

DOC. 148/98

RAFAEL ALVAREZ CUESTA

LA ESTIMACION ECONOMETRICA DE FRONTERAS DE
PRODUCCION: UNA REVISION DE LA LITERATURA

**LA ESTIMACIÓN ECONOMÉTRICA DE FRONTERAS DE PRODUCCIÓN:
UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA**

Rafael Alvarez Cuesta

Universidad de Oviedo

Rafael Alvarez Cuesta, Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Avenida del Cristo, s/n.
33006-OVIEDO
Tfno: (98) 5103768
Fax: (98) 5230789
E-mail: ralvarez@hp845.econo.uniovi.es.

LA ESTIMACIÓN ECONOMÉTRICA DE FRONTERAS DE PRODUCCIÓN: UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA*

Rafael Alvarez Cuesta
Universidad de Oviedo

RESUMEN

En los últimos años, el estudio de la eficiencia económica ha ido ganando popularidad entre los investigadores aplicados, lo cual se ha traducido en un enorme desarrollo de las técnicas utilizadas para la obtención de funciones frontera. En este trabajo se realiza una revisión de la literatura, ofreciendo una panorámica de la evolución que ha seguido la identificación de fronteras paramétricas obtenidas por métodos econométricos y la estimación de índices de eficiencia. Se analiza con especial atención la modelización de la variación temporal de la eficiencia y su influencia sobre la especificación de las funciones frontera.

ABSTRACT

In the lastest years, empirical researchers have focused special attention on the measurement of economic efficiency. This fact has resulted in an enormous development of the techniques to obtain frontier functions that have been employed. In this paper, a survey of the literature is presented summarizing the evolution of the econometric approach on estimating parametric frontier functions and efficiency indexes. The paper specially deals with the more significant advances in modeling temporal variation of efficiency and its consequences on the estimation of frontier functions.

* El trabajo forma parte de la tesis doctoral "La Eficiencia Técnica de las Cajas de Ahorros españolas". El autor desea agradecer la dirección y el apoyo de Joaquín Lorences y los comentarios de Antonio Álvarez y Manuel Menéndez, así como el apoyo financiero de la Fundación Banco Herrero. Obviamente, cualquier error que pudiera existir es responsabilidad única del autor.

Introducción

Una función de producción frontera es una plasmación empírica del concepto de función de producción. En otros términos, una función frontera proporciona, a partir de datos observados, la máxima producción hipotéticamente alcanzable para cada nivel de empleo de factores productivos; de tal forma que las desviaciones respecto de la producción potencial se pueden utilizar como indicadores de ineficiencias de tipo técnico en la empresa. El problema fundamental es identificar una función de producción frontera a partir de los datos disponibles sobre los niveles de producción y los volúmenes de factores empleados por las empresas de una industria.

Para la identificación de fronteras de producción empíricas se han utilizado en la literatura básicamente dos vías, que han dado lugar a otros tantos tipos de fronteras: paramétricas y no paramétricas, donde las primeras, a diferencia de las segundas, imponen una forma funcional particular a priori para la tecnología. En cuanto a los métodos disponibles para la obtención de fronteras de producción, las de tipo paramétrico se pueden obtener bien por programación matemática, bien por métodos econométricos. En cambio, para la obtención de fronteras no paramétricas sólo cabe aplicar métodos de programación matemática. En general, la elección depende de las características del problema que se intenta resolver.

El presente artículo se dedica a exponer en detalle los distintos métodos de estimación econométrica de las fronteras de producción paramétricas.

1.- La estimación de fronteras de producción¹

Es bien conocido que el método de estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) proporciona una función que atraviesa la nube de puntos dejando valores observados tanto por encima como por debajo de ella. Un resultado de este tipo es inconsistente con la definición de función de producción frontera como límite superior del output alcanzable (producción potencial) con las distintas combinaciones y volúmenes de factores productivos. Existen distintas alternativas para hacer frente a este inconveniente, aunque todas ellas parten de algún supuesto acerca de la estructura o comportamiento de los residuos con respecto a la frontera. En concreto, los dos tipos de soluciones más frecuentemente utilizadas dan lugar a las llamadas fronteras de producción determinísticas y estocásticas, respectivamente. A continuación, se discuten las características relevantes de ambos tipos de especificaciones.

¹ Una buena panorámica acerca de la estimación econométrica de funciones frontera puede encontrarse en Bauer (1990) o Greene (1993). Un análisis más general, incluyendo también los métodos de programación matemática, aparece en Lovell (1993).

2.- Fronteras determinísticas

En esta sección se definen las fronteras de producción determinísticas y se estudian los métodos estadísticos disponibles para su estimación. La característica fundamental de este tipo de fronteras es que la totalidad de las desviaciones observadas con respecto a la misma se atribuyen a ineficiencia. Su especificación básica puede hacerse como sigue²:

$$y_i = f (x_i ; \beta) \exp (-u_i) , \quad u_i \geq 0 \quad [1]$$

donde y_i es el nivel de producción, x_i es un vector de inputs, y $f(x_i; \beta)$ representa la producción potencial. Por su parte, u_i representa las desviaciones que se producen entre esta producción máxima y la efectivamente obtenida por cada empresa, y su carácter no negativo indica que todas las observaciones deben estar en la frontera, o por debajo de ella³. Precisamente el rasgo fundamental de este enfoque es considerar que la totalidad de estas desviaciones son debidas exclusivamente a ineficiencia técnica, por lo cual constituyen la base para la estimación de los índices de eficiencia técnica individuales. El índice correspondiente a la empresa i -ésima viene dado por el cociente entre la producción actual y la que se obtendría en ausencia de ineficiencia (cuando $u_i = 0$), es decir:

² El subíndice i se utiliza para denotar las empresas.

³ Como se puede apreciar, la componente estocástica del modelo está completamente contenida en el término de eficiencia (u_i), con lo que la frontera, estrictamente hablando, es determinística.

$$ET_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta)} = \exp(-u_i) \quad [2]$$

En la práctica, se han utilizado fundamentalmente dos métodos alternativos para la estimación de fronteras determinísticas: máxima verosimilitud y correcciones sobre mínimos cuadrados ordinarios. Aigner y Chu (1968) fueron los primeros en estimar una frontera de este tipo, partiendo de una función Cobb-Douglas. En este caso, la expresión [1] escrita en términos logarítmicos es⁴:

$$\ln y_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ki} - u_i \quad [3]$$

Estos autores emplearon dos formas alternativas para el cálculo de los parámetros relevantes: una, mediante la minimización de las desviaciones absolutas --equivalente al uso de programación lineal-- y otra, mediante la minimización de la suma del cuadrado de las desviaciones --equivalente al uso de programación cuadrática. Más tarde, Schmidt (1976) demostró que los criterios de optimización matemática de Aigner y Chu son equivalentes a la maximización de la función de verosimilitud de un modelo en el que los residuos siguen una distribución exponencial o una semi-normal, respectivamente⁵. Por tanto, una segunda posibilidad para estimar

⁴ Donde $k = 1, 2, \dots, K$ es el número de factores productivos considerados.

⁵ Esta equivalencia es la que posibilita comenzar la revisión de las fronteras obtenidas por métodos econométricos con una que, originalmente, se obtenía por programación matemática. Adicionalmente, este trabajo es el paso inicial obvio para introducir explícitamente errores de una sola cola en la frontera.

empíricamente este tipo de fronteras es utilizar el método de máxima verosimilitud (MV) directamente. De acuerdo con este método, el investigador postula una función de distribución concreta para el término aleatorio que, de acuerdo con lo dicho, será necesariamente de una sola cola⁶. Este método fue utilizado por primera vez por Afriat (1972) y, posteriormente, ha sido empleado por Greene (1980a, b).

Sin embargo, Greene, en el primero de los dos trabajos mencionados, demostró que con las distribuciones exponencial y semi-normal los estimadores obtenidos presentan problemas de consistencia y eficiencia asintótica⁷, mientras que con distribuciones como la gamma, la log-normal y la chi-cuadrado, no se presentan tales problemas⁸. La elección entre una u

⁶ Si la distribución empleada fuese de dos colas, algunas observaciones podrían situarse por encima de la frontera.

⁷ Para cualquier distribución de una sola cola, $y_i \leq \sum \beta_j x_{ij}$, con lo que el rango de la variable aleatoria depende de los parámetros que están siendo estimados. En consecuencia, la función de verosimilitud no es de buen comportamiento, con lo que los resultados a los que usualmente se acude para los estimadores máximo-verosímiles no son directamente aplicables. En concreto, el incumplimiento de aquella condición impide probar que los estimadores sean consistentes y asintóticamente eficientes (Førsund et al., 1980).

⁸ Greene (1980a) obtuvo las condiciones suficientes que debe cumplir la función de densidad de u (a la que se denotará por g) para que la función de verosimilitud tenga las propiedades asintóticas deseables, que son:

1) $g(0) = 0$; que la densidad de u sea cero en el punto $u = 0$.

2) $g'(u) \rightarrow 0$ a medida que $u \rightarrow 0$; que la derivada de la función de densidad de u con respecto a u tienda a cero conforme u tiende a cero.

Ni la distribución exponencial ni la semi-normal satisfacen estos dos requerimientos. De este modo, y puesto que éstas eran las distribuciones que posibilitaban la interpretación en términos econométricos del modelo de Aigner y Chu (1968), sigue existiendo un problema importante. No obstante, la irregular naturaleza de la función de verosimilitud no es un problema irresoluble, sino simplemente una consecuencia de la elección de la distribución del término estocástico. Greene demuestra que las distribuciones gamma, log-normal y chi-cuadrado cumplen esas propiedades y que, por tanto, utilizándolas se elimina el problema.

otra distribución es una cuestión eminentemente empírica ya que, desde el punto de vista teórico, nada se puede decir acerca del comportamiento de las desviaciones que se producen con respecto a la frontera.

La alternativa al método de estimación por MV para obtener las funciones frontera es la realización de correcciones sobre las estimaciones de MCO. En general, para adaptar una estimación mínimo-cuadrática al concepto de frontera, se puede desplazar la función obtenida (que es una función media) hasta convertirla en una frontera. En este sentido, existen dos posibilidades: Mínimos Cuadrados Ordinarios Corregidos (MCOC)⁹ y Mínimos Cuadrados Ordinarios Modificados (MCOM)¹⁰.

Esta última posibilidad, MCOM, supone que u_i es una variable aleatoria que sigue una distribución de una cola con media (μ) y varianza finita (σ^2), y que no está correlacionada con los factores de producción. Bajo estos supuestos, la expresión [3] se puede escribir como:

$$\ln y_i = (\alpha - \mu) + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ki} - (u_i - \mu) \quad [4]$$

Obviamente, tal función tiene errores con media cero y, consecuentemente, satisface las condiciones para que la estimación por MCO

⁹ Gabrielsen (1975), Greene (1980a). En ocasiones, esta corrección es conocida como argumento de Gabrielsen/Greene.

¹⁰ Véase Richmond (1974).

sea consistente. Por lo tanto, al aplicar MCO a la expresión [4] se obtienen estimaciones consistentes tanto del término independiente modificado ($\alpha-\mu$) como de los parámetros β . Para obtener una estimación consistente del término independiente original (α), se modifica la estimación obtenida ($\alpha-\mu$) añadiéndole la esperanza de u_i , que se extrae de los momentos de los residuos mínimo-cuadráticos¹¹. Por último, se *modifican* los residuos (e_i) en sentido contrario y se utilizan en [2], para calcular la eficiencia técnica:

$$-(u_i - \mu) = e_i \rightarrow -u_i = e_i - \mu \quad [5]$$

Un problema que plantea esta técnica es que la *modificación* no es independiente de la distribución elegida para u_i . Distintas distribuciones llevarán sistemáticamente a distintas estimaciones de la eficiencia técnica, ya que las *modificaciones* a realizar serán también diferentes. Otro problema adicional es que no se tiene garantía de que todas las observaciones queden por debajo de la frontera estimada, ya que aquellas observaciones con residuos, e_i , mayores que la media de la distribución, aún después de aplicar [5], seguirán estando por encima de la frontera.

Estas limitaciones se pueden superar utilizando, como alternativa, MCOC. La forma de trabajar es similar a la anterior. La diferencia sustancial radica en que, tras realizar la estimación por MCO, al término independiente

¹¹ El supuesto acerca de la distribución seguida por el término de eficiencia se realiza para que se puedan derivar los parámetros de tal distribución a partir de los momentos de los residuos obtenidos por mínimos cuadrados (ya que será necesario estimar p para realizar la *modificación*).

no se suma la media de u_i , sino el máximo residuo positivo [$\max(e_i)$]. De este modo, ya no habrá ningún residuo negativo, y uno de ellos será cero, con lo que, realmente, la función estimada es el límite superior para las observaciones de producción. Aplicando MCOC, los residuos utilizados para obtener la medida de eficiencia que aparece en [2] son:

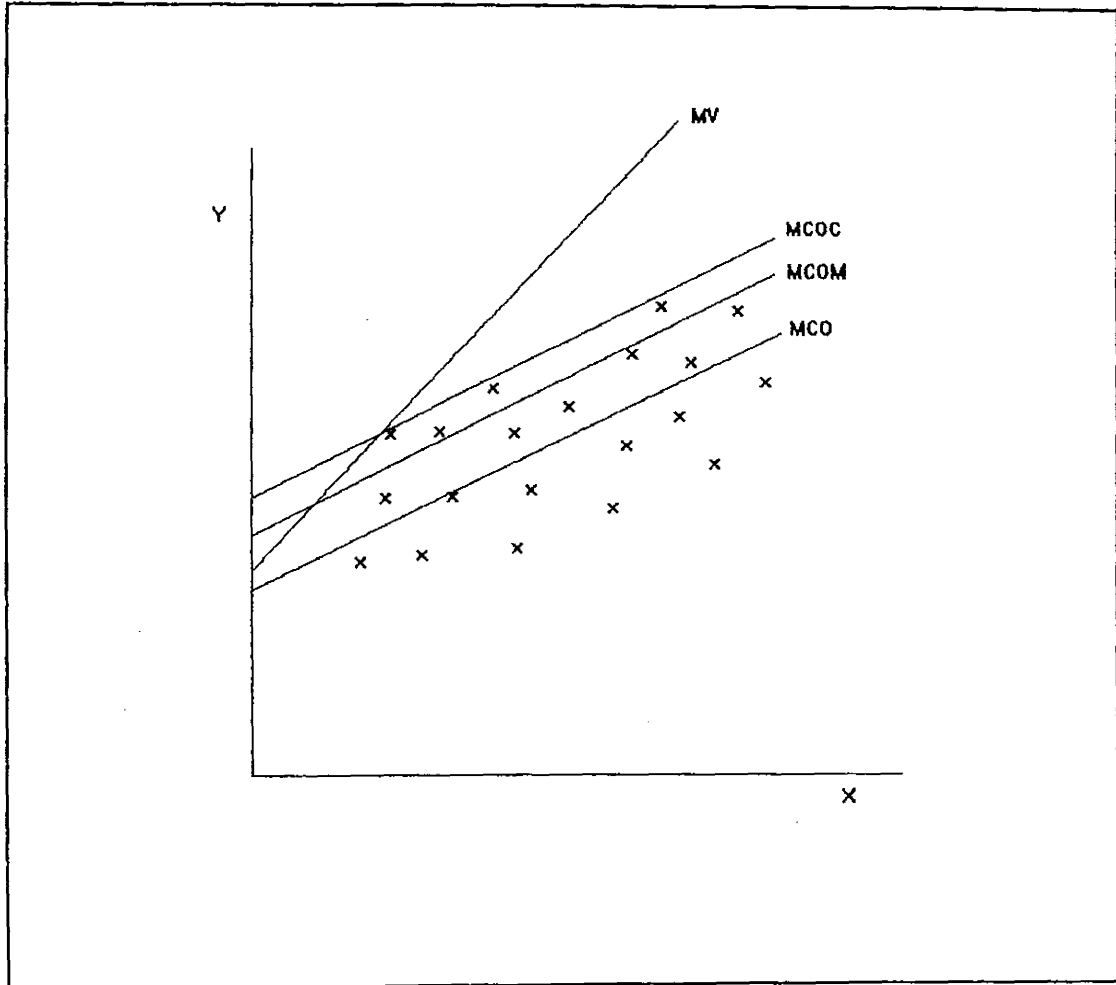
$$-u_i = e_i - \max_i(e_i) \quad [6]$$

Si se comparan los dos métodos, se observa que este último no requiere ningún supuesto acerca de la distribución que sigue el término de eficiencia, ya que la *corrección* no se basa en los momentos de la distribución sino, directamente, en el mayor residuo positivo. Un problema que comparten, desde el punto de vista teórico, las estimaciones MCOC y MCOM es que ambas proporcionan parámetros promedio. En otras palabras, la estructura de la tecnología que recoge la frontera estimada es la misma para los productores más eficientes que para los menos eficientes¹². En la Figura 1 se representan los distintos resultados a los que conducen los métodos expuestos (adicionalmente, se representa la estimación MCO). Como se puede comprobar, MCOC y MCOM proporcionan los mismos rankings de eficiencia que los que se obtendrían con la ordenación de los residuos de la estimación por MCO (ya que aquéllos son transformaciones monótonas de éstos).

¹² No debe olvidarse que las estimaciones de los parámetros β que se obtienen de la aplicación de MCOC y MCOM son las mismas que cuando se estima una función de producción media por MCO. Precisamente, esta similitud estructural elimina la posibilidad de que los productores más eficientes lo sean porque explotan distintas posibilidades de sustitución, distintos tipos de economías o distintas ventajas técnicas (ya que estas características, en promedio, son comunes para todos). Por el contrario, esto no ocurre cuando se aplica MV.

Figura 1:

Comparación de las estimaciones obtenidas por MV, MCO, MCOM y MCOC



No obstante, la gran debilidad de las fronteras determinísticas radica en su propia naturaleza. Como se expuso, en este tipo de fronteras el total de las desviaciones de la producción potencial se atribuyen a comportamiento ineficiente, olvidando que tales desviaciones vienen condicionadas también por factores totalmente independientes de la ineficiencia, como pueden ser shocks exógenos y errores de medida, además del ruido estadístico que toda relación empírica contiene. Este tipo de problemas encuentra respuesta adecuada en los modelos de frontera estocástica, que se estudian en la sección siguiente.

3.- Fronteras estocásticas

Las fronteras estocásticas se basan en la idea de que la disparidad entre la producción potencial y la observada no sólo se debe a ineficiencia técnica, como se postula desde las fronteras determinísticas, sino que, adicionalmente, pueden existir factores que no están bajo el control de la empresa y que le impiden alcanzar el nivel de producción potencial. Las primeras estimaciones de fronteras estocásticas corresponden a Aigner, Lovell y Schmidt (1977), y Meeusen y van den Broeck (1977). En términos generales una frontera de producción de este tipo puede escribirse como sigue:

$$y_i = f(x_i; \beta) \exp(\varepsilon_i) \quad ; \quad \varepsilon_i = v_i - u_i \quad [7]$$

donde el término de error aparece ahora como la suma de dos componentes¹³, una, v_i , que refleja la influencia de factores aleatorios que se escapan al control de la empresa y que sigue una distribución normal, y otra, u_i , que se atribuye a ineficiencia, y que tiene una función de distribución de una sola cola. La ventaja de este tipo de fronteras frente a las determinísticas radica, precisamente, en esta descomposición del término de error, permitiendo aislar las influencias aleatorias de aquellas otras atribuibles a una gestión ineficiente.

La expresión que se utiliza en este caso para la estimación de los índices de eficiencia técnica individuales es:

$$ET_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta) \exp(v_i)} = \exp(-u_i) \quad [8]$$

La frontera estocástica recogida en [7] se puede reescribir en términos logarítmicos, suponiendo que $f(x_i; \beta)$ es una función lineal en los parámetros, del siguiente modo:

$$\begin{aligned} \ln y_i &= \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ki} + v_i - u_i \\ v_i &\sim N(0, \sigma_v^2) \\ u_i &\geq 0 \end{aligned} \quad [9]$$

¹³ Razón por la cual a este tipo de modelos también se les denomina de error compuesto.

En otros términos, la producción de cada empresa está limitada superiormente por $[\alpha + \sum \beta_k \ln x_{ki} + v_i]$. De este modo, puede interpretarse que cada empresa se enfrenta a su propia frontera de producción, y que dicha frontera varía debido a factores aleatorios que están fuera de su control representados por v_i . Asumiendo una función de distribución concreta para u_i , el modelo representado en [9] se puede estimar por MV. En este sentido, tampoco ahora existe un criterio a priori para elegir dicha distribución, si bien, como antes se expuso, tal elección condiciona los resultados¹⁴. En la práctica, se han ensayado distintas posibilidades, entre las que se pueden señalar la semi-normal [Aigner, et al. (1977), Battese y Corra (1977)], exponencial [Aigner, et al. (1977), Meeusen y van den Broeck (1977)]¹⁵, normal-truncada [Stevenson (1980)] o gamma [Greene (1990)]. No obstante, la distribución más frecuentemente utilizada para el término de eficiencia es la semi-normal, en cuyo caso, la función de verosimilitud del modelo de frontera estocástica es:

$$g(\alpha, \beta, \sigma, \lambda) = \frac{N}{2} \ln\left(\frac{2}{\pi}\right) - N \ln \sigma + \sum \left[\ln \Phi\left(\frac{-\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right)^2 \right] \quad [10]$$

donde σ^2 es la suma de las varianzas de las dos componentes del término aleatorio, es decir, la varianza total del término de error completo ($\sigma_u^2 + \sigma_v^2$);

¹⁴ Como se puede observar, éste es un problema recurrente en la estimación de funciones frontera, ampliamente reconocido en la literatura.

¹⁵ No debe extrañar la aparición de las distribuciones exponencial y semi-normal para la estimación de fronteras estocásticas por MV, ya que el problema apuntado por Greene (1980a) acerca de la eficiencia y consistencia asintótica de los estimadores, únicamente se da en fronteras determinísticas. Al considerar un término de error compuesto, el término completo de error deja de ser de una soía cola y desaparece el problema.

$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ es el cociente de las desviaciones estándar, y $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución de la normal estándar. Sin embargo, habitualmente se utiliza una especificación de [10] ligeramente distinta, debida a Battese y Corra (1977). Esta variante consiste en reemplazar λ por $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$, ya que λ puede ser cualquier número real positivo, mientras que γ está comprendido entre cero y uno, por lo que es preferible trabajar con este último parámetro a efectos de computación. Además, el cociente σ_u^2 / σ^2 es un indicador útil de la influencia del componente de ineficiencia sobre la varianza total. Cuando γ tiende a cero, el error simétrico domina sobre el asimétrico, haciendo colapsar al modelo hacia la función de producción media. En tal caso, se puede interpretar que no existe ineficiencia. Por otra parte, cuando γ tiende a uno, σ_v^2 tiende a cero, con lo que el modelo colapsa hacia una frontera determinística.

En los modelos de frontera estocástica, al igual que en los determinísticos, es posible hacer modificaciones (MCOM) sobre MCO. Dichas modificaciones se pueden realizar a partir de los residuos mínimo-cuadráticos, y consisten esencialmente en ajustar el término independiente, α , por $E(u_i)$. Desde el punto de vista estadístico, las estimaciones MCOM son consistentes pero asintóticamente ineficientes en comparación con los estimadores MV. Olson, et al. (1980) realizan un estudio de Montecarlo cuyos resultados indican que MCOM actúa tan bien como MV, incluso para tamaños de muestra grandes. En dicho trabajo se concluye que, para el término constante y los parámetros de la varianza, MCOM es preferible a MV cuando el tamaño de

muestra es menor de 400 y λ es menor de 3.16.

La estimación del componente de eficiencia, u_i , es problemática, ya que debe obtenerse a partir del término completo de error. Jondrov, et al. (1982) proponen un estimador específico para el término de eficiencia técnica que, al introducirlo en [8], proporciona los índices correspondientes. Este estimador se define como la esperanza de u_i condicionada al término completo de error:

$$\hat{u}_i = E (u_i | v_i - u_i) \quad [11]$$

Bajo el supuesto planteado de que el término de eficiencia sigue una distribución semi-normal, la expresión anterior es:

$$E (u_i | v_i - u_i) = \frac{\sigma \lambda}{(1 + \lambda^2)} \left[\frac{\phi(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma})}{\Phi(\frac{-\varepsilon_i \lambda}{\sigma})} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right] \quad [12]$$

donde $\phi(\cdot)$ es la función de densidad de la distribución normal estándar y $\Phi(\cdot)$ la función de distribución. La generalización obvia de la distribución semi-normal es la distribución normal-truncada, ya que permite una mayor flexibilidad en la modelización del término de eficiencia, al contar con un parámetro adicional. En este caso, el estimador de los índices de eficiencia técnica individuales se puede obtener fácilmente a partir de la expresión [12] sustituyendo $\varepsilon_i \lambda / \sigma$ por:

$$\mu_i^* = \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} + \frac{\mu}{\sigma \lambda} \quad [13]$$

con lo que se obtiene¹⁶:

$$E(u_i | v_i - u_i) = \frac{\sigma \lambda}{(1 + \lambda^2)} \left[\frac{\phi\left(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} + \frac{\mu}{\sigma \lambda}\right)}{\Phi\left(\frac{-\varepsilon_i \lambda}{\sigma} - \frac{\mu}{\sigma \lambda}\right)} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} - \frac{\mu}{\sigma \lambda} \right] \quad [14]$$

Sin embargo, estas estimaciones de la eficiencia técnica no serán consistentes. Se puede estimar consistentemente el término de error completo de una observación dada, ε_i , pero, además de ineficiencia técnica, contiene ruido estadístico. Por ello, la varianza de la distribución de la ineficiencia técnica condicionada al término completo de error permanece cuando aumenta el tamaño de la muestra. En otras palabras, la expresión [11] no es una estimación consistente de u_i dado que el límite en probabilidad (plim.) de $\{E[u_i | v_i - u_i] - u_i\}$ no es cero, pues la variabilidad de v_i no tiende a cero cuando crece indefinidamente el tamaño de muestra¹⁷.

Las fronteras estocásticas presentan otros dos problemas importantes. En primer lugar, la estimación del modelo y la descomposición del error

¹⁶ La expresión para el caso exponencial puede encontrarse en Greene (1993), mientras que para el modelo gamma aparece, entre otros, en Beckers y Hammond (1987) y en Greene (1990).

¹⁷ A este respecto pueden consultarse Schmidt y Sickles (1984) y Schmidt (1985-6).

completo (ineficiencia técnica y perturbación aleatoria) requiere, como se ha visto, supuestos específicos sobre la distribución del término de eficiencia difíciles de fundamentar a priori. En segundo lugar, suponer que la eficiencia es independiente de los factores productivos puede ser incorrecto, ya que, si la empresa conoce su nivel de eficiencia, podría modificar las cantidades empleadas de factores.

Estos problemas, como se verá en la próxima sección, pueden solucionarse o, al menos, atenuarse si se dispone de un panel de datos, ya que evitan la necesidad de acudir a supuestos acerca de la distribución del término de eficiencia y de independencia entre este término y las cantidades utilizadas de factores. Además, las técnicas de estimación con datos de panel, amén de proporcionar una solución a los problemas mencionados, propician el planteamiento adecuado de otro tema de gran interés y relevancia, como es la variación temporal de la eficiencia técnica. En el próximo epígrafe se discuten los problemas relacionados con la estimación de la eficiencia técnica con datos de panel en los dos casos posibles: no permitiendo y permitiendo que el grado de eficiencia varíe con el tiempo.

4.- Estimación con datos de panel

Como se acaba de exponer, con datos de panel se pueden superar una serie de limitaciones que presentan las fronteras estocásticas pero, al mismo

tiempo, permiten considerar dos tipos de modelos alternativos para la estimación de la eficiencia técnica. El supuesto crucial que debe hacerse en este caso es si la eficiencia técnica se considera constante en el tiempo o si, por el contrario, se permite que varíe. En las dos siguientes secciones se tratarán ambas posibilidades.

4.1.- Eficiencia invariante en el tiempo

Cuando se acepta a priori que la eficiencia no varía con el tiempo, se puede especificar un modelo frontera de la siguiente forma¹⁸:

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta' \ln x_{it} + v_{it} - u_i \quad [15]$$

Donde y_{it} es la cantidad producida, x_{it} es un vector de inputs, v_{it} es el término de perturbación aleatoria y u_i sería el término de eficiencia. Como se puede observar, a excepción de u_i todas las variables pueden cambiar a lo largo del tiempo, como indica el subíndice t . En este contexto, Schmidt y Sickles (1984) consideran la aplicación de tres diferentes estimadores: el estimador intra-grupos (también llamado estimador de variables ficticias, de efectos fijos o WITHIN), el estimador de mínimos cuadrados generalizados (o estimador de efectos aleatorios) y un estimador máximo-verosímil (MV).

¹⁸ Para evitar la proliferación de subíndices, el modelo se expresa en términos matriciales.

Si los u_i son tratados como constantes específicas de cada empresa, el modelo puede estimarse por mínimos cuadrados ordinarios, como un modelo de efectos fijos. El estimador mínimo cuadrático de variables ficticias genera un conjunto de N constantes (α_i). A partir de ahí, los efectos individuales se normalizan utilizando el máximo de todos ellos, de tal modo que, si el modelo viene expresado en términos logarítmicos, los índices de eficiencia técnica se calculan por medio de la siguiente expresión:

$$ET_i = \exp(-u_i) = \exp[\hat{\alpha}_i - \max(\hat{\alpha}_i)] \quad [16]$$

Por construcción, el índice toma el valor uno para la empresa más eficiente (exactamente igual que cuando se emplea MCOC con datos de corte transversal). Además, puede observarse que [16] no es más que la generalización con datos de panel de la expresión [8].

El estimador intragrupos plantea un problema ante la presencia de cantidades de factores productivos que, para cada empresa, permanezcan invariantes en el tiempo. Este estimador es exactamente el mismo que se obtiene si se realiza la regresión con todas las variables en desviaciones respecto de las medias temporales. Por lo tanto, aquellas variables que no cambien a lo largo del período considerado desaparecerán al tomar diferencias. La influencia de tales variables se traslada a los efectos individuales, afectando en última instancia a las estimaciones de la eficiencia.

La solución en ese caso consiste en la aplicación del modelo de efectos aleatorios, aunque para su utilización es necesario recurrir al supuesto de independencia entre los niveles de factores productivos y la ineficiencia que se utilizaba cuando se empleaban datos de corte transversal. En este caso, se puede reescribir el modelo como:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \alpha - E[u_i] + \beta' \ln x_{it} + v_{it} - (u_i - E[u_i]) = \\ &= \alpha^* + \beta' \ln x_{it} + v_{it} + r_i \end{aligned} \quad [17]$$

Este modelo es exactamente igual al modelo de efectos aleatorios, ampliamente discutido en la literatura de datos de panel, y en el que los parámetros pueden estimarse a través de mínimos cuadrados generalizados. Su ventaja inmediata es que permite la inclusión de factores productivos invariantes en el tiempo.

En el mismo artículo, Schmidt y Sickles discuten un estimador máximo-verosímil bajo el supuesto de que los efectos individuales siguen una distribución de una sola cola. En este caso, es necesario, por un lado, asumir una función de distribución para el término de eficiencia técnica¹⁹ y, por otro, suponer independencia entre el término de eficiencia y los factores productivos. Por lo tanto, este método de estimación elimina dos de las

¹⁹ Al estimar la frontera por MV, del mismo modo que en el caso de datos de corte transversal, se han utilizado distintas distribuciones para el término asimétrico de eficiencia, entre las que se pueden destacar la semi-normal o la normal truncada.

ventajas que proporciona la utilización de un panel de datos. Sin embargo, entraña ventajas alternativas: ganancia en términos de eficiencia de los estimadores y ganancia en la consistencia de las estimaciones de los índices de eficiencia técnica²⁰.

Como ha quedado claro, en este contexto los índices de eficiencia son, simplemente, transformaciones de los efectos individuales y, puesto que éstos son invariantes en el tiempo, los índices resultantes también lo serán²¹. En este punto radica la mayor debilidad del modelo, dado que se apoya en un supuesto implícito muy cuestionable acerca del comportamiento de las empresas: o no son conscientes de su grado de ineficiencia o, siéndolo, no tratan de reducirlo. A todas luces parece más razonable estimar los niveles de eficiencia técnica en un contexto donde se permita que puedan variar en el tiempo. Ésta es la idea que se desarrolla formalmente en el punto siguiente.

²⁰ Con respecto a la primera de las ventajas, la ganancia en eficiencia se deriva de la elección de una función de distribución para el efecto aleatorio. En cuanto a la segunda, la estimación por los métodos habituales con datos de panel, proporciona estimaciones consistentes de la eficiencia técnica únicamente cuando la dimensión temporal del panel es muy grande (véase Schmidt y Sickles, 1984). Sin embargo, cuando se realiza la estimación por máxima verosimilitud, únicamente se requiere que la dimensión transversal sea grande (Kumbhakar, 1990). Puesto que los paneles de que se dispone suelen cumplir con este último requisito y no con el primero, de ahí la ganancia en consistencia.

²¹ Debe recordarse que, en el marco de los datos de panel, los efectos individuales recogen la influencia de aquellas variables omitidas que afectan a cada individuo de la muestra y que permanecen constantes durante el período considerado.

4.2.- Eficiencia variante en el tiempo

Los primeros autores que modelizaron la variación temporal de la eficiencia técnica fueron Cornwell, Schmidt y Sickles en un conocido trabajo publicado en 1990 sobre las líneas aéreas norteamericanas²². En este trabajo demostraron que tal objetivo se podía conseguir especificando los efectos individuales como una función del tiempo. Más concretamente, proponen una relación cuadrática, permitiendo que los coeficientes de esta relación varíen para cada empresa, lo cual puede expresarse como sigue²³:

$$\alpha_{it} = \theta_{i1} + \theta_{i2}t + \theta_{i3}t^2 \quad [18]$$

Su especificación completa, en notación matricial, quedaría como sigue:

$$\ln y_{it} = \delta_i' W_{it} + \beta \ln x_{it} + v_{it} \quad [19]$$

$$\delta_i' = [\theta_{i1}, \theta_{i2}, \theta_{i3}] \quad ; \quad W_{it}' = [1, t, t^2] \quad [20]$$

Es claro que tal especificación impone una estructura excesivamente rígida sobre la evolución temporal de la eficiencia, en el sentido de que únicamente permite una forma muy limitada de variación. Esta consideración llevó a Kumbhakar en 1990 a proponer un modelo alternativo que permitiera

²² Véase Cornwell, Schmidt y Sickles (1990).

²³ También estudiaron el caso en que esos coeficientes son iguales para todas las empresas, siendo ésta una hipótesis contrastable.

un comportamiento temporal de la eficiencia técnica más flexible²⁴. Esencialmente, este autor supone que los efectos individuales son el producto de una función exponencial del tiempo y una variable aleatoria, τ_i , invariante en el tiempo:

$$u_{it} = \xi(t) \tau_i \quad [21]$$

$$\xi(t) = [1 + \exp(bt + ct^2)]^{-1} \quad [22]$$

donde b y c son parámetros a estimar y τ_i está idéntica e independientemente distribuida como una $N(0, \sigma_i^2)$ truncada en cero ($\tau_i \leq 0$)²⁵. Por otra parte, $\xi(t)$ tiene las siguientes características:

- a) $\xi(t) \geq 0$, lo que implica $U_{it} \leq 0$ puesto que $\tau_i \leq 0$.
- b) $\xi(t)$ está comprendida entre 0 y 1.
- c) $\xi(t)$ puede ser monótonamente creciente o decreciente, cóncava o convexa, dependiendo del signo y la magnitud de b y c .

De acuerdo con esto, la especificación anterior es más flexible que la [18], permitiendo que sean los datos los que determinen en mayor medida el

²⁴ Véase Kumbhakar (1990). Su modelo es mucho más amplio, ya que, además, recoge eficiencia asignativa que varía no sólo con el tiempo sino también entre las empresas. No obstante, y ya que el objeto de la presente revisión es la estimación de la eficiencia técnica, únicamente se tratará la modelización que Kumbhakar realiza de este tipo de ineficiencia.

²⁵ A diferencia de otros autores, su expresión del término de error es $E_{it} = v_{it} + u_{it}$ con lo que ahora $u_{it} \leq 0$; pero simplemente es una cuestión de signos.

comportamiento temporal de $\xi(t)$ y por tanto de u_{it} ²⁶. Los índices de eficiencia técnica se obtienen, al igual que en los casos anteriores, del término u_{it} :

$$ET_{it} = \exp(u_{it}) = \exp\{\tau_i [1 + \exp(bt + ct^2)]^{-1}\} \quad [23]$$

Otro modelo alternativo a los anteriores es el elaborado por Battese y Coelli (1992), que ha sido aplicado fundamentalmente al sector agrícola. En este modelo también se supone que la eficiencia es una función exponencial del tiempo, aunque de forma algo distinta. Concretamente, u_{it} , el término de eficiencia, se especifica como el producto de una variable aleatoria u_i , que proviene de truncar positivamente una distribución $N(\mu, \sigma^2)$, y una función exponencial del tiempo:

$$u_{it} = u_i \exp[-\eta(t - T)] \quad ; \quad t \in \phi(i) \quad [24]$$

donde η es un parámetro a estimar que indica el comportamiento temporal de la eficiencia técnica y $\phi(i)$ representa el conjunto de T_i períodos en los que se observa a la empresa i -ésima (el modelo es directamente aplicable a un panel incompleto), y T es el número total de períodos que abarca la muestra. Además, si una entidad es observada en el último período, entonces $u_{iT} = u_i$,

²⁶ Sin embargo, los modelos existentes fracasan a menudo en la distinción, por un lado, entre eficiencia técnica y efectos individuales específicos, y por otro, entre efectos temporales específicos y progreso técnico exógeno. Kumbhakar (1991) desarrolló una especificación del término completo de error que tenía en cuenta estos aspectos ($\varepsilon_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} + u_{it}$). Dicho término está compuesto de efectos individuales, μ_i , efectos temporales, λ_t , ruido blanco, v_{it} , e ineficiencia técnica, u_{it} . Todos los modelos anteriores comparten el problema de la exclusión de μ_i y λ_t del término de error. Si ambos componentes son tratados como fijos y están correlados con las variables X , la omisión de los efectos individuales y temporales generará estimaciones inconsistentes de los parámetros. Por contra, si se consideran aleatorios y están incorrelados con las variables X , su omisión proporcionará estimaciones consistentes pero ineficientes.

con lo que μ y σ^2 definen las propiedades estocásticas de los efectos individuales asociados con el último período para el que se dispone de observaciones.

Un valor mayor (menor, igual) que cero para el parámetro η estaría indicando una evolución temporal decreciente (creciente, nula) de u_{it} y, por tanto, las empresas mejorarían (empeorarían, mantendrían estables) sus niveles de eficiencia técnica a lo largo del tiempo. Por otro lado, del mismo modo que en los casos anteriores, los índices de eficiencia técnica individuales se obtienen por cociente entre la producción actual y la potencial.

Todos los modelos de eficiencia variante en el tiempo analizados hasta el momento, son relativamente rígidos en cuanto al patrón de variación temporal de la eficiencia considerado. A este respecto, Lee y Schmidt (1993) propusieron un modelo que permite cualquier patrón arbitrario de cambio temporal sujeto únicamente a la restricción de que tal patrón debe ser común para todas las empresas (restricción que comparten los modelos de Kumbhakar [1990] y Battese y Coelli [1992]). En dicho modelo, los efectos individuales se modelizan del siguiente modo:

$$\alpha_{it} = \theta_t \delta_i \quad [25]$$

donde θ_t son parámetros a estimar. La especificación completa del modelo es la siguiente:

$$\ln y_{it} = \delta_i' \zeta_t + \beta' \ln x_{it} + v_{it} \quad [26]$$

$$\zeta_t = [1, \theta_t] \quad ; \quad \theta_t = [\theta_2, \theta_3, \dots, \theta_T] \quad [27]$$

Hay varios casos de interés que pueden considerarse anidados en este modelo. El modelo simple con datos de panel de Schmidt y Sickles (1984) se corresponde con $\theta_t = 1$ para todo t . Por otro lado, la especificación dada por [26] y [27] es un caso especial del modelo de Kumbhakar en el sentido de que $\xi(t)$ en la ecuación [22] sería un conjunto de variables ficticias para el tiempo. Por ello, el patrón de variación temporal de la eficiencia está no se restringe en ningún sentido. No obstante, esta especificación no es directamente comparable con la de Cornwell et al. (1990). A pesar de ello, los propios autores señalan que se puede hacer que el modelo tenga g componentes ($\alpha_{it} = \sum_{j=1}^g \theta_{ij} \delta_{ij}$). Con $g=3$, el modelo de Cornwell et al. (1990) se correspondería con $\theta_{11}=1$, $\theta_{12}= t$ y $\theta_{13}= t^2$ para todo t . Además, esta es una hipótesis contrastable.

El último modelo a considerar en esta revisión de la literatura se debe a Battese y Coelli (1995). Este modelo, que está íntimamente relacionado con los trabajos de Reifschneider y Stevenson (1991) y Kumbhakar, Ghosh y McGuckin (1991), también permite que los índices de eficiencia técnica estimados varíen en el tiempo. Sin embargo, a diferencia del resto de modelos revisados en esta sección, surge con el objeto de tratar de explicar los distintos niveles de eficiencia que obtiene las empresas de un sector. En este

sentido, una practica habitual en este campo es el llamado análisis en dos etapas. En la primera de ellas, se utiliza cualquiera de los modelos expuestos hasta ahora para obtener los índices de eficiencia. Posteriormente, en una segunda etapa, se realiza una nueva regresión entre dichos índices y un conjunto de nuevas variables explicativas, generalmente variables no-discrecionales (en el sentido de que no están bajo el control de los gestores, al menos en el corto plazo).

Battese y Coelli son críticos con respecto a este tipo de análisis. Su argumento se basa en que, al llevar a cabo la segunda etapa, se entra en contradicción con uno de los supuestos cruciales al estimar los índices de eficiencia técnica. Concretamente, las predicciones de los índices de eficiencia se obtienen en la primera etapa bajo el supuesto de que los efectos (recogidos por la variable u) están idéntica e independientemente distribuidos. En la segunda etapa, se especifica un modelo de regresión para las *predicciones* de los índices, lo cual entra en conflicto con el supuesto de independencia adoptado en la primera etapa. Para solventar este problema, proponen el siguiente modelo:

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta' \ln x_{it} + v_{it} - u_{it} \quad [28]$$

En este caso, las u_{it} son variables aleatorias no-negativas que se suponen independientemente distribuidas, y que se obtienen por truncación (en cero) de una distribución normal con media $z_{it}'\delta$ y varianza σ^2 . z_{it} es un vector

de variables explicativas asociado con la eficiencia técnica de las empresas a lo largo del tiempo, y δ es un vector de coeficientes a estimar.

Consecuentemente, los efectos se especifican de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$u_{it} = z_{it}\delta + W_{it} \quad [29]$$

donde la variable aleatoria W_{it} viene definida como la truncación de una distribución normal con media cero y varianza σ^2 de tal modo que el punto de truncación es $-z_{it}\delta$, con lo que $W_{it} \geq -z_{it}\delta$. Estos supuestos son consistentes con que u_{it} sea la truncación no-negativa de la distribución $N(z_{it}\delta, \sigma^2)$.

Como se puede apreciar, los efectos relacionados con la eficiencia son función de un conjunto de variables explicativas, pero la especificación es tal que se evita la inconsistencia de los análisis en dos etapas. Además, este modelo anida a otros más sencillos, pudiéndose realizar una serie de contrastes. Por ejemplo, si la primera variable que aparece en el vector z toma el valor uno, y todos los coeficientes de las restantes variables son cero, entonces se está en el caso del modelo especificado por Stevenson (1980) y Battese y Coelli (1988). Si, por el contrario, todos los elementos del vector δ son igual a cero, entonces, se obtiene el modelo semi-normal propuesto por Aigner et al. (1977).

5.- Consideraciones finales

En los últimos años, el estudio de la eficiencia productiva ha ido ganando popularidad entre los investigadores aplicados. A esta popularidad, es probable que no sea ajena tanto la creciente disponibilidad de datos de mejor calidad como la relación que el concepto de eficiencia tiene con ideas como competitividad o productividad, relación que se acentúa a medida que se liberalizan y desregulan los mercados.

Este creciente interés, acerca del estudio de la eficiencia se ha traducido en un enorme desarrollo de las técnicas utilizadas para la obtención de funciones frontera, tanto a través de la utilización de métodos matemáticos como econométricos. Ante estos dos enfoques, parece existir un cierto consenso acerca de la ventaja de los métodos econométricos para eliminar la componente puramente aleatoria de las estimaciones de la eficiencia. Por otro lado, la gran ventaja de los métodos matemáticos residiría en su carácter no paramétrico, que se traduce en una mayor flexibilidad. Consecuentemente, la primera decisión a la que ha de hacer frente el investigador es la elección del método a emplear. A este respecto, no existe una norma generalmente aplicable, sino que la elección debe hacerse ponderando adecuadamente el objetivo del estudio a realizar y las características de cada uno de los métodos.

En esta revisión de la literatura, se ha tratado de ofrecer una panorámica de la evolución que ha seguido la identificación de fronteras paramétricas obtenidas a partir de métodos econométricos. Las primeras fronteras determinísticas se vieron fuertemente lastradas tanto por su carácter paramétrico como por su carácter determinístico. En este sentido, presentan las principales desventajas de los dos enfoques ya que a la menor flexibilidad que supone su carácter paramétrico, se añade el supuesto, a todas luces inverosímil, de que la totalidad de las desviaciones de la frontera sean atribuidas a ineficiencia. Sin duda, estos dos aspectos han contribuido poderosamente a la pérdida de popularidad relativa de tal enfoque. Las fronteras estocásticas representan la superación de esta última limitación, lo que ha supuesto que hoy sean ampliamente utilizadas en la literatura.

Por otro lado, en los últimos años se ha producido un desplazamiento radical desde las primeras estimaciones realizadas a partir de datos de sección cruzada para pasar a generalizarse rápidamente (sobre todo a partir de finales de los ochenta) la utilización de datos de panel. Las fronteras así calculadas, amén de resolver ciertos problemas que presentaban las que se estimaban con datos de sección cruzada, han permitido ampliar sensiblemente el marco del análisis. En concreto, pasa a cobrar una gran relevancia la variación temporal de la eficiencia. En este contexto, el supuesto crucial que debe hacerse es si la eficiencia técnica se considera constante en el tiempo o si, por el contrario, se permite que varíe. Así, se da la circunstancia de que conviven

en la actualidad ambos tipos de estudios. No obstante, a largo plazo es difícil aceptar que se mantengan constantes diferencias significativas de los niveles de eficiencia técnica entre las empresas de una industria. Además, la creciente interrelación de los mercados y las características cada vez más cambiantes de los mismos, provocan que ese supuesto resulte insostenible. Por contra, la implementación empírica de los modelos de variación temporal de la eficiencia presenta cierta complejidad analítica que puede dificultar su aplicación. En otras palabras, se produce un *trade-off* entre sencillez y realismo, lo cual no debe ser óbice para que, finalmente, terminen imponiéndose los modelos que estiman índices de eficiencia técnica variantes en el tiempo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Afriat, S. N. (1972); "Efficiency estimation of production functions", International Economic Review, 13 (3): 568-98.

Aigner, D. y S. F. Chu (1968); "On estimating the industry production function". American Economic Review, Vol. 58: 226-39.

Aigner, D., C. K. Lovell y P. Schmidt (1977); "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models". Journal of Econometrics, 6:21-37.

Battese, G. y T. Coelli (1988); "Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data". Journal of Econometrics, 38: 387-99.

Battese, G. y T. Coelli (1992); "Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India". Journal of Productivity Analysis, 3: 153-69.

Battese, G. y T. Coelli (1995); "A model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data". Empirical Economics, 20: 325-332.

Battese, G. y G. Corra (1977); "Estimation of a Production Frontier model: With application to the Pastoral Zone of Eastern Australia". Australian Journal of Agricultural Economics, 21(3): 169-79.

Bauer, P. (1990); "Recent developments in the econometric estimation of frontiers". Journal of Econometrics, 46: 39-56.

Beckers, D. y C. Hammond (1987); "A tractable likelihood function for the normal-gamma stochastic frontier model". Economics Letters, 24: 33-38.

Cornwell, C., P. Schmidt y R. Sickles (1990); "Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels". Journal of Econometrics, 46: 185-200.

Førsund, F., C. 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.

Gabrielsen, A. (1975); "On estimating efficient production functions". Working paper N° A-35, Chr. Michelsen institute, Department of Humanities and Social sciences, Bergen. Norway.

Greene, W. H. (1980a); "Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions". Journal of Econometrics, 13: pags. 27-56.

Greene, W. H. (1980b); "On the estimation of a flexible frontier production model". Journal of Econometrics, 13: 101-15.

Greene, W. H. (1990); "A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model". Journal of Econometrics, 46: 141-163.

Greene, W. H. (1993); "The Econometric Approach to Efficiency Analysis". En Fried, H., C. K. Lovell y S. Schmidt (eds.) The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications. Oxford University Press. New York: 68-119.

Jondrow, J., C. K. Lovell, I. Materov y P. Schmidt (1982); "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production model". Journal of Econometrics, 19: 233-238.

Kumbhakar, S. (1990); "Production frontiers, panel data and time-varying technical inefficiency". Journal of Econometrics, 46: 201-211.

Kumbhakar, S. (1991); "Estimation of technical inefficiency in panel data models with firm- and time-specific effects". Economics Letters, 36: 43-48.

Kumbhakar, S., S. Ghosh y J.T. McGuckin (1991); "A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in U.S dairy farms". Journal of Business and Economic Statistics, 9 (3): 287-296.

Lee, Y. H. y P. Schmidt (1993); "A production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Efficiency". En Fried, H., C. K. Lovell and S. Schmidt (eds.) The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications. Oxford University Press. New York:

Lovell, C. K. (1993); "Production frontiers and Productive efficiency". En Fried, H., C. K. Lovell y S. Schmidt (eds.). The measurement of productive efficiency: Techniques and Applications. Oxford University Press. New York: 3-67.

Meeusen, W. y J. van den Broeck (1977); "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error". International Economic Review, 18: 435-444.

Olson, J., P. Schmidt y D. Waldman (1980); "A Montecarlo Study of Estimators of Stochastic Frontier Production Functions". Journal of Econometrics, 13: 67-82.

Reifschneider, D. y R. Stevenson (1991); "Systematic departures from the frontier: A framework for the analysis of firm inefficiency". International Economic Review, 32: 715-723.

Richmond, J. (1974); "Estimating the efficiency of production". International Economic Review, Vol. 15, N° 2: 515-521.

Schmidt, P. (1976); "On the statistical estimation of parametric frontier production functions". Review of economics and statistics, 2: 367-374.

Schmidt, P. (1985-1986); "Frontier Production Functions". Econometric Reviews, 4(2): 289-328.

Schmidt, P. y R. Sickles (1984); "Production frontiers and panel data". Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 2(4): 367-74.

Stevenson, R. E. (1980); "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation". Journal of Econometrics, 13: 57-66.

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
RELACIÓN DE DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- Doc. 001/88 JUAN A. VAZQUEZ GARCIA.- Las intervenciones estatales en la minería del carbón.
- Doc. 002/88 CARLOS MONASTERIO ESCUDERO.- Una valoración crítica del nuevo sistema de financiación autonómica.
- Doc. 003/88 ANA ISABEL FERNANDEZ ALVAREZ; RAFAEL GARCIA RODRIGUEZ; JUAN VENTURA VICTORIA.- Análisis del crecimiento sostenible por los distintos sectores empresariales.
- Doc. 004/88 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una propuesta para la integración multijurisdiccional.
- Doc. 005/89 LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JOSE MANUEL DIEZ MODINO.- La modernización del sector agrario en la provincia de León.
- Doc. 006/89 JOSE MANUEL PRADO LORENZO.- El principio de gestión continuada: Evolución e implicaciones.
- Doc. 007/89 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- El gasto público del Ayuntamiento de Oviedo (1982-88).
- Doc. 008/89 FELIX LOBO ALEU.- El gasto público en productos industriales para la salud.
- Doc. 009/89 FELIX LOBO ALEU.- La evolución de las patentes sobre medicamentos en los países desarrollados.
- Doc. 010/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.- Investigación de las preferencias del consumidor mediante análisis de conjunto.
- Doc. 011/90 ANTONIO APARICIO PEREZ.- Infracciones y sanciones en materia tributaria.
- Doc. 012/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; CONCEPCION GONZALEZ VEIGA.- Una aproximación metodológica al estudio de las matemáticas aplicadas a la economía.
- Doc. 013/90 EQUIPO MECO.- Medidas de desigualdad: un estudio analítico
- Doc. 014/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una estimación de las necesidades de gastos para los municipios de menor dimensión.
- Doc. 015/90 ANTONIO MARTINEZ ARIAS.- Auditoría de la información financiera.
- Doc. 016/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ.- La población como variable endógena
- Doc. 017/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- La redistribución local en los países de nuestro entorno.
- Doc. 018/90 RODOLFO GUTIERREZ PALACIOS; JOSE MARIA GARCIA BLANCO.- "Los aspectos invisibles" del declive económico: el caso de Asturias.
- Doc. 019/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- La política de precios en los establecimientos detallistas.
- Doc. 020/90 CANDIDO PAÑEDA FERNANDEZ.- La demarcación de la economía (seguida de un apéndice sobre su relación con la Estructura Económica).
- Doc. 021/90 JOAQUIN LORENCES.- Margen precio-coste variable medio y poder de monopolio.
- Doc. 022/90 MANUEL LAFUENTE ROBLEDO; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- El T.A.E. de las operaciones bancarias.
- Doc. 023/90 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Amortización y coste de préstamos con hojas de cálculo.

- Doc. 024/90 LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ; JEAN-MARC BUIGUES.- Un ejemplo de política municipal: precios y salarios en la ciudad de León (1613-1813).
- Doc. 025/90 MYRIAM GARCÍA OLALLA.- Utilidad de las teorías de las opciones para la administración financiera de la empresa.
- Doc. 026/91 JOAQUÍN GARCÍA MURCIA.- Novedades de la legislación laboral (octubre 1990 - enero 1991)
- Doc. 027/91 CANDIDO PAÑEDA.- Agricultura familiar y mantenimiento del empleo: el caso de Asturias.
- Doc. 028/91 PILAR SAENZ DE JUBERA.- La fiscalidad de planes y fondos de pensiones.
- Doc. 029/91 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ.- La cooperación empresarial: concepto y tipología (*)
- Doc. 030/91 JOAQUÍN LORENCE.- Características de la población parada en el mercado de trabajo asturiano.
- Doc. 031/91 JOAQUÍN LORENCE.- Características de la población activa en Asturias.
- Doc. 032/91 CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.- Política económica regional
- Doc. 033/91 BENITO ARRUÑADA SÁNCHEZ.- La conversión coactiva de acciones comunes en acciones sin voto para lograr el control de las sociedades anónimas: De cómo la ingenuidad legal prefigura el fraude.
- Doc. 034/91 BENITO ARRUÑADA SÁNCHEZ.- Restricciones institucionales y posibilidades estratégicas.
- Doc. 035/91 NURIA BOSCH; JAVIER SUÁREZ PANDIELLO.- Seven Hypotheses About Public Choice and Local Spending. (A test for Spanish municipalities).
- Doc. 036/91 CARMEN FERNÁNDEZ CUERVO; LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ.- De una olvidada revisión crítica sobre algunas fuentes histórico-económicas: las ordenanzas de la gobernación de la cabecera.
- Doc. 037/91 ANA JESÚS LÓPEZ; RIGOBERTO PÉREZ SUÁREZ.- Indicadores de desigualdad y pobreza. Nuevas alternativas.
- Doc. 038/91 JUAN A. VÁZQUEZ GARCÍA; MANUEL HERNÁNDEZ MUÑOZ.- La industria asturiana: ¿Podemos pasar la página del declive?.
- Doc. 039/92 INÉS RUBÍN FERNÁNDEZ.- La Contabilidad de la Empresa y la Contabilidad Nacional.
- Doc. 040/92 ESTEBAN GARCÍA CANAL.- La Cooperación interempresarial en España: Características de los acuerdos de cooperación suscritos entre 1986 y 1989.
- Doc. 041/92 ESTEBAN GARCÍA CANAL.- Tendencias empíricas en la conclusión de acuerdos de cooperación.
- Doc. 042/92 JOAQUÍN GARCÍA MURCIA.- Novedades en la Legislación Laboral.
- Doc. 043/92 RODOLFO VÁZQUEZ CASTELLES.- El comportamiento del consumidor y la estrategia de distribución comercial: Una aplicación empírica al mercado de Asturias.
- Doc. 044/92 CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.- Un marco teórico para el estudio de las fusiones empresariales.
- Doc. 045/92 CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.- Creación de valor en las fusiones empresariales a través de un mayor poder de mercado.
- Doc. 046/92 ISIDRO SÁNCHEZ ALVAREZ.- Influencia relativa de la evolución demográfica en el futuro aumento del gasto en pensiones de jubilación.

- Doc. 047/92 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Aspectos demográficos del sistema de pensiones de jubilación español.
- Doc. 048/92 SUSANA LOPEZ ARES.- Marketing telefónico: concepto y aplicaciones.
- Doc. 049/92 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- Las influencias familiares en el desempleo juvenil.
- Doc. 050/92 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contrastación.
- Doc. 051/92 MARTA IBAÑEZ PASCUAL.- El origen social y la inserción laboral.
- Doc. 052/92 JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- Estudio del sector comercial en la ciudad de Oviedo.
- Doc. 053/92 JULITA GARCIA DIEZ.- Auditoría de cuentas: su regulación en la CEE y en España. Una evidencia de su importancia.
- Doc. 054/92 SUSANA MENENDEZ REQUEJO.- El riesgo de los sectores empresariales españoles: rendimiento requerido por los inversores.
- Doc. 055/92 CARMEN BENAVIDES GONZALEZ.- Una valoración económica de la obtención de productos derivados del petróleo a partir del carbón
- Doc. 056/92 IGNACIO ALFREDO RODRIGUEZ-DEL BOSQUE RODRIGUEZ.- Consecuencias sobre el consumidor de las actuaciones bancarias ante el nuevo entorno competitivo.
- Doc. 057/92 LAURA CABIEDES MIRAGAYA.- Relación entre la teoría del comercio internacional y los estudios de organización industrial.
- Doc. 058/92 JOSE LUIS GARCIA SUAREZ.- Los principios contables en un entorno de regulación.
- Doc. 059/92 M^a JESUS RIO FERNANDEZ; RIGOBERTO PEREZ SUAREZ.- Cuantificación de la concentración industrial: un enfoque analítico.
- Doc. 060/94 M^a JOSE FERNANDEZ ANTUÑA.- Regulación y política comunitaria en materia de transportes.
- Doc. 061/94 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- Factores determinantes de la afiliación sindical en España.
- Doc. 062/94 VICTOR FERNANDEZ BLANCO.- Determinantes de la localización de las empresas industriales en España: nuevos resultados.
- Doc. 063/94 ESTEBAN GARCIA CANAL.- La crisis de la estructura multidivisional.
- Doc. 064/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Metodología de la investigación econométrica.
- Doc. 065/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Análisis Cualitativo de la fecundidad y participación femenina en el mercado de trabajo.
- Doc. 066/94 JOAQUIN GARCIA MURCIA.- La supervisión colectiva de los actos de contratación: la Ley 2/1991 de información a los representantes de los trabajadores.
- Doc. 067/94 JOSE LUIS GARCIA LAPRESTA; M^a VICTORIA RODRIGUEZ URIA.- Coherencia en preferencias difusas.
- Doc. 068/94 VICTOR FERNANDEZ; JOAQUIN LORENCES; CESAR RODRIGUEZ.- Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España.

- Doc. 069/94 M^o DEL MAR ARENAS PARRA; M^o VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.
- Programación clásica y teoría del consumidor.
- Doc. 070/94 M^o DE LOS ÁNGELES MENÉNDEZ DE LA UZ; M^o VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Tantos efectivos en los empréstitos.
- Doc. 071/94 AMELIA BILBAO TEROL; CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^o VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices especiales. Aplicaciones económicas.
- Doc. 072/94 RODOLFO GUTIÉRREZ.- La representación sindical: Resultados electorales y actitudes hacia sindicatos.
- Doc. 073/94 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Economías de aglomeración y localización de las empresas industriales en España.
- Doc. 074/94 JOAQUÍN LORENCES RODRÍGUEZ; FLORENTINO FELGUEROSO FERNÁNDEZ.- Salarios pactados en los convenios provinciales y salarios percibidos.
- Doc. 075/94 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.- La internacionalización de la empresa.
- Doc. 076/94 SANTIAGO R. MARTÍNEZ ARGÜELLES.- Análisis de los efectos regionales de la terciarización de ramas industriales a través de tablas input-output. El caso de la economía asturiana.
- Doc. 077/94 VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Tipos de variables y metodología a emplear en la identificación de los grupos estratégicos. Una aplicación empírica al sector detallista en Asturias.
- Doc. 078/94 MARTA IBÁÑEZ PASCUAL; F. JAVIER MATO DÍAZ.- La formación no reglada a examen. Hacia un perfil de sus usuarios.
- Doc. 079/94 IGNACIO A. RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE RODRÍGUEZ.- Planificación y organización de la fuerza de ventas de la empresa.
- Doc. 080/94 FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.- La reacción del precio de las acciones ante anuncios de cambios en los dividendos.
- Doc. 081/94 SUSANA MENÉNDEZ REQUEJO.- Relaciones de dependencia de las decisiones de inversión, financiación y dividendos.
- Doc. 082/95 MONTSERRAT DÍAZ FERNÁNDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ; M^o del MAR LLORENTE MARRÓN.- Una aproximación empírica al comportamiento de los precios de la vivienda en España.
- Doc. 083/95 M^o CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^o VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices semipositivas y análisis interindustrial. Aplicaciones al estudio del modelo de Sraffa-Leontief.
- Doc. 084/95 ESTEBAN GARCÍA CANAL.- La forma contractual en las alianzas domésticas e internacionales.
- Doc. 085/95 MARGARITA ARGÜELLES VÉLEZ; CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.- La incidencia de la política de la competencia comunitaria sobre la cohesión económica y social.
- Doc. 086/95 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- La demanda de cine en España. 1968-1992.
- Doc. 087/95 JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.- Discriminación salarial de la mujer y movilidad laboral.
- Doc. 088/95 M^o CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA.- La teoría del caos. Nuevas perspectivas en la modelización económica.
- Doc. 089/95 SUSANA LÓPEZ ARES.- Simulación de fenómenos de espera de capacidad limitada con llegadas y número de servidores dependientes del tiempo con hoja de cálculo.
- Doc. 090/95 JAVIER MATO DÍAZ.- ¿Existe sobrecualificación en España?. Algunas variables explicativas.

- Doc. 091/95 M^a JOSÉ SANZO PÉREZ.- Estrategia de distribución para productos y mercados industriales.
- Doc. 092/95 JOSÉ BAÑOS PINO; VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Demanda de cine en España: Un análisis de cointegración.
- Doc. 093/95 M^a LETICIA SANTOS VIJANDE.- La política de marketing en las empresas de alta tecnología.
- Doc. 094/95 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE; AGUSTÍN RUÍZ VEGA.- Expectativas y percepciones del consumidor sobre la calidad del servicio. Grupos estratégicos y segmentos del mercado para la distribución comercial minorista.
- Doc. 095/95 ANA ISABEL FERNÁNDEZ; SILVIA GÓMEZ ANSÓN.- La adopción de acuerdos estatutarios antiadquisición.. Evidencia en el mercado de capitales español.
- Doc. 096/95 ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Partidos, electores y elecciones locales en Asturias. Un análisis del proceso electoral del 28 de Mayo.
- Doc. 097/95 ANA M^a DÍAZ MARTÍN.- Calidad percibida de los servicios turísticos en el ámbito rural.
- Doc. 098/95 MANUEL HERNÁNDEZ MUÑIZ; JAVIER MATO DÍAZ; JAVIER BLANCO GONZÁLEZ.- Evaluating the impact of the European Regional Development Fund: methodology and results in Asturias (1989-1993).
- Doc. 099/96 JUAN PRIETO; M^a JOSÉ SUÁREZ.- ¿De tal palo tal astilla?: Influencia de las características familiares sobre la ocupación.
- Doc. 100/96 JULITA GARCÍA DÍEZ; RACHEL JUSSARA VIANNA.- Estudio comparativo de los principios contables en Brasil y en España.
- Doc. 101/96 FRANCISCO J. DE LA BALLINA BALLINA.- Desarrollo de campañas de promoción de ventas.
- Doc. 102/96 ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Una explicación de la ausencia de la Democracia Cristiana en España.
- Doc. 103/96 CÁNDIDO PAÑEDA FERNÁNDEZ.- Estrategias para el desarrollo de Asturias.
- Doc. 104/96 SARA M^a ALONSO; BLANCA PÉREZ GLADISH; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Problemas de control óptimo con restricciones: Aplicaciones económicas.
- Doc. 105/96 ANTONIO ÁLVAREZ PINILLA; MANUEL MENÉNDEZ MENÉNDEZ; RAFAEL ÁLVAREZ CUESTA.- Eficiencia de las Cajas de Ahorro españolas. Resultados de una función de beneficio.
- Doc. 106/96 FLORENTINO FELGUEROSO.- Industrywide Collective Bargaining, Wages Gains and Black Labour Marketing Spain.
- Doc. 107/96 JUAN VENTURA.- La competencia gestionada en sanidad: Un enfoque contractual
- Doc. 108/96 MARÍA VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA; ELENA CONSUELO HERNÁNDEZ.- Elección social. Teorema de Arrow.
- Doc. 109/96 SANTIAGO ÁLVAREZ GARCÍA.- Grupos de interés y corrupción política: La búsqueda de rentas en el sector público.
- Doc. 110/96 ANA M^a GUILLÉN.- La política de previsión social española en el marco de la Unión Europea.

- Doc. 111/96 VÍCTOR MANUEL GONZÁLEZ MÉNDEZ.- La valoración por el mercado de capitales español de la financiación bancaria y de las emisiones de obligaciones.
- Doc. 112/96 DRA.MARIA VICTORIA RODRIGUEZ URÍA; D. MIGUEL A.LÓPEZ FERNÁNDEZ; DÑA.BLANCA Mª PEREZ GLADISH.- Aplicaciones económicas del Control Óptimo. El problema de la maximización de la utilidad individual del consumo. El problema del mantenimiento y momento de venta de una máquina.
- Doc. 113/96 OSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Elecciones autonómicas, sistemas de partidos y Gobierno en Asturias.
- Doc. 114/96 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; ANA Mª DÍAZ MARTÍN.El conocimiento de las expectativas de los clientes: una pieza clave de la calidad de servicio en el turismo.
- Doc. 115/96 JULIO TASCÓN.- El modelo de industrialización pesada en España durante el período de entreguerras.-
- Doc. 116/96 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; JOSÉ M. MONTES PEÓN; CAMILO J. VÁZQUEZ ORDÁS.- Sobre la importancia de los factores determinantes del beneficio: Análisis de las diferencias de resultados inter e intraindustriales.
- Doc. 117/96 AGUSTÍN RUÍZ VEGA; VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Elección de Establecimientos detallistas y conducta de compra de productos de gran consumo. Una aplicación empírica mediante modelos logit.
- Doc. 118/96 VICTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Diferencias entre la asistencia al cine nacional y extranjero en España.
- Doc. 119/96 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO A. RODRÍGUEZ DEL BOSQUE; ANA Mª DÍAZ MARTÍN.- Estructura multidimensional de la calidad de servicio en cadenas de supermercados: desarrollo y validación de la escala calsuper.
- Doc. 120/96 ANA BELÉN DEL RÍO LANZA.- Elementos de medición de marca desde un enfoque de marketing.
- Doc. 121/97 JULITA GARCÍA DÍEZ; CRISTIAN MIAZZO.- Análisis Comparativo de la Información contable empresarial en Argentina y España.
- Doc. 122/97 Mª MAR LLORENTE MARRÓN; D. EMILIO COSTA REPARAZ; Mª MONTSERRAT DIAZ FERNÁNDEZ.- El Marco teórico de la nueva economía de la familia. Principales aportaciones.
- Doc. 123/97 SANTIAGO ALVAREZ GARCÍA.- El Estado del bienestar. Orígenes, Desarrollo y situación actual.
- Doc. 124/97 CONSUELO ABELLÁN COLODRÓN.- La Ganancia salarial esperada como determinante de la decisión individual de emigrar.
- Doc. 125/97 ESTHER LAFUENTE ROBLEDO.- La acreditación hospitalaria: Marco teórico general.
- Doc. 126/97 JOSE ANTONIO GARAY GONZÁLEZ.- Problemática contable del reconocimiento del resultado en la empresa constructora.
- Doc. 127/97 ESTEBAN FERNÁNDEZ; JOSE M.MONTES; GUILLERMO PÉREZ-BUSTAMANTE; CAMILO VÁZQUEZ.- Barreras a la imitación de la tecnología.
- Doc. 128/97 VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES; JUAN A. TRESPALACIOS GUTIERREZ; RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.- Los resultados alcanzados por las empresas en las relaciones en los canales de distribución.
- Doc. 129/97 LETICIA SANTOS VIJANDE; RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.- La innovación en las empresas de alta tecnología: Factores condicionantes del resultado comercial.

- Doc. 130/97 **RODOLFO GUTIÉRREZ.**- Individualism and collectivism in human resource practices: evidence from three case studies.
- Doc. 131/97 **VICTOR FERNÁNDEZ BLANCO; JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.**- Decisiones individuales y consumo de bienes culturales en España.
- Doc. 132/97 **SANTIAGO GONZÁLEZ HERNANDO.**- Clasificación de productos de consumo y establecimientos detallistas. Análisis empírico de motivaciones y actitudes del consumidor ante la compra de productos de alimentación y droguería.
- Doc. 133/97 **VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES.**- Factores determinantes del poder negociador en los canales de distribución de productos turísticos.
- Doc. 134/97 **INÉS RUBÍN FERNÁNDEZ.**- Información sobre operaciones con derivados en los informes anuales de las entidades de depósito.
- Doc. 135/97 **ESTHER LAFUENTE ROBLEDO; ISABEL MANZANO PÉREZ.**- Aplicación de las técnicas DEA al estudio del sector hospitalario en el Principado de Asturias.
- Doc. 136/97 **VICTOR MANUEL GONZÁLEZ MÉNDEZ; FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.**- La valoración por el mercado de capitales español de los procedimientos de resolución de insolvencia financiera.
- Doc. 137/97 **MARIA JOSÉ SANZO PÉREZ.**- Razones de utilización de la venta directa, los distribuidores independientes y los agentes por parte de las empresas químicas españolas.
- Doc. 138/97 **LUIS OREA.**- Descomposición de la eficiencia económica a través de la estimación de un sistema translog de costes: Una aplicación a las cajas de ahorro españolas.
- Doc. 139/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- Naturaleza y estructura de propiedad de las inversiones directas en el exterior: Un modelo integrador basado basado en el análisis de costes de transacción.
- Doc. 140/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL; ANA VALDÉS LLANEZA.**- Tendencias empíricas en las empresas conjuntas internacionales creadas por empresas españolas (1986-1996).
- Doc. 141/97 **CONSUELO ABELLÁN 'COLODRÓN; ANA ISABEL FERNÁNDEZ SÁINZ.**- Relación entre la duración del desempleo y la probabilidad de emigrar.
- Doc. 142/97 **CÉSAR RODRÍGUEZ GUTIÉRREZ; JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.**- La participación laboral de la mujer y el efecto del trabajador añadido en el caso español.
- Doc. 143/97 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; ANA MARÍA DIAZ MARTÍN; AGUSTÍN V. RUIZ VEGA.**- Planificación de las actividades de marketing para empresas de servicios turísticos: la calidad como soporte de la estrategia competitiva.
- Doc. 144/97 **LUCÍA AVELLA CAMARERO; ESTEBAN FERNANDEZ SANCHEZ.**- Una aproximación a la empresa industrial española: Principales características de fabricación.
- Doc. 145/97 **ANA SUÁREZ VÁZQUEZ.**- Delimitación comercial de un territorio: Importancia de la información proporcionada por los compradores.
- Doc. 146/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- La inversión directa realizada por empresas españolas: análisis a la luz de la teoría del ciclo de desarrollo de la inversión directa en el exterior.

- Doc. 147/98 ANA BELEN DEL RIO LANZA; VICTOR IGLESIAS ARGUELLES; RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; AGUSTIN RUIZ VEGA. - Metodologías de medición del valor de la marca.
- Doc. 148/98 RAFAEL ALVAREZ CUESTA. - La estimación econométrica de fronteras de producción: una revisión de la literatura.
- Doc. 149/98 FERNANDO RUBIERA MOROLLO. - Análisis univariante de las series de empleo terciario de las regiones españolas.
- Doc. 150/98 JOSE ANTONIO GARAY GONZALEZ. - Los gastos y los ingresos plurianuales.
- Doc. 151/98 ISABEL GARCIA DE LA IGLESIA. - La elección contable para los gastos de investigación y desarrollo.
- Doc. 152/98 LUIS CASTELLANOS VAL; EMILIO COSTA REPARAZ. - Teoría de sistemas y análisis económico: una aproximación metodológica.
- Doc. 153/98 M^a DEL CARMEN RAMOS CARVAJAL. - Estimación indirecta de coeficientes input-output.
- Doc. 154/98 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; ANA MARIA DIAZ MARTIN; M^a. LETICIA SANTOS VIJANDE; AGUSTIN V. RUIZ VEGA. - Utilidad del análisis conjunto para establecer la importancia de las estrategias de calidad en servicios turísticos: simulación de escenarios alternativos en empresas de turismo rural.
- Doc. 155/98 SANTIAGO ALVAREZ GARCIA; ANA ISABEL GONZALEZ GONZALEZ. - El proceso de descentralización fiscal en España, especial referencia a la Comunidad Autónoma del Principado de Asturias
- Doc. 156/98 SANTIAGO ALVAREZ GARCIA. - La tributación de la unidad familiar. Nuevas consideraciones sobre un antiguo problema.
- Doc. 157/98 SUSANA LOPEZ ARES; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ. - Condicionantes demográficos de la economía asturiana.
- Doc. 158/98 CELINA GONZALEZ MIERES. - La marca de la distribución: un fenómeno que afecta a distribuidor, fabricante y consumidor.
- Doc. 159/98 IGNACIO DEL ROSAL FERNANDEZ. - Análisis de la demanda agregada de electricidad en España con series temporales: un tratamiento de cointegración.
- Doc. 160/98 JESUS ARANGO. - Evolución y perspectivas del sector agrario en Asturias.
- Doc. 161/98 JESUS ARANGO. - Cronología de la construcción Europea.
- Doc. 162/98 JULITA GARCIA DIEZ; SUSANA GAGO RODRIGUEZ. - Programas de doctorado en contabilidad en las universidades españolas: estudio empírico.