The Technical Efficiency of U.S. Banks"*. Economics Letters 28, 169-175.

Rhoades, S.A. (1993): *"Efficiency Effects of Horizontal (in market) Bank Merges"*. Jornal of Banking and Finnance 17, 411-422.

Richmond, J. (1974): *"Estimating the Efficiency of Production"*. International Economic Review 15, 515-521.

Russell, R.R. (1985): *"Measures of Technical Efficiency"*. Journal of Economic Theory 25(1), 109-126.

Sargent, T.J. (1979): *"Macroeconomic Theory"*. Ed. Academic Press.

BIBLIOGRAFÍA

Schmidt, P. (1976): "*On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions*", The Review of Economics and Statistics, Mayo, 238-239.

Schmidt, P. (1988): "*Estimation of a Fixed-Effect Cobb-Douglas System Using Panel Data*", Journal of Econometrics 3, 361-380.

Schmidt, P. y T.F. Lin (1984): "*Simple Test of Alternative Specifications in Stochastic Frontier Models*", Journal of Econometrics 24, 349-361.

Schmidt, P. y C.A.K. Lovell (1979): "*Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers*", Journal of Econometrics 9, 343-366.

Schmidt, P. y C.A.K. Lovell (1980): "*Estimating Stochastic Production and Cost Frontiers When Technical and Allocative Inefficiency are Correlated*", Journal of Econometrics 13, 83-100.

Schmidt, P. y R.C. Sickles (1984): "*Production Frontiers and Panel Data*", Journal of Business and Economic Statistics 2, 367-374.

Seiford, L.M. y R.M. Thrall (1990): "*Recent Developments in DEA, The Mathematical Programming Approach to Frontier Analysis*", Journal of Econometrics 46, 7-38.

Sengupta, J.K. (1990): "*Transformations in Stochastic DEA Models*", Journal of Econometrics 46, 109-123.

BIBLIOGRAFÍA

Serot, D.E. (1993): *"Estimating Total Factor Productivity Using Parametric, Nonstochastic Cost Frontiers"*. Journal of Productivity Analysis 4, 407-418.

Shaffer, S. (1993): *"Can Megamergers Improve Bank Efficiency?"*. Journal of Banking and Finance 17, 423-436.

Shephard, R.W. (1970): *"Theory of Cost and Production Functions"*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Sherman, H.D. y F. Gold (1985): *"Bank Branch Operating Efficiency"*, Journal of Banking and Finance 9, 297-315.

Sickles, R.C. (1985): *"A Nonlinear Multivariate Error Components Analysis of Technology and Specific Factor Productivity Growth with an Application to the U.S. Airlines"*, Journal of Econometrics 27, 61-78.

Sickles, R.C., D. Good y R.L. Johnson (1986): *"Allocatives Distorsions and the Regulatory Transition of the U.S. Airline Industry"*, Journal of Econometrics 33, 143-163.

Solow, R. (1957): *Technical Change and Agregate Production Function"*. The Review of Economics and Statistics 39, 312-320.

Stevenson, R.E. (1980): *"Likelihood Functions for Genererlized Stochastic Frontier Estimation"*, Journal of Econometrics 13, 57-66.

BIBLIOGRAFÍA

Stigler, G.J. (1976): *"The Xistence of X-Efficiency"*, American Economic Review 66, 213-216.

Thompson, R.G., L.N. Langemeier, C.T. Lee, E. Lee y R.M. Thrall (1990): *"The Role of Multipliers Bounds in Efficiency Analysis with Application to Kansas Farming"*, Journal of Econometrics 46, 93-108.

Timmer, C.P. (1971): *"Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency"*, Journal of Political Economy 79, 767-794.

Tintner, G. (1960): *"A Note on Stochastic Linear Programming"*, Econometrica 28, 490-495.

Törnqvist, L. (1936): *"The Bank of Finland's Consumption Price Index"*. Bank of Finland Monthly Bulletin 10, 1-8.

Tulkens, H. (1993a): *"Approaches to The Relative efficiency of Bank Branches"*, Ponencia presentada en Work-Shop "Eficiencia en Banca" organizado por Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, días 9-10 Diciembre.

Tulkens, H. (1993b): *"On FDH Efficiency Analysis: Some Methodological Issues and Applications to Retail Banking, Courts, and Urban transit"*, Journal of Productivity Analysis 4, 183-210.

BIBLIOGRAFÍA

Waldman, D.M. (1984): *"Properties of Technical Efficiency Estimators in the Stochastic Frontier Model"*, Journal of Econometrics 25, 353-364.

Yuengert, A.M. (1993): *"The Measurement of Efficiency in Life Insurance: Estimates of a Mixed Normal-Gamma Error Model"*, Journal of Banking and Finance 17, 483-496.

Zellner, A., J.Kmenta y J. Drèze (1966): *"Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production function Models"*, Econometrica 34 (4), 784-795.

Zieschang, K.D. (1983): *"A Note on The Decomposition of Cost Efficiency into Technical and Allocative Components"*, Journal of Econometrics 23, 401-405.