

LA EFICIENCIA EN LOS SEGUROS*

ANDRÉS J. PICAZO

Universidad de Valencia

El propósito de este trabajo es analizar la eficiencia productiva del sector español de seguros generales. Se utiliza una aproximación no paramétrica para obtener diferentes indicadores de eficiencia sobre una muestra de 80 empresas con datos del año 1991. Siguiendo la aproximación de Charnes, Cooper y Rhodes conocida como análisis de la envolvente, se calculan estimadores de eficiencia en costes, los cuales son descompuestos en índices de eficiencia técnica y asignativa. Por último, los indicadores de eficiencia técnica se descomponen en el producto de índices de eficiencia técnica pura y eficiencia de escala.

Palabras clave: seguros, eficiencia productiva, fronteras no paramétricas.

Desde que en 1957 la revista *Journal of the Royal Statistic Society* publicase el trabajo de Farrell "The Measurement of Productive Efficiency", han sido muchos los estudios aplicados a la medición de la eficiencia de diversos sectores productivos que han aparecido en la literatura económica. Los primeros trabajos aplicaron la metodología original de Farrell a industrias, en la mayoría de los casos, productoras de bienes. La medición de la eficiencia productiva en industrias de servicios es de aparición posterior y se basa en métodos más complejos que, especialmente a partir de principios de la década de los setenta, mejoran y amplían el método inicial de Farrell.

Los estudios dirigidos a la medición de la eficiencia productiva en industrias españolas son de publicación mucho más reciente. Entre los primeros trabajos hay que citar a Prior (1988) que estudia y compara la eficiencia productiva de diversos sectores de la estructura industrial española; a Álvarez Pinilla (1988) quien, en un trabajo conjunto con Belknap y Saupe, analiza la eficiencia técnica de las explotaciones lecheras asturianas; o a Ley (1991) que realiza un estudio de la eficiencia productiva del sector hospitalario en España. Desde principios de la década actual, varios investigadores están dirigiendo su trabajo al análisis de la eficiencia productiva del sector bancario español desde enfoques alternativos. Grifell, Prior y Salas (1992) evalúan la eficiencia de las Cajas de Ahorro como entidades productoras de servicios. Doménech (1992) realiza un análisis de eficiencia y costes en la empresa bancaria considerando separadamente las Cajas de Ahorro y los Bancos Nacionales; para ello

(*) Este trabajo procede de mi Tesis Doctoral. Deseo mostrar mi agradecimiento a su director Ernest Reig Martínez y a los miembros del Tribunal que la juzgó, cuyos comentarios me sirvieron para mejorar sustancialmente el resultado de la investigación. También quiero agradecer las sugerencias de dos evaluadores anónimos.

el autor utiliza un enfoque de intermediación. Otros trabajos más recientes son Cuenca (1994) que estudia la eficiencia técnica en la provisión de servicios de extinción de incendios o Colom (1994) quien evalúa la eficiencia técnica en la producción de maíz sobre una muestra de explotaciones agrarias españolas.

Aunque el sector bancario acumula gran parte de los estudios internacionales aplicados a la medición de la eficiencia productiva en industrias de servicios, en 1993 Cummins y Weiss publicaron su trabajo "Measuring Cost Efficiency in the Property-Liability Insurance Industry", que, como extensión de los trabajos de Weiss (1991), puede considerarse como uno de los primeros estudios que aplican metodologías de análisis de eficiencia a la industria aseguradora no vida. Quizá, los problemas inherentes a la propia definición y medición del producto en las actividades de servicios en general y de servicios financieros en particular, así como el establecimiento de los vínculos con los que caracterizar la relación input-output y la construcción de variables precio para ciertos factores, son algunos de los elementos que permiten explicar el relativo retraso con el que se han utilizado las diferentes metodologías de análisis de eficiencia en este tipo de actividades productivas.

Paralelamente a una mayor presencia de los servicios en las economías desarrolladas, no tanto en términos de la producción real, como del empleo y del carácter estratégico de muchos servicios para el propio desarrollo de sectores industriales tradicionales, la década de los ochenta se ha caracterizado por la intensificación de un proceso tendente a la liberalización y desregulación de muchas actividades de servicios. Ni las industrias españolas de servicios en general, ni la industria de seguros en particular, han sido ajenas a estos procesos. Desde hace poco más de una década, la industria aseguradora española atraviesa por una serie de cambios que están modificando de manera sustancial su estructura. Los grandes rasgos que caracterizan el proceso son los siguientes [Picazo Tadeo (1995)]. Primero, un fuerte crecimiento del sector, medido tanto en términos de la participación de la producción de seguros en el Producto Interior, como de la evolución de las primas per cápita. Segundo, la recepción neta de importantes flujos de inversión directa exterior, lo que ha supuesto una creciente internacionalización de la actividad aseguradora y un considerable aumento del número de empresas y del volumen de negocio bajo control extranjero. Tercero, una tendencia a la concentración y a la disminución del número de entidades operativas en el mercado, junto con un cambio en las estructuras de costes de las empresas.

En el contexto descrito, las ineficiencias productivas en que incurran las empresas españolas de seguros pueden resultar de crucial importancia, en especial de cara al efecto que sobre la estructura del sector tenga la consecución del Mercado Único de los Servicios. El objetivo de este estudio es analizar la eficiencia productiva de la industria española de seguros generales. En el trabajo se determina qué ineficiencias resultan más relevantes, las de tamaño o las derivadas de un uso o una asignación errónea de factores. Las implicaciones de política económica serían diferentes en cada caso. Si se detectan considerables economías de escala en el sector, la actuación pública debería reforzar al mercado apoyando procesos de fusión que permitan incrementar la dimensión media de empresa y por tanto las condiciones de eficiencia y competitividad. Si, por el contrario, resulta que las ineficiencias se derivan de la gestión técnica de la empresa independientemente de su tamaño, la actitud pública debería tener un carácter menos activo y dejar que sea la propia liberalización del mer-

cado e intensificación de la competencia las que hagan desaparecer a las empresas más ineficientes.

1. VARIABLES Y MUESTRA

Cualquiera de los conceptos de eficiencia tradicionalmente considerados por la teoría económica [Farrell (1957)] es perfectamente aplicable a la industria aseguradora. Sin embargo, tal y como se apunta en la introducción, la literatura económica no se ha mostrado prolífica en el estudio de la eficiencia productiva en empresas de seguros. Las escasas referencias bibliográficas [Werner (1976) o Weiss (1987)], junto con la propia naturaleza de la actividad aseguradora hacen que la determinación de la relación input-output en el sector sea una tarea difícil. A esta dificultad en el orden teórico, se añade el obstáculo práctico que suele imponer la disponibilidad de información estadística.

Al igual que la gran mayoría de los productos ofrecidos por empresas financieras de servicios, el output de la empresa de seguros tiene un carácter intangible. Además, dadas las características de la industria aseguradora, su medición resulta problemática. Un repaso de la literatura económica permite encontrar algunas discusiones teóricas al respecto. Geehan (1986) y O'Brien (1991) proponen diferentes alternativas para encontrar una medida agregada del producto en la empresa de seguros de vida. Para el caso de los seguros no vida, las referencias en la literatura son todavía más escasas. Con carácter general, la empresa aseguradora ejerce una función doble, la *función financiera*, entendida como la prestación de un servicio de intermediación, canalizando ahorro hacia inversión y actuando, por tanto, como un intermediario financiero, y la de asunción y gestión de riesgos o *función aseguradora* propiamente dicha. Mientras que en la industria de seguros de vida la primera tiene más relevancia, en las entidades de seguros generales la función aseguradora alcanza un mayor protagonismo, absorbiendo la gran mayoría de los gastos de la entidad.

Los determinantes fundamentales de la función de costes en la empresa de seguros pueden ser genéricamente agrupados en tres grandes categorías, a saber: (i) gastos de gestión externa, (ii) gastos de gestión interna y (iii) gastos técnicos. Los primeros constituyen el coste en que incurre la empresa por la utilización de un servicio intermedio determinado por el papel del agente como comisionista o intermediario entre el asegurado y la entidad, y pueden ser interpretados como *costes de distribución o intermediación*. Los gastos de gestión interna pueden ser considerados como los *costes de producción en sentido estricto*, siendo su componente básico los costes laborales. Estas dos categorías de gasto son más o menos comunes a todo tipo de unidad productiva, siendo el objetivo último de toda empresa su minimización, para un volumen de output y unos precios de los factores dados.

Los gastos técnicos surgen como consecuencia de la necesidad que tiene la empresa de seguros de hacer frente a las cargas financieras originadas por los siniestros que van surgiendo a lo largo del ejercicio de su función de asunción y gestión de riesgos individuales, transformándolos en riesgos colectivos. Si bien es difícil encontrar un equivalente a estos costes en otras industrias, pues no suponen un pago como contraprestación al uso de un recurso de producción tradicionalmente entendido, sí que es igualmente cierto que son un coste estrictamente necesario para la empresa de seguros. A pesar de que, en un principio, pudiera pensarse que la incorporación de los gastos técnicos a la función de costes de la empresa aseguradora agrega un elevado

componente de incertidumbre, es posible argumentar como éstos son susceptibles de un importante grado de control por parte de la entidad. El primer paso en el control de los gastos técnicos consiste en la selección de los riesgos a asegurar. Mientras que será absolutamente imposible para el asegurador el control del resultado de un riesgo individual, de la propia naturaleza del negocio asegurador se deduce que, combinando un número suficientemente grande de unidades de riesgo y utilizando información anterior, puede predecirse con un elevado grado de certidumbre el resultado de la actividad. Una vez seleccionada una cartera, todavía queda un margen adicional de control sobre los gastos técnicos. Después de que un siniestro ha tenido lugar, la empresa lleva a cabo una tarea de supervisión del proceso de reparación de daños y determinación de indemnizaciones, tratando de identificar y corregir comportamientos irregulares por parte de los asegurados del tipo "moral hazard". Dicho control involucra a la entidad en unos costes adicionales, lo que no hace más que reforzar la idea de que los gastos técnicos también están sujetos, aunque en menor medida que otros factores, al principio de sustituibilidad.

A continuación se describen las medidas de outputs e inputs utilizadas en este trabajo.

1.1. Outputs

El producto de la empresa de seguros generales en su función aseguradora es interpretado como un *servicio de gestión y asunción de riesgos*. Las *primas adquiridas en seguro directo* en el ejercicio son consideradas como "proxy" del output¹. Éstas se agrupan en tres categorías de producto que se corresponden con tres ramos de operaciones de la empresa aseguradora, a saber: (i) accidentes personales, asistencia sanitaria y enfermedad, (ii) automóviles y (iii) otros. El uso de esta medida del output no está exenta de limitaciones, por lo que se hacen necesarias una serie de consideraciones adicionales.

Como consecuencia del fenómeno conocido como *inversión del proceso productivo* en la industria aseguradora, con la consiguiente anticipación del pago de la prima a la prestación del servicio, las primas recaudadas en el ejercicio no representan el riesgo asumido y gestionado en el mismo. Por ello se hace necesario periodificar y utilizar el concepto de primas adquiridas. A partir de la información estadística con carácter público pueden obtenerse para cada empresa las primas recaudadas en el ejercicio por ramas de actividad, pero no es factible su periodificación de forma que reflejen el concepto de primas adquiridas. Sin embargo, si la composición de la cartera de

(1) Numerosos autores han utilizado los ingresos por primas como medida del output de las empresas de seguros de vida en su función aseguradora [Grace y Gardner (1992), Blair, Jackson y Vogel (1975), Weiss (1986) o Grace y Timme (1992)]. Cummins y Weiss (1993) en la página 469 de su trabajo dicen textualmente: "... La magnitud de los servicios de asunción de riesgos puede ser aproximada por el número y el valor nominal de las pólizas emitidas en varias líneas de seguro".

Bernstein (1993) apunta "... en la literatura relacionada con la producción de seguros, las primas, las primas netas de gastos técnicos o las primas netas de gastos técnicos y reaseguro, son a menudo utilizadas como medidas de output". Sin embargo, añade "... aunque estas variables pueden desempeñar un papel importante en el análisis de las decisiones de producción de la empresa, no constituyen medidas de output. La razón es que no recogen el papel de intermediarios financieros de las entidades aseguradoras" (página 9). Este argumento pensamos que es de especial relevancia en el caso de los seguros de vida, donde el papel de la entidad aseguradora es fundamentalmente de intermediario financiero, pero no en la producción de seguros no vida, donde la función de cobertura y gestión de riesgo resulta más relevante que la financiera.

la empresa no cambia significativamente de un periodo a otro, puede realizarse una imputación de las primas adquiridas proporcional a la composición del negocio de la aseguradora en función de las primas recaudadas². Aunque este criterio sólo constituye una aproximación a la composición del output, el tratamiento multiproducto permite que la comparación de cada empresa se realice respecto a aquellas entidades con una composición similar del negocio, evitando de este modo posibles correlaciones entre eficiencia y segmento industrial.

Otros aspectos a tener en cuenta a la hora de interpretar la medida del output propuesta son los siguientes. En primer lugar, conviene hacer hincapié en el hecho de que estamos utilizando como "proxy" del output un *flujo de ingresos*, lo que puede justificarse teóricamente en el criterio de equidad y suficiencia con que las primas han de ser determinadas. La prima ha de ser proporcional al riesgo cubierto y ha de permitir, adicionalmente, que la empresa haga frente a los gastos generales de gestión; esto es, ha de ser proporcional a las dos categorías de servicio consideradas, asunción y gestión de riesgos. En segundo término, el flujo de ingresos por primas proporciona información acerca de una magnitud *output x precio*, y no sobre la cantidad de producto vendido, por lo que se hace necesario suponer que las diferencias en precios entre empresas responden a la diferente calidad del servicio ofrecido y que las entidades son *precio aceptantes*. Adicionalmente, habrá de suponerse la no existencia de comportamientos colusivos ni barreras de entrada en el sector. Tal y como argumentan Rothschild y Stiglitz (1976), lo relevante a la hora de considerar a un mercado de seguros como competitivo son las dos últimas condiciones citadas y no el hecho de que la competencia sea en precios o en precios y cantidades. En tercer lugar, utilizamos el concepto de primas adquiridas en *régimen de seguro directo*. Aunque una empresa de seguros reasegure parte de su volumen de primas adquiridas en negocio directo, la gestión y asunción primera del riesgo se lleva a cabo por el asegurador directo, independientemente de que el reasegurador reembolse con posterioridad parte o la totalidad de los gastos técnicos que hayan tenido lugar con cargo al riesgo cedido. Por ello, la mayor o menor eficiencia en la gestión del riesgo recaerá sobre la empresa que lo asume en régimen de seguro directo, independientemente de que éste sea o no cedido.

1.2. Inputs

Con carácter general, consideramos tres categorías de factores de producción, a saber: *trabajo, capital y otros inputs*, además de los *gastos técnicos*.

El factor *trabajo* es aproximado a partir del número medio de trabajadores de producción y administración en la plantilla de la empresa. Las estadísticas disponibles con datos de empresa ofrecen únicamente el número de trabajadores con que cuenta la entidad, no informando acerca de su cualificación. De este modo no resulta posible incorporar en el análisis los efectos de la heterogeneidad del trabajo entre las distintas aseguradoras. El precio del factor trabajo ha sido obtenido como los costes de perso-

(2) El análisis se realiza sobre una muestra de empresas para el año 1991, por lo que una parte de las primas adquiridas en el ejercicio corresponde a primas recaudadas en ese año y el resto a seguros vendidos en 1990 cuyo servicio se ha prestado en 1991. Así, la imputación de las primas adquiridas en 1991 entre las tres categorías de output consideradas, se ha realizado en función de la composición media de la cartera de la empresa en 1990 y 1991, después de contrastar que la distribución del negocio en esos dos años no cambiaba significativamente en ninguna de las entidades de la muestra.

nal en el ejercicio dividido por el número medio de trabajadores. El cociente utilizado constituye una medida de coste laboral medio y no de salario, por lo que diferentes costes laborales pueden ser debidos a una diferente cualificación del trabajo. Esta falta de información dificulta la interpretación de los índices de eficiencia obtenidos, desde el momento en que distintos costes laborales medios pueden corresponder a diferentes cualificaciones del trabajo y no a una mayor o menor eficiencia de la empresa.

Como medida del factor *capital* se utiliza la suma de capital suscrito y las reservas de la empresa. La obligación legal que tienen las entidades de seguros en España de contar con un patrimonio propio no comprometido apuntaba hacia el margen de solvencia como la medida más adecuada del capital [McAllister y McManus (1993)]. Sin embargo, la información individualizada de este margen es catalogada como *confidencial* por la Dirección General de Seguros. Los dos integrantes básicos del margen de solvencia son el capital suscrito y las reservas, de ahí que la suma de ambos sea utilizada como “proxy” del capital. El precio del capital financiero ha sido definido en términos de coste de oportunidad [Carter (1973) o Doménech (1992)], suponiendo un mismo precio para todas las entidades igual al interés de la deuda pública, que para el año en que se realiza el análisis se estima en el 14 por ciento. De esta manera, se eliminan posibles ineficiencias asignativas en el uso del factor capital.

Como tercera categoría de inputs, se considera una variable que, bajo el nombre genérico de *otros inputs de gestión*, recoge tanto aquellos costes de gestión interna distintos a los laborales, como los costes de gestión externa en que la empresa ha incurrido en el ejercicio. El hecho de utilizar gastos efectivos a lo largo del ejercicio resulta coherente con la definición del output, es decir, con la consideración de las primas adquiridas como medida del riesgo asumido y gestionado en el mismo. Aquí se incluyen gastos de alquileres, comunicaciones y suministros, entre otros, así como los costes de distribución a que nos referimos con anterioridad. Para ninguno de los elementos integrantes de la variable *otros inputs de gestión* resulta posible la descomposición en cantidades y precios, por lo que el gasto efectuado se considera como un input más³, con las implicaciones metodológicas que ello conlleva y que se concretan en los siguientes aspectos. Cuando, desde un punto de vista teórico, definimos el concepto de eficiencia técnica hacemos referencia explícita a un uso excesivo de recursos en términos físicos; por ello, la obtención de un indicador de eficiencia técnica requiere la completa separación entre precios y cantidades para cada uno de los factores de producción considerados. La imposibilidad de realizar esta división para todos los *inputs* implicará que los indicadores de ineficiencia técnica obtenidos incorporen un componente de ineficiencia asignativa.

Finalmente, la inclusión de lo que hemos denominado *gastos técnicos* o pagos por indemnizaciones como una variable de control más para la empresa de seguros requiere, dado su escaso paralelismo con los costes en que pueda incurrir cualquier otro tipo de empresa, algunas matizaciones adicionales. En primer lugar, los gastos técnicos pueden identificarse con el coste que para la empresa de seguros implica la *promesa* de indemnización caso de que tenga lugar el evento objeto del contrato de seguro. Desde esta óptica, los gastos técnicos sirven como *variable ex-post* que puede ser utilizada como “proxy” de un *factor ex-ante* con carácter intangible como lo es la referida *promesa*. Aún admitiendo el anterior argumento teórico, puede pensarse que

(3) De este modo el precio del *input* será el mismo para todas las empresas e igual a 1.

estos gastos están fuera del control de la empresa de seguros, por lo que, en cualquier caso, habrían de considerarse como pérdidas financieras [Grace y Gardner (1992)]. Sin embargo, tal y como ha sido argumentado con anterioridad, la empresa de seguros puede ejercer un considerable grado de control sobre los gastos técnicos, el cual se ejercita básicamente a través del seguimiento del proceso de reparación de daños y determinación de indemnizaciones para evitar comportamientos irregulares por parte de los asegurados y que implica unos costes adicionales para la entidad. De esta manera, para un mismo volumen de riesgo asumido y de gastos de gestión, será más eficiente aquella empresa que incurra en unos menores gastos técnicos. En el caso de los gastos técnicos no es posible diferenciar entre precios y cantidades, por lo que se considera un mismo precio igual a uno para todas las empresas de la muestra, con las implicaciones metodológicas que ello conlleva y que ya han sido hechas explícitas.

Las fuentes estadísticas a partir de las cuales se han obtenido las variables citadas han sido las *Cuentas de Pérdidas y Ganancias* y los *Balances de Situación* que para cada entidad publica anualmente la Dirección General de Seguros, junto a las *Estadísticas de Personal de las Entidades de Seguros* hechas públicas, también con carácter anual, por UNESPA⁴.

1.3. Muestra

El estudio se realiza sobre una *muestra* de 80 de las 394 Sociedades Anónimas de Seguros censadas en España en 1991 según las estadísticas oficiales de la Dirección General de Seguros. Esta muestra ha sido el resultado de un proceso en el cual se ha cruzado la información contenida en las tres fuentes citadas para obtener una base de datos que contuviese todas las variables con que hemos caracterizado la relación input-output en el sector. Después de ello, y dada la sensibilidad de las metodologías a utilizar ante la presencia de observaciones extremas o influyentes en la muestra, hemos procedido a la exclusión de algunas empresas.

El tratamiento de las observaciones extremas o influyentes en econometría es complejo en general [Peña (1987)] y presenta dificultades adicionales en el estudio de la eficiencia productiva, donde la *atipicidad* de una observación bien puede ser motivo de su mayor o menor eficiencia. En este caso, la hipotética exclusión de la muestra de la observación estaría introduciendo sesgos en el análisis. Sin embargo, si la *atipicidad* no es consecuencia de una mayor o menor eficiencia, su inclusión en la muestra desvirtuaría igualmente los resultados en la medida de que podríamos estar utilizando como punto de referencia para obtener los índices de eficiencia a una entidad con errores de medida en las variables o incluso que puede no compartir la tecnología del sector.

Ante esta dialéctica, hemos optado por la exclusión de algunas observaciones de la muestra de acuerdo con el siguiente criterio. Definimos el “leverage” o medida de distancia de una entidad k como:

$$H_k = z_k^T (Z^T Z)^{-1} z_k, \quad [1]$$

(4) Dado que algunas de las entidades de la muestra compatibilizan el negocio de seguros generales con el de seguros de vida, ha sido necesario el uso de ciertos criterios contables a la hora de imputar algunos de los factores.

donde el vector columna z_k representa el conjunto de variables independientes observado sobre esa empresa y $Z = (z_1, \dots, z_k, \dots, z_s)^T$. Una observación ha sido considerada como extrema si $H_k > 3N/S$, siendo N el número de variables independientes y S el de observaciones. El valor de la expresión [1] proporciona una medida de distancia o alejamiento de un *centroide* para cada una de las empresas de la muestra, de forma que si obtenemos la condición necesaria para calificar a una observación de extrema, la empresa es excluida dado que existe una elevada probabilidad de que se hayan producido errores de medida, o que la empresa no comparta la tecnología media del sector⁵.

La aplicación de este criterio ha conducido a la exclusión de algunas empresas, identificadas básicamente con pequeñas entidades cuyo negocio se centra únicamente en un ramo de operaciones, por un lado, y algunas compañías fuertemente participadas por Bancos que presentaban significativas atipicidades en los datos, por otro. Finalmente, se han excluido de la muestra aquellas empresas inmersas en los años inmediatamente precedentes a 1991 en procesos de fusión o adquisición [ver Rochina Barrachina (1994)] para un análisis de los determinantes y principales consecuencias de estos procesos) como resultado de los cuales sea previsible que se vea afectada la estructura de sus Balances Contables.

Las ochenta empresas que conforman la muestra resultante representan el 20,3 por ciento del total de las Sociedades Anónimas de Seguros censadas por la Dirección General de Seguros en 1991, suponiendo el 67,5 por ciento de las primas no vida de tales empresas.

2. ANÁLISIS Y RESULTADOS

Cualquier situación de ineficiencia económica puede ser representada como un estado de desviación respecto a una frontera que representa la práctica eficiente. En el caso de la ineficiencia técnica, es la frontera de producción la que muestra el máximo output alcanzable a partir de unos factores dados, siendo ineficiente toda aquella empresa que produzca en un punto por debajo de la misma. Para la eficiencia en costes es la propia frontera de costes la que representa la práctica eficiente, siendo considerada como ineficiente toda unidad productiva que produzca en un punto por encima de dicha frontera. Sin embargo, y dado que ni la función de producción ni la función de costes son directamente observables, el problema se plantea en los siguientes términos: ¿cuál es el marco de trabajo que facilita la estimación de las diferentes fronteras? y, una vez definido éste, ¿cómo podemos medir los distintos tipos de ineficiencia respecto a esas fronteras? Los estudios sobre fronteras tecnológicas se clasifican de acuerdo con el modo en que la frontera es especificada y estimada. Así, la frontera puede especificarse como una relación paramétrica de los datos o la relación puede ser no paramétrica.

En este trabajo utilizamos una aproximación no paramétrica caracterizada por no especificar forma funcional alguna para la frontera y utilizar técnicas de programación matemática para construir una frontera compatible con los datos y los axiomas con

(5) Este mismo criterio ha sido utilizado por Alvarez, Belknap y Sauepe (1988). En Sigbjørn, Berg, Bukh y Førsund (1994) se realiza un análisis *ex-post* de la sensibilidad de la frontera estimada eliminando algunas de las observaciones de la muestra.

que caractericemos a la tecnología⁶. El desarrollo de estos métodos ha dado lugar a lo que la literatura económica conoce como *metodologías DEA* o de *análisis de la envolvente* [una síntesis de los fundamentos y desarrollos recientes en el contexto de los métodos DEA puede encontrarse en Seiford y Thrall (1990)], cuya principal ventaja es la flexibilidad que incorpora el no imponer a priori ninguna forma funcional para los datos.

Los primeros trabajos en el contexto de los métodos de análisis de la envolvente, DEA de aquí en adelante, se deben a Charnes, Cooper y Rhodes (1978) quienes hacen extensivos los trabajos de Farrell a un contexto de empresas multiproducto. Sobre la base de una muestra de empresas, una vez caracterizada la tecnología de referencia y estimada la frontera por técnicas de programación matemática, la eficiencia de una empresa es medida respecto a aquel plan o combinación de planes productivos situado sobre la frontera de puntos eficientes para la misma combinación de inputs y outputs.

Los índices de eficiencia técnica de las entidades de la muestra objeto de estudio han sido obtenidos a partir del cálculo de sus respectivos ratios CCR [Charnes, Cooper y Rhodes (1978)]. Haciendo uso de la transformación lineal desarrollada por Charnes y Cooper (1962), para una aseguradora genérica k , el índice se obtiene a partir de la resolución del siguiente programa de optimización matemática en el que se impone la restricción de que la tecnología presente rendimientos constantes a escala⁷:

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\Theta, \lambda} \Theta_k & [2] \\ \text{s.a.: } & y_k - \lambda Y \leq 0 \\ & \Theta_k x_k - \lambda X \geq 0 \\ & \lambda_s \geq 0 \end{aligned}$$

donde $s = 1, \dots, k, \dots, 80$ indexa las empresas de la muestra, cada una de las cuales combina una determinada cantidad de los factores trabajo, capital, otros inputs y gastos técnicos, vector $x_s = (L_s, K_s, OI_s, GT_s)_{(1 \times 4)}$, para producir las tres categorías de output consideradas, esto es, primas adquiridas en los ramos de (i) accidentes personales, asistencia sanitaria y enfermedad, (ii) automóviles y (iii) otros, vector $y_s = (PI_s, PII_s, PIII_s)_{(1 \times 3)}$. Por su parte, $Y = (y_1, \dots, y_k, \dots, y_{80})^T$ y $X = (x_1, \dots, x_k, \dots, x_{80})^T$ son dos matrices de dimensiones (80×3) y (80×4) respectivamente, mientras que el vector de ponderaciones $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_k, \dots, \lambda_{80})_{(1 \times 80)}$ contiene los pesos relativos en la comparación de la actividad de la aseguradora k con la de otra entidad o la combinación de la actividad de dos o más empresas de la muestra.

Dado el plan productivo utilizado por la empresa k , (y_k, x_k) , estamos buscando otro plan factible que, utilizando la proporción Θ_k de todos los factores, donde por construcción *theta* se encuentra dentro del intervalo $]0, 1]$, produzca no menos de y_k . El valor del parámetro *theta* mide la máxima concentración radial posible en el uso de factores sin que se vea afectado el nivel de producto y es interpretable como un *indi-*

(6) El lector puede encontrar en Grosskopf (1986) una caracterización de la tecnología de referencia basada en la imposición de una serie de axiomas, inicialmente sugeridos por Shephard (1974), sobre el *conjunto de requerimiento de inputs*.

(7) Al incorporar el supuesto de rendimientos constantes a escala, la actividad de cada entidad puede ser comparada con la de cualquier otra aseguradora o combinación de entidades sin restricción de tamaño, para la misma combinación de inputs y outputs.

cador de eficiencia técnica. Si θ es igual a la unidad, la aseguradora será considerada como eficiente desde un punto de vista técnico, mientras que un valor inferior a uno muestra la posibilidad de encontrar otra entidad o una combinación de la actividad de varias empresas, determinada por los valores del vector de ponderaciones λ , que produce no menos output con un menor consumo de todos los factores.

La distribución de frecuencias de los índices de eficiencia técnica para cada una de las aseguradoras de la muestra aparece en el Gráfico 1.

Para descomponer los índices de eficiencia técnica en indicadores de eficiencia técnica pura y eficiencia de escala recurrimos a los resultados de Banker, Charnes y Cooper (1984) y Banker (1984). Los autores generalizan el método permitiendo que la tecnología exhiba rendimientos variables a escala. Para ello proponen resolver el programa [2] introduciendo la restricción adicional de que la suma de los elementos del vector de ponderaciones λ sea igual a la unidad. De esta manera se logra que la comparación de cada aseguradora se realice respecto a las empresas que se encuentran más cercanas en dimensión. La solución a este nuevo programa para una entidad k , llamémosle Φ_k , medirá el porcentaje en que ésta podría reducir radialmente el consumo de todos sus inputs sin que por ello se viese afectado su nivel de producto, una vez es comparada con las aseguradoras de un tamaño similar. El índice θ será por tanto interpretable como un *indicador de la eficiencia técnica pura* de la entidad.

El Gráfico 2 recoge las frecuencias de los ochenta índices de eficiencia técnica pura, uno para cada entidad.

Resulta factible relacionar los parámetros θ y θ de forma que definimos un nuevo coeficiente que recoge la ineficiencia técnica residual una vez descontada la ineficiencia técnica pura, esto es, $\beta_k = (\Theta_k / \Phi_k)$, donde por definición β es mayor que cero y menor o igual que la unidad. El parámetro β recoge aquella parte de la

Gráfico 1: EFICIENCIA TÉCNICA

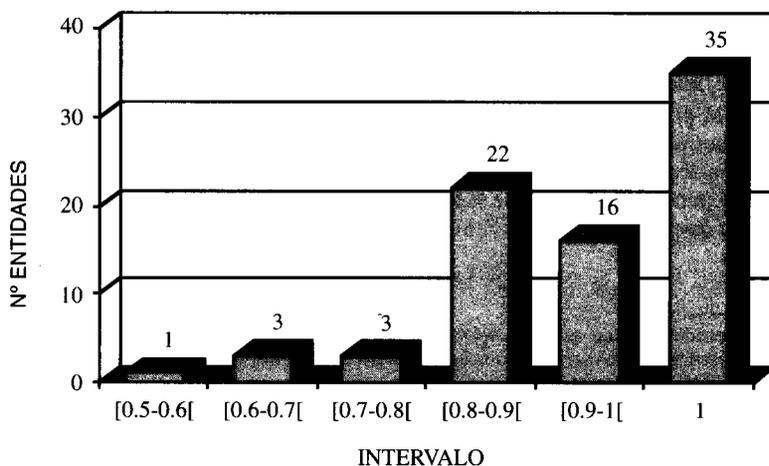
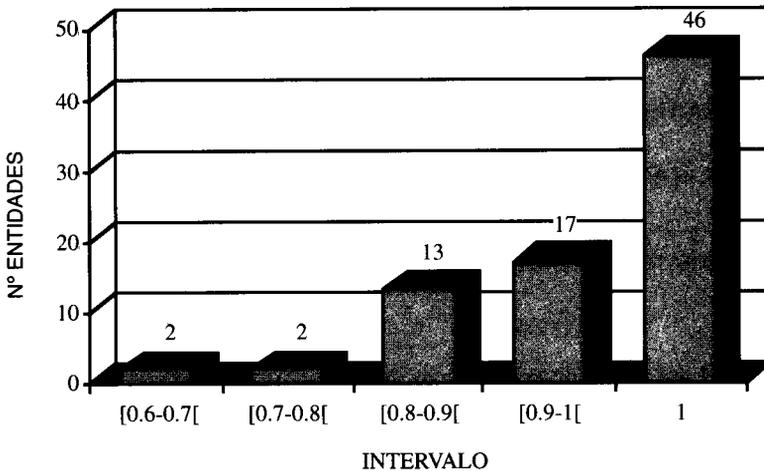


Gráfico 2: EFICIENCIA TÉCNICA PURA



ineficiencia técnica total representada por θ debida a que la aseguradora produce con un tamaño no óptimo, *ineficiencia de escala*. Si β es igual a la unidad, la empresa opera con la escala más productiva, mientras que si es inferior a uno, ésta produce con un tamaño no óptimo.

En el Cuadro 1 se recogen las medias simples con sus correspondientes desviaciones típicas y las medias ponderadas por el output de cada empresa, para los índices de eficiencia técnica, eficiencia técnica pura y eficiencia de escala.

La eficiencia técnica media de las empresas de la muestra se estima en el 92,3 por ciento. Si ponderamos los índices individuales de cada entidad por su volumen de output, el índice de eficiencia técnica se eleva hasta el 93,3 por ciento, esto es, el conjunto del servicio ofrecido por las 80 empresas de la muestra podría ser producido con un ahorro de recursos ligeramente inferior al 7 por ciento. Esta disparidad entre medias aritméticas y ponderadas explica como las grandes empresas son, por lo general, más eficientes técnicamente que las pequeñas.

A partir de la descomposición del indicador de eficiencia técnica en índices eficiencia técnica pura y eficiencia de escala, se deduce que gran parte de la ineficiencia técnica es independiente de la escala de producción. Poco más de dos tercios de la ineficiencia técnica se debe a ineficiencia técnica pura, mientras que el resto proviene del hecho de que la empresa opera con un tamaño no óptimo. Como se observa en el Cuadro 1, la ineficiencia de escala supone un consumo medio adicional de recursos del orden del 2,6 por ciento, mientras que como consecuencia de la ineficiencia técnica pura las empresas están consumiendo un promedio del 5,3 por ciento de recursos por encima de los que serían necesarios para producir sus volúmenes respectivos de output.

Cuadro 1: EFICIENCIA TÉCNICA MEDIA

Índice	Media Simple	Media Ponderada	Valor Máximo	Valor Mínimo
EFICIENCIA TÉCNICA(Θ)	0,923 (0,100)	0,933	1	0,557
EFICIENCIA TÉCNICA PURA (Φ)	0,947 (0,082)	0,966	1	0,644
EFICIENCIA DE ESCALA (β)	0,974 (0,048)	0,965	1	0,659

Nota: desviaciones típicas entre paréntesis.

El 43,8 por ciento de las empresas de la muestra cuentan con un índice de eficiencia de escala igual a la unidad. Las empresas restantes producen con una escala no óptima. El tipo de rendimientos que generan estas ineficiencias de tamaño, obtenido a partir de las contribuciones de Banker, Charnes y Cooper (1984) y Banker (1984), muestra que el 45,2 por ciento producen con rendimientos decrecientes a escala, mientras que el resto opera bajo rendimientos crecientes. Tomando como referencia las empresas que producen con una escala óptima, para un volumen de primas adquiridas inferior a 4.000 millones de pesetas existe un predominio de aseguradoras produciendo con rendimientos crecientes a escala. Al superar los 8.000 millones predominan las empresas operando con rendimientos decrecientes, mientras que a partir de un tamaño de 15.000 millones desaparecen por completo los rendimientos crecientes y pasan a dominar en un 63 por ciento las entidades con rendimientos decrecientes a escala. No resulta fácil, por tanto, determinar el tamaño a partir del cual la empresa aseguradora española de seguros no vida comienza a exhibir rendimientos decrecientes a escala, aunque la cifra clave parece situarse en torno a los 8.000 ó 10.000 millones de pesetas de primas adquiridas.

Por lo que respecta a la relación entre los índices de eficiencia técnica y el tamaño de empresa, destaca la importante mejora que se produce a partir de un volumen de primas adquiridas de 15.000 millones de pesetas, aunque ésta se debe fundamentalmente a la mejora en los índices de eficiencia técnica pura. Las ganancias en eficiencia técnica se hacen menos perceptibles al superar los 25.000 millones, aunque se siguen observando mejoras en los índices de eficiencia técnica pura.

Para obtener un índice de la eficiencia en costes de una entidad genérica k , cuyos costes laborales y precios pagados por los factores capital, otros *inputs* y gastos técnicos vienen dados por el vector⁸ $w_k = (CL_k, 0.14, 1, 1)$, hemos procedido a calcular, en

(8) Recuérdese que en el caso de los factores otros *inputs* y gastos técnicos, se ha definido un mismo precio igual a uno para todas las entidades de la muestra, mientras que para el factor capital se ha utilizado un precio en términos de coste de oportunidad aproximado a partir del interés de la deuda pública que, en el periodo en el que se realiza el análisis, se estima en el 14 por ciento.

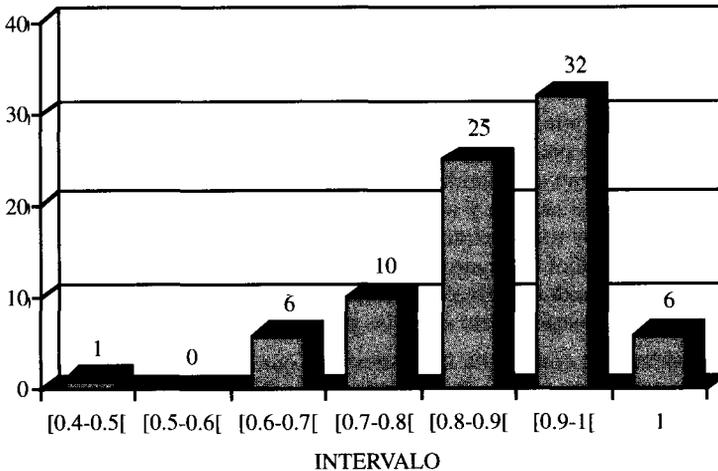
primer lugar, el vector de demanda de inputs que minimiza sus costes, como solución del siguiente programa de optimización matemática:

$$\begin{aligned} & \text{Min} \tau_k w_k \tau_k^T & [3] \\ \text{s.a.: } & y_k - \lambda Y \leq 0 \\ & \tau_k - \lambda X \geq 0 \\ & \lambda_s \geq 0 \end{aligned}$$

Dados los precios de los factores y el vector de demanda de inputs que minimiza costes, vector $\tau_k^* = (L_k^*, K_k^*, OI_k^*, GT_k^*)_{(1 \times 4)}$, un índice de eficiencia en costes para la empresa k puede ser definido como la relación entre el coste mínimo al que podría producir su nivel de output y el coste en el que realmente incurre, esto es, $\Lambda_k = (w_k \tau_k^{*T} / w_k X_k^T)$, donde, por definición, $0 < \Lambda_k \leq 1$. La distribución de frecuencias de los índices de eficiencia en costes para las ochenta empresas de la muestra aparece en el Gráfico 3.

Haciendo uso de los indicadores de eficiencia técnica obtenidos a partir de la resolución del programa [2], así como de la información contenida en el anterior gráfico, hemos descompuesto los índices de eficiencia en costes en el producto de un índice de eficiencia técnica y otro de eficiencia asignativa. Considerando la eficiencia en costes como el producto de la eficiencia técnica y la eficiencia asignativa, obtenemos que $Y_k = (\Lambda_k / \Theta_k)$, donde el término *ipsilon* pertenece al intervalo $[0,1]$ y es interpretable como un indicador de la eficiencia asignativa de la empresa k . El Cuadro 2 recoge las medias simples y ponderadas por el volumen de output del índice de eficiencia en costes para el conjunto de las empresas de la muestra, así como su descomposición en el producto de índices de eficiencia técnica y eficiencia asignativa.

Gráfico 3: EFICIENCIA EN COSTES



Cuadro 2: EFICIENCIA MEDIA EN COSTES

Índice	Media Simple	Media Ponderada	Valor Máximo	Valor Mínimo
EFICIENCIA EN COSTES (A)	0,874 (0,105)	0,914	1	0,481
EFICIENCIA TÉCNICA (B)	0,923 (0,100)	0,933	1	0,557
EFICIENCIA ASIGNATIVA (Y)	0,946 (0,072)	0,979	1	0,662

Nota: desviaciones típicas entre paréntesis.

A partir de la observación de las medias ponderadas, vemos que el conjunto del servicio ofrecido por las 80 empresas estudiadas podría ser producido con una reducción en costes de poco más del 8,5 por ciento. Este potencial de reducción se incrementa sensiblemente si consideramos medias simples, de donde se deduce que las grandes empresas son más eficientes en costes que las pequeñas. Del análisis de la relación entre eficiencia en costes y tamaño de empresa, la conclusión más relevante continúa siendo la importante mejora que se produce a partir de un volumen de primas adquiridas de 15.000 millones de pesetas. Al superarse los 15.000 millones, la mejora en el índice de eficiencia en costes es ligeramente superior a un 8 por ciento.

Después de obtener y comentar los resultados básicos para cada uno de los índices de eficiencia en el conjunto de las empresas de la muestra, hemos abordado un análisis que, a la vez que constituye un *test ex-post de especificación* del modelo, permite evaluar posibles relaciones entre eficiencia y algunas variables de la empresa. Para ello, utilizamos un *análisis de varianza* con el objeto de contrastar si las medias de las variables empresariales consideradas difieren significativamente entre el grupo de entidades más eficientes, eficiencia mayor a la media, y el de menos eficientes, eficiencia igual o inferior a la media, utilizando como referencia los índices de eficiencia en costes.

Las variables introducidas en el análisis de la varianza son: el tamaño de la aseguradora, medido a partir del total de primas adquiridas en el ejercicio; una "dummy" que toma el valor uno si la entidad opera exclusivamente en ramos no vida y cero si lo hace conjuntamente en vida y no vida; la antigüedad de la empresa, medida a través del número de años transcurridos desde que fue por primera vez autorizada a operar en el mercado español de seguros, variable que es utilizada como "proxy" de la experiencia de la aseguradora y, finalmente, la parte de negocio reasegurado, medida como el porcentaje de reaseguro neto sobre las primas adquiridas.

Considerando como nula la hipótesis de que las medias no difieren significativamente entre ambos grupos de entidades, los valores obtenidos para el estadístico F en cada uno de los casos permiten aceptar a un 5 por ciento de significatividad que, con la excepción del tamaño, las diferencias observadas en medias no responden a otros factores distintos a los de un carácter puramente aleatorio (Cuadro 3).

Para el caso de la variable de tamaño, tal y como se había constatado en el análisis de los resultados, el valor del estadístico F permite rechazar a un 5 por ciento de significatividad la hipótesis de igualdad de medias entre las entidades más eficientes y las de una eficiencia inferior. El Cuadro 4 recoge el número de entidades y su tamaño medio en el grupo de empresas con eficiencia mayor que la media de la muestra y en el de eficiencia igual o inferior a dicha media, para cada uno de los índices de eficiencia obtenidos en el trabajo. Con carácter general, se observa que el tamaño medio de las entidades más eficientes es significativamente superior en todos los casos.

Aunque los resultados no aparecen recogidos en el Cuadro 3, en el mismo análisis de la varianza se ha contrastado la diferencia de medias para un conjunto de variables obtenidas como el valor de las primas recaudadas en el ejercicio en cada uno de los tipos de seguro que integran las categorías de output consideradas, dividido por el número de pólizas firmadas en cada caso. Se trata de contrastar la posibilidad de que las diferencias en eficiencia pudieran ser causa de una segmentación del mercado, de manera que distintos grupos de entidades se especialicen en nichos de mercado con diferentes tipos de clientes, lo que les lleva a exhibir distintos patrones ingreso-gasto. A un nivel de confianza del 5 por ciento, en ningún caso ha sido posible rechazar la hipótesis nula de que las medias no difieren significativamente entre las entidades más eficientes y las menos eficientes.

Finalmente, los programas de optimización matemática propuestos en los párrafos precedentes han sido también resueltos con la inclusión de las observaciones que en el proceso de selección muestral habían sido calificadas como atípicas y, por tanto,

Cuadro 3: ANÁLISIS DE LA VARIANZA. EFICIENCIA EN COSTES

	Tamaño	No vida	Antigüedad	% de Reaseguro
Diferencia de medias(*)	5806	0,009	10,4	-7,2
Estadístico F	6,84(**)	0,01	3,51	0,07

Nota: (*) (eficiencia mayor que la media) - (eficiencia menor o igual que la media).

(**) significativo al 5 por ciento. $F_{1,78}$ tablas al 5 por ciento igual a 3.96.

Cuadro 4: TAMAÑO MEDIO POR NIVELES DE EFICIENCIA

Eficiencia	Técnica		Técnica Pura		Asignativa		Costes	
	Nº	Tamaño Medio	Nº	Tamaño Medio	Nº	Tamaño Medio	Nº	Tamaño Medio
	> MEDIA	48	9587	50	9342	34	12149	43
≤ MEDIA	32	7203	30	7446	46	6034	37	5513

Nota: tamaño medio en millones de pesetas de primas adquiridas.

excluidas de la muestra. Asimismo, se han calculado los distintos índices de eficiencia respecto a las nuevas fronteras. Con ello, se trata de contrastar el efecto de la exclusión de estas observaciones sobre los resultados del análisis. Los principales hechos observados a partir de la comparación de ambos conjuntos de resultados son los siguientes. En primer lugar, cuando se incluyen en la muestra las entidades cuya observación había sido calificada de "outlier", éstas aparecen en más de un 80 por ciento de los casos como plenamente eficientes formando parte de la propia frontera; mientras que, en segundo término, un gran número de empresas aparece con unos índices de eficiencia extremadamente bajos como consecuencia de la atipicidad de la observación respecto a la que están siendo comparadas. Estos dos hechos han constituido un argumento más a favor del uso de un criterio de selección y exclusión de observaciones extremas.

3. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo es estudiar la eficiencia en la producción de seguros generales de la industria aseguradora española. Adicionalmente, se determina qué tipo de ineficiencias resultan más relevantes, las de tamaño o las derivadas de un uso excesivo o asignación errónea de factores. Como metodología de análisis se recurre a la estimación de funciones frontera respecto a las cuales medir la eficiencia relativa de las empresas de una muestra con datos del año 1991. Para ello, se utilizan procedimientos de estimación no paramétrica a partir de técnicas de análisis de la envolvente y programación matemática. La pregunta básica a la que se trata de responder puede formularse en los siguientes términos, ¿en qué medida podría una empresa, al comparar su actividad productiva con la de otra entidad o con la combinación de dos o más entidades, reducir su consumo de factores o sus costes, sin que por ello se vea afectado su nivel de producto?

Los supuestos realizados para la definición y medición del producto de la empresa aseguradora, la determinación de los vínculos tecnológicos con que caracterizar la relación input-output en el sector, la definición de una variable precio para los factores, el supuesto de competencia en la industria aseguradora y la consideración en el análisis de las condiciones de riesgo o los problemas asociados a los comportamientos de tipo "moral hazard" inherentes a la actividad aseguradora, hacen que las conclusiones del trabajo hayan de ser tomadas con la debida cautela y que su interpretación deba realizarse en todo momento en el contexto de las limitaciones impuestas por los supuestos citados. Además, deberán considerarse las propias limitaciones de la metodología utilizada. El análisis de la envolvente realiza una evaluación determinista de la eficiencia, lo que implica que cualquier desviación respecto a la frontera es interpretada como ineficiencia. Aunque se ha utilizado un criterio de detección de "outliers" para depurar la muestra de fenómenos aleatorios, los resultados han de ser, de nuevo, interpretados en este contexto.

En la dinámica de cambio acaecida en los últimos años en el mercado español de seguros y en la industria española de seguros generales, uno de los aspectos que ha suscitado mayor interés es el hecho de si las tendencias a la disminución del número de empresas operando en el mercado y al incremento de su tamaño medio están generando ganancias en la eficiencia y competitividad del sector. De los resultados de este estudio se deduce la existencia de una relación directa y significativa entre el tamaño de empresa y los índices de eficiencia en la producción de seguros generales para las

entidades de la muestra, de forma que una mayor dimensión implica, por lo general, unos mejores índices de gestión. Sin embargo, se constata que las economías de tamaño o escala tienen menos relevancia a la hora de explicar esta relación que las ineficiencias puramente técnicas.

Los resultados parecen apuntar hacia el hecho de que ha sido el propio proceso de intensificación de la competencia en el mercado español de seguros el que ha llevado a la desaparición o absorción de un gran número de pequeñas empresas deficientemente gestionadas, mejorando con ello las condiciones de competitividad y eficiencia de la industria española productora de seguros generales. Finalmente, de este resultado se deduce que la actitud pública habría de centrarse prioritariamente en el control y exigencia a las entidades de seguros que operan en el mercado español de unas garantías adecuadas en el ejercicio de su función, pero no en el fomento o incentivo de procesos de fusión o adquisición, que por sí mismos no parecen reportar ganancias de eficiencia importantes, dejando que sea la propia competencia de mercado la que haga desaparecer a aquellas empresas más ineficientes que no dediquen sus esfuerzos a mejorar la gestión.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Álvarez, A., Belknap, J. y Saupe, W. (1988): "Eficiencia Técnica de Explotaciones Lecheras". *Revista de Estudios Agrosociales*, 145, págs. 143-156.
- Banker, R. D., Charnes, A. y Cooper, W. W. (1984): "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis". *Management Science*, Vol. 30, nº 9, págs. 1079-1092.
- Banker, R. D. (1984): "Estimating Most Productive Scale Size Using Data Envelopment Analysis". *European Journal of Operational Research*, nº 37, págs 35-44.
- Blair, R., Jackson, J. y Vogel, R. (1975): "Economies of Scale in the Administration of Health Insurance". *Review of Economics and Statistics*, nº 57, págs. 185-189.
- Bernstein, J. I. (1993): "Information Spillovers, Margins, Scale and Scope: with an Application to Canadian Live Insurance". *Nber Working Paper Series*. Working Paper nº 3979. National Bureau of Economic Research, Inc. Cambridge.
- Carter, R. L. (1973): *Economics and Insurance*. University of Nottingham. PH Press Ltd., Waterloo Road, Stockport, Chelshier.
- Charnes, A., W.W. Cooper, y Rhodes, E. (1978): "Measuring the Efficiency of Decision Making Units". *European Journal of Operational Research*, nº 2, págs. 429-444.
- Charnes, A. y W.W. Cooper (1962): "Programming with Linear Fractional Functional". *Naval Research Logistics Quarterly*, nº 9, págs. 181-185.
- Colom, A. (1994): "Estimación Paramétrica de Fronteras de Producción: Eficiencia Productiva en Empresas Productoras de Maíz". *Investigación Agraria Economía*, Vol 9 (1), págs. 5-32.
- Cuenca, A. (1994): "Eficiencia Técnica en los Servicios de Protección contra Incendios". *Revista de Economía Aplicada*, Vol II, nº 5, págs. 87-109.
- Cummins, J.D. y Weiss, M.A. (1993): "Measuring Cost Efficiency in the Property-Liability Insurance Industry". *Journal of Banking and Finance*, nº 17, págs. 463-482.
- Doménech, R. (1992): "Medidas no Paramétricas de Eficiencia en el Sector Bancario Español". *Revista Española de Economía*, Vol 9, nº 2, págs. 171-196.
- Farrell, M. (1957): "The Measurement of Productive Efficiency". *Journal of the Royal Statistics Society*. Series A, Vol 120, nº 3, págs. 253-281.

- Geehan, R. (1986): "Economies of Scale in Insurance: Implications for Regulation", en B. Wosow ed. *The Insurance Industry in Economic Development*. New York, Columbia University Press.
- Grace, M.F. y Gardner, L.A. (1992): "X-Efficiency in the US. Life Insurance Industry". *Center for Risk Management and Insurance Research*. Working Paper, 92-3. Georgia State University.
- Grace, M.F. y Timme, S.G. (1992): "An Examination of Cost Economies in the US. Life Insurance Industry". *Journal of Risk and Insurance*, nº 59, págs. 72-103.
- Grifell, E., Prior, D. y Salas, V. (1992): "Eficiencia de Empresa y Eficiencia de Planta en los Modelos de Frontera no Paramétricos. Aplicación a las Cajas de Ahorros en España, 1988-1990". *Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social. Confederación Española de Cajas de Ahorro*. Documento de Trabajo nº 92. Madrid.
- Grosskopf, S. (1986): "The Role of the Reference Technology in Measuring Production Efficiency". *The Economic Journal*, nº 96, págs. 499-513.
- Ley, E. (1991): "Eficiencia Productiva: un Estudio Aplicado al Sector Hospitalario". *Investigaciones Económicas*. Segunda Época, Vol. XV, nº 1, págs. 71-88.
- O'Brien, C. D. (1991): "Measuring Output of Life Assurance Companies". *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, nº 16, págs. 207-235.
- Peña, D. (1987): "Observaciones Influyentes en Econometría". *Investigaciones Económicas*, 11(1), págs. 3-24.
- Picazo Tadeo, A. J. (1995): "Cambios Estructurales Recientes en el Mercado Español de Seguros". *Información Comercial Española. Revista de Economía*, nº 739, págs. 165-174.
- Prior Jiménez, D. (1988): *La Eficiencia Productiva de los Sectores Industriales Públicos y Privados en España*. Ministerio de Industria y Energía. Secretaría General Técnica. Subdirección General de Estudios y Promoción Industrial. Documentos e Informes 19/88. Madrid.
- Rochina Barrachina, M.E. (1994): "Probabilidad de Absorción en Empresas de Seguros". *Revista de Economía Aplicada*, Vol. II, nº 5, págs. 139-149.
- Rothschild, M. y Stiglitz, J. (1976): "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: an Essay on the Economics of Imperfect Information". *Quarterly Journal of Economics*, págs. 629-649.
- Seiford, L. y Thrall, R. (1990): "Recent Developments in DEA. The Mathematical Programming Approach to Frontier Analysis". *Journal of Econometrics*, nº 46, págs. 7-38.
- Shephard, R.W. (1974): "Semi-homogeneous Production Functions and Scaling of Production" en Eichhorn, W. et al eds. *Production Theory*. Berlin, Heilderberg, New York: Springer-Verlag.
- Signjörn, A. B., Nikolaj, D.B. y Førd Sund, F. (1994): "Banking Efficiency in the Nordic Countries: a Four-Country Malmquist Index Analysis". *Workshop Eficiencia en Banca. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*. Valencia.
- Weiss, M.A. (1986): "Analysis of Productivity at the Firm Level: An Application to Life Insurers". *Journal of Risk and Insurance*, nº 53, págs. 49-84.
- Weiss, M.A. (1987): "Macroeconomic Output Insurance Estimation". *Journal of Risk and Insurance*, nº 54, págs. 582-593.
- Weiss, M.A. (1991): "Efficiency in the Property-liability Insurance Industry". *Journal of Risk and Insurance*, nº 58, págs. 452-479.
- Werner, E. (1976): "Input-Output-Beziehungen in der Kredit und Versicherungswirtschaft". *Konjunkturpolitik*, 22 (4), págs. 247-263.

Fecha recepción del original: Junio, 1994

Versión final: Octubre, 1995

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the productive efficiency of the non life Spanish insurance industry. A nonparametric approach is used in order to obtain several indicators of efficiency in a sample of 80 firms, with data for 1991. Following the Charnes, Cooper and Rhodes approach, known as data envelopment analysis, we calculate estimates of cost efficiency, which are decomposed into technical and allocative efficiency indexes. Lastly, indicators of technical efficiency are decomposed into the product of pure technical and scale efficiency indexes.

Keywords: insurance industry, productive efficiency, nonparametric frontiers.