

EL EFECTO DE LA REGULACIÓN SOBRE LA EFICIENCIA PRODUCTIVA: UNA APLICACIÓN A LAS COMPAÑÍAS FERROVIARIAS EUROPEAS

ANA RODRÍGUEZ ÁLVAREZ
VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO
JOSÉ BAÑOS PINO
Universidad de Oviedo

Esta investigación ofrece un primer estudio que analiza teórica y empíricamente cómo se ve afectada la productividad de las compañías ferroviarias europeas por el marco regulador en el que desempeñan su actividad. Para ello, hemos estimado un sistema de ecuaciones basado en la dualidad de las funciones de distancia, utilizando un panel de 17 compañías europeas, donde la regulación se incorpora como una variable explicativa más. Con ello, hemos calculado el coste marginal de la regulación y de los resultados se deduce que ésta afecta negativamente a la tecnología de las compañías. Además, hemos calculado y analizado temporalmente la ineficiencia asignativa.

Palabras clave: dualidad, funciones de distancia, precios sombra.

(JEL L51, L92, C33)

1. Introducción

Más allá de su idiosincrasia y su historia, las compañías ferroviarias europeas comparten ciertas características comunes (Coelli y Perelman, 1999). En primer lugar, se enfrentan a una tecnología multiproducto, ya que su actividad incluye transporte de viajeros y mercancías. En segundo lugar, dichas empresas se asocian habitualmente a monopolios naturales, lo que explica la tercera característica común: ofrecen un servicio público, sometido a importantes niveles de regulación. Sin embargo, esta regulación tiene distinta intensidad según la compañía y país de que se trate. Por ejemplo, mientras que en el Reino Unido y

Los autores agradecen el apoyo financiero prestado por la Fundación SEPI, dentro del Programa de Investigaciones Económicas 2001 y los comentarios y sugerencias realizados por Samuel Bentolila y dos evaluadores anónimos de la revista.

Holanda gozan de una considerable autonomía, la gestión de las compañías ferroviarias en Finlandia o Dinamarca ha estado tradicionalmente sujeta a un notorio control gubernamental.

Los estudios sobre los efectos de la regulación en el comportamiento de las compañías ferroviarias europeas son poco frecuentes y relativamente recientes. La investigación seminal corresponde a Gathon y Pestieau (1995) quienes han elaborado unos índices que reflejan el distinto grado de regulación al que están sometidas las distintas empresas del sector y han estudiado cómo puede influir sobre la eficiencia técnica en la producción. Dichos índices han sido aprovechados también por Cantos *et al.* (1999) para analizar los determinantes de la eficiencia técnica en el sector ferroviario europeo durante el periodo 1970-1995 y por Cantos y Maudos (2001) investigando su eficiencia en costes e ingresos en el periodo 1970-1990.

Todos estos trabajos analizan distintas versiones de la ineficiencia productiva empleando un análisis de segunda etapa. Es decir, una vez estimada la tecnología y los índices de eficiencia, éstos son utilizados para ver su relación con el grado de regulación de cada compañía. Sin embargo, si se parte del supuesto de que las distintas políticas regulatorias afectan a la producción de las empresas, éstas deberían incluirse en la estimación de la tecnología, pues de no ser así, aparecerá un problema de variables omitidas que sesgaría los parámetros del modelo. Entonces, para solventar este inconveniente se debería imponer su introducción en el modelo.

En este sentido, esta investigación propone un modelo teórico que nos permitirá, por primera vez en la literatura, estudiar directamente (en un análisis de primera etapa) el efecto de la regulación sobre la productividad de los ferrocarriles europeos evaluando su incidencia en los costes de producción. Además, ello posibilita analizar, en un marco teórico adecuado, la ineficiencia asignativa en la producción de los servicios ferroviarios, para comprobar si las combinaciones de los factores de producción utilizados son las óptimas para minimizar costes.

Aunque los estudios que han analizado el problema de la eficiencia técnica mediante la estimación de fronteras estocásticas son ya habituales (Perelman y Pestieau, 1988; Coelli y Perelman, 1999), los que examinan la eficiencia asignativa en este sector son, por el contrario,

muy escasos¹. La explicación de esta escasez hay que buscarla en la dificultad de unir empíricamente dos de las características antes señaladas: la tecnología multiproducto y el carácter público regulado. En todo caso, el procedimiento tradicional de análisis ha sido estimar una función de costes, pues permite atender a la primera de estas dos características (véase por ejemplo, Brown *et al.*, 1980 o Friedlaender *et al.*, 1993). Sin embargo, como punto de partida, impone el supuesto de minimización de costes que, como ya han adelantado Bosco (1996) o Coelli y Perelman (1999), es difícil de justificar en el marco de empresas públicas reguladas. Además, para calcular la ineficiencia asignativa con una función de costes, es necesario descomponer la ineficiencia económica en técnica y asignativa, incurriendo en el conocido *problema de Greene* (Bauer, 1990). Estos inconvenientes pueden justificar la casi inexistencia de trabajos en el sector sobre la ineficiencia en la asignación de recursos productivos, con la excepción del trabajo de Bosco (1996) centrado únicamente en cuatro países europeos y dos factores variables.

En estas condiciones, gana presencia la metodología seguida en esta investigación, basada en una función de distancia orientada al *input* (Shephard, 1953 y 1970), pues supera los obstáculos anteriores: admite tecnologías multiproducto sin exigir, paralelamente, comportamientos minimizadores de costes; y evita incurrir en el *problema de Greene*, ya que estima la ineficiencia asignativa independientemente de la ineficiencia técnica, por lo que no es necesario separar ambas mediante supuestos arbitrarios.

Este trabajo está organizado como sigue. En el epígrafe siguiente se describen los elementos básicos de la función de distancia orientada al *input*. En el tercer epígrafe se presenta un modelo teórico que introduce y explica el efecto de la regulación sobre los costes y la eficiencia asignativa. En el cuarto epígrafe se plantea la estimación del modelo propuesto mediante un sistema de ecuaciones, utilizando técnicas de datos de panel. En los epígrafes 5 y 6 se comentan, respectivamente, los datos utilizados y los resultados de la estimación que nos permitirán analizar el efecto de la regulación sobre la productividad de las compañías y la ineficiencia asignativa, siendo posible, en su caso, comprobar si ésta es persistente en el tiempo. Finalmente, el epígrafe 7 resume las principales conclusiones de esta investigación.

¹Existen también trabajos basados en fronteras deterministas analizadas desde la perspectiva no paramétrica (Cantos *et al.* 1999 o Cantos *et al.* 2002).

2. La función de distancia orientada al *input*

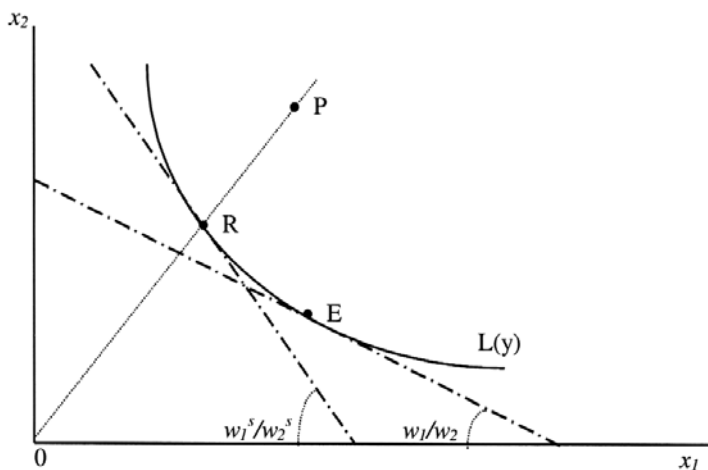
Formalmente, la función de distancia orientada al *input*, planteada por Shephard (1953, 1970) se define como el mayor escalar (δ) por el que se pueden dividir proporcionalmente todos los factores de producción y seguir obteniendo el mismo nivel de producto:

$$D = \max_{\delta} \{ \delta : x/\delta \in L(y) \} \quad [1]$$

donde y es el vector de productos, x el vector de factores y $L(y)$ el conjunto de posibilidades de producción o tecnología de referencia.

De acuerdo con el Gráfico 1, dados dos factores productivos (x_1 y x_2) capaces de producir el producto y , la función de distancia orientada al *input* viene representada por el ratio OP/OR , que coincide con el recíproco del índice de eficiencia técnica de Farrell (1957). Cuando D es igual a la unidad, se produce de forma técnicamente eficiente, es decir, la empresa está situada en la isocuanta. Un valor superior a uno informa del grado de eficiencia técnica alcanzado. Por ejemplo, un valor de la distancia igual a dos implicaría que se podría utilizar la mitad de todos los factores para obtener el mismo producto.

GRÁFICO 1
Función de distancia orientada al *input* y eficiencia asignativa



La función de distancia orientada al *input* satisface las siguientes propiedades: a) es decreciente en productos; b) es no decreciente en factores; c) es homogénea de grado uno en factores; d) es cóncava en factores; e) es válida para una tecnología multiproducto y f) es dual de la función de costes².

Esta función ya ha sido aplicada al análisis de las compañías ferroviarias europeas en trabajos recientes. Coelli y Perelman (1999) la han utilizado para calcular la eficiencia técnica del sector, mientras que Bosco (1996) la ha empleado (aunque esta vez de forma indirecta, estimando únicamente las ecuaciones de participación en costes derivadas de la dualidad entre la función de distancia y la función de costes) para obtener índices de ineficiencia asignativa entre dos factores variables (trabajo y energía), usando una muestra para cuatro países, Reino Unido, Francia, Alemania e Italia, durante el periodo 1971-1987. Finalmente, Baños-Pino *et al.* (2002) han combinado ambas investigaciones y, mediante la estimación conjunta de una función de distancia y las ecuaciones de participación correspondientes, estudian la eficiencia asignativa de RENFE durante el periodo 1955-1995. En el siguiente epígrafe, y basándonos en esta tecnología, proponemos un modelo que nos permitirá evaluar el efecto directo de la regulación sobre la tecnología productiva del sector ferroviario europeo, además de obtener distintos índices de eficiencia asignativa.

3. Modelo teórico

Bajo la hipótesis de que el grado de regulación afecta a la tecnología de los ferrocarriles, ésta se aproximará mediante una función de distancia de corto plazo que puede expresarse de la siguiente forma:

$$1 = D(y, x, R, K, T) \quad [2]$$

donde, como ya se ha explicado, la parte izquierda de la ecuación [2] indica el valor de la función en la frontera (en la isocuanta), y es el vector de productos, x es el vector de factores, R es una variable que indica el grado de regulación al que está sometida cada compañía, K es un factor cuasi-fijo vinculado con el tamaño de la red³ y T recoge el progreso técnico.

²Una demostración de estas propiedades puede encontrarse en Cornes (1992) o Färe y Primont (1995).

³El tamaño de la red se aproxima por la longitud de las líneas. Dado que los datos son anuales, se supone que en dicha unidad temporal este factor es difícilmente ajustable, por lo que se considera cuasi-fijo.

La variable de regulación adquiere una relevancia especial en este trabajo, ya que nuestra hipótesis de partida es que ésta afecta a la tecnología. Dicha variable se introduce en el modelo bajo el supuesto de que la regulación es un factor fuera del control de la compañía que le *obliga a* o le impide tomar ciertas decisiones⁴. La siguiente cuestión que se nos plantea es cuál es el efecto esperado de la regulación sobre la productividad, esto es, cuál es el signo esperado de la derivada de la función de distancia respecto a esta variable y cuál es su interpretación. Para contestar esta pregunta, vamos a explotar la dualidad entre la función de distancia orientada al input y la de costes definida por Shephard (1953, 1970). En nuestro caso concreto, y referido al corto plazo, dicha dualidad se establece entre la función de distancia orientada al *input* y la función de costes sombra como sigue:

$$D(y, x, R, K, T) = \min_{w^s} \{W^s x : C(y, W^s, R, K, T) = 1\} \quad [3]$$

$$C(y, w^s, R, K, T) = \min_x \{w^s x : D(y, x, R, K, T) = 1\} \quad [4]$$

siendo w^s el vector de precios de los factores que minimiza el coste de producir y , dados x, R, K y T ; este vector se denomina vector de precios sombra y únicamente coincidirá con el de precios de mercado (w) si la cantidad elegida de factores (x) es la óptima dados R, K y T ; $C(y, w^s, R, K, T)$ es la función de costes sombra a corto plazo, que indica el coste mínimo de producir y dados R, K y T ; $W^S = \frac{w^s}{C(y, w^s, R, K, T)}$ es el vector de precios sombra normalizado por el coste.

El Lagrangiano asociado a la ecuación [4] es:

$$L = w^s x + \lambda (1 - D(y, x, R, K, T)) \quad [5]$$

donde λ es el multiplicador de Lagrange. Por el teorema de la envolvente, se obtiene:

$$\frac{\partial C(y, w^s, R, K, T)}{\partial R} = -\lambda \frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial R} \quad [6]$$

⁴También es posible pensar que la regulación no tiene un efecto directo sobre la eficiencia, sino efectos sobre el comportamiento de las empresas que afecta en última instancia a la eficiencia. Desde este punto de vista, en el ámbito empírico existen trabajos que modelizan el comportamiento de las empresas bajo cada régimen regulatorio endogeneizando el nivel de esfuerzo (ver, por ejemplo, Gagnepain e Ivaldi, 2002 o Laffont, 1996).

Finalmente, y de acuerdo con el valor de λ obtenido en el Apéndice A1, la ecuación [6] se puede expresar como sigue:

$$\frac{\frac{\partial C(y, w^s, R, K, T)}{\partial R}}{C(y, w^s, R, K, T)} = - \frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial R} \quad [7]$$

Es decir, el valor de $\partial D(y, x, R, K, T)/\partial R$ (en términos absolutos) es igual al coste marginal (normalizado) de la regulación. Así, y dado que $C(y, w^s, R, K, T)$ es siempre positivo, si la derivada de la función de distancia con respecto a R es negativa, la ecuación [7] indicaría que existe un ahorro (aumento) en el coste propiciado por una disminución (aumento) del nivel de regulación; y viceversa si la derivada de la función de distancia con respecto a R es positiva. De esta forma, es posible calcular la tensión sobre los costes ocasionada por restricciones de políticas regulatorias.

No obstante, dado que el valor de $C(y, w^s, R, K, T)$ no es observable, no es posible calcular el coste (o ahorro) de la regulación. Para solventar este inconveniente se redefine el modelo en términos logarítmicos, de forma que la ecuación [2] se transforma en:

$$\ln 1 = \ln D(y, x, R, K, T) \quad [8]$$

Por otro lado, es conocido que:

$$\frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial R} = \frac{\partial \ln D(y, x, R, K, T)}{\partial \ln R} \frac{D}{R} \quad [9]$$

Además, por definición, la función de costes sombra normalizada es aquella que hace óptimo el coste observado en un punto de la frontera dada la cantidad de factores utilizada. Por ello, se cumple que:

$$C(y, w^s, R, K, T) = \frac{C}{D} \quad [10]$$

donde $\frac{C}{D}$ es el coste observado evaluado en un punto de la isocuanta.

Entonces, por [7], [9] y [10], finalmente obtenemos la ecuación:

$$CMgR = \frac{\partial C(y, x, R, K, T)}{\partial R} = - \frac{\partial \ln D(y, x, R, K, T)}{\partial \ln R} \frac{C}{R} \quad [11]$$

Dado que tanto C (coste variable) como R (grado de regulación) son variables observadas, la ecuación [11] nos indica cómo es posible obte-

ner el coste marginal de la regulación ($CMgR$) en términos monetarios, una vez estimada una función de distancia orientada al *input*.

3.1. El cálculo de la eficiencia asignativa

Färe y Grosskopf (1990) proponen un método para calcular la eficiencia asignativa en costes estimando una función de distancia orientada al *input*. Para ello, y en primer lugar, deducen el dual del Lema de Shephard, que en nuestro caso se puede expresar como:

$$W_i^s(y, x, R, K, T) = \frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial x_i} \quad [12]$$

donde, al igual que antes, $W_i^s(y, x, R, K, T) = \frac{w_i^s}{C(y, w^s, R, K, T)}$ es el precio (normalizado) del factor i que minimiza el coste de alcanzar el nivel de producción y , dados (x, R, K, T) . Por tanto, este precio tiene la propiedad de que, para dos factores cualesquiera (i, j) , su cociente será siempre igual a su relación marginal de sustitución técnica o cociente de productividades marginales (PMg):

$$\frac{\frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial x_i}}{\frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial x_j}} = \frac{w_i^s}{w_j^s} = \frac{PMg_i}{PMg_j} \quad [13]$$

Como es bien sabido, únicamente existirá eficiencia asignativa si dicho cociente coincide con el correspondiente a los precios de mercado. De esta forma, mediante la comparación de los precios sombra y los de mercado, será posible determinar si realmente existe este tipo de eficiencia; es decir, si la combinación empleada de factores (dados sus precios de mercado) es, o no, la que minimiza el coste de producir un determinado nivel de producto. Si ambos cocientes difieren, la asignación de recursos no es la óptima y la empresa estará sobreutilizando (infrautilizando) uno o más factores.

Para estudiar la cuantía y el sentido de tal desviación, Färe y Grosskopf (1990) introducen una corrección paramétrica (k_i) entre el precio del factor en el mercado (w_i) y su precio sombra (w_i^s):

$$w_i^s = k_i w_i \quad [14]$$

Dividiendo la expresión [14] por la correspondiente al factor j , se obtiene:

$$\frac{w_i^s}{w_j^s} = k_{ij} \frac{w_i}{w_j} \quad [15]$$

donde $k_{ij} = k_i/k_j$.

En el Gráfico 1 se puede observar de un modo sencillo la esencia de esta metodología. Suponiendo que se está produciendo la cantidad (y), y que de la relación de los precios de mercado de los factores x_1 y x_2 resulta la pendiente de la isocoste igual a w_1/w_2 , se puede observar que la combinación E es técnica y asignativamente eficiente mientras el punto R es técnica pero no asignativamente eficiente. La metodología de Färe y Grosskopf (1990) trata de obtener unos precios específicos - precios sombra- para los que la observación R sí cumpliría la condición de mínimo coste. Estos precios sombra darían lugar a una isocoste con pendiente w_1^s/w_2^s .

El valor del coeficiente k_{ij} de la ecuación [15] permite determinar no sólo si ambos cocientes de precios difieren, sino también obtener el sentido de la ineficiencia asignativa, de forma que si $k_{ij} = 1$, el factor i y el factor j se emplean en las proporciones óptimas que minimizan costes, es decir, la empresa es asignativamente eficiente. Por el contrario, si $k_{ij} > 1$, el factor i se infrutiliza con respecto al factor j y viceversa. Además, una propiedad de este método es que es posible obtener índices k_{ij} para cada observación (para cada año y compañía en el caso de un panel de datos).

4. El modelo empírico

Para llevar a la práctica la metodología propuesta en el epígrafe anterior, estimamos una función de distancia orientada al *input*. Además, para mejorar la eficiencia de la estimación, la función de distancia se ha estimado conjuntamente con las ecuaciones de participación de costes que, a partir del dual del Lema de Shephard (ver ecuación [12]), se obtienen diferenciando la función de distancia con respecto a cada factor (en términos logarítmicos). Así, para un panel de datos, el modelo empírico propuesto se puede expresar del siguiente modo:

$$\ln 1 = \ln D(y, x, R, K, T) + \varepsilon_{ct} \quad [16]$$

$$\frac{x_{ict}w_{ict}}{C_{ct}} = \frac{\partial \ln D(y, x, R, K, T)}{\partial \ln x_{ict}} + \mu_{ict} \quad [17]$$

donde x_{ict} y w_{ict} son, respectivamente, la cantidad y el precio del factor i que utiliza la compañía c en el periodo t ; C_{ct} es el coste total para la compañía c en el periodo t ; ε_{ct} y μ_{ict} son términos de perturbación aleatoria que se describen más adelante.

Para la estimación de este sistema de ecuaciones hemos elegido una forma funcional flexible, más concretamente una función translog multi-producto. De esta forma, el sistema [16]-[17] se transforma como sigue:

$$\begin{aligned}
 \ln l = & B_0 + \sum_{r=1}^m \alpha_r \ln y_{rct} + \frac{1}{2} \sum_{r=1}^m \sum_{s=1}^m \alpha_{rs} \ln y_{rct} \ln y_{sct} + \\
 & \sum_{i=1}^n \beta_i \ln x_{ict} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln x_{ict} \ln x_{jct} + \\
 & \pi_R \ln R_{ct} + \pi_{RR} \frac{1}{2} (\ln R_{ct})^2 + \sum_{i=1}^n \pi_{Ri} \ln R_{ct} \ln x_{ict} + \\
 & \sum_{r=1}^m \pi_{Rr} \ln R_{ct} \ln y_{rct} + \\
 & \xi_f \ln K_{ct} + \xi_{ff} \frac{1}{2} (\ln K_{ct})^2 + \sum_{i=1}^n \xi_{fi} \ln K_{ct} \ln x_{ict} + \\
 & \sum_{r=1}^m \xi_{fr} \ln K_{ct} \ln y_{rct} + \sum_{i=1}^n \sum_{r=1}^m \rho_{ri} \ln y_{rct} \ln x_{ict} + \\
 & \psi_t \ln T_{ct} + \psi_{tt} \frac{1}{2} (\ln T_{ct})^2 + \sum_{i=1}^n \psi_{ti} \ln T_{ct} \ln x_{ict} + \\
 & \sum_{r=1}^m \psi_{tr} \ln T_{ct} \ln y_{rct} + \\
 & \theta_{fR} \ln K_{ct} \ln R_{ct} + \theta_{tR} \ln T_{ct} \ln R_{ct} + \theta_{ft} \ln K_{ct} \ln T_{ct} + \varepsilon_{ct} \quad [18]
 \end{aligned}$$

$$\frac{x_{ict} w_{ict}}{C_{ct}} = \beta_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln x_{jct} +$$

$$\sum_{r=1}^m \rho_{ri} \ln y_{rct} + \pi_{Ri} \ln R_{ct} + \xi_{fi} \ln K_{ct} + \psi_{ti} \ln T_{ct} + \mu_{ict} \quad [19]$$

donde $y = (y_1, \dots, y_m)$ es el vector de productos, $x = (x_1, \dots, x_n)$ es el vector de factores variables, R es una variable que indica el grado de regulación, K es un factor cuasi-fijo, T es una tendencia temporal, $c = 1, \dots, C$ son las compañías ferroviarias y ε_{ht} y μ_{iht} son términos de perturbación aleatoria.

Puesto que en la ecuación [18] el valor de la función de distancia es igual a uno y está definida en términos logarítmicos, la variable dependiente será entonces igual a cero. Por tanto, para poder llevar a cabo

la estimación, se impone la condición de homogeneidad de grado uno en factores, que es una propiedad de la función de distancia y que se ha introducido restringiendo los parámetros estimados a que cumplan que:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \beta_i &= 1; \sum_{j=1}^n \beta_{ij} = 0; \sum_{i=1}^n \rho_{ri} = 0 (\forall r = 1, \dots, m); \sum_{i=1}^n \pi_{Ri} = 0; \\ \sum_{i=1}^n \xi_{fi} &= 0; \sum_{i=1}^n \psi_{ti} = 0 \end{aligned}$$

Asimismo, se ha impuesto la condición de simetría: $\beta_{ij} = \beta_{ji}$; $\alpha_{rs} = \alpha_{sr}$; $\pi_{Ri} = \pi_{iR}$; $\pi_{Rr} = \pi_{rR}$; $\xi_{fi} = \xi_{if}$; $\xi_{fr} = \xi_{rf}$; $\rho_{ri} = \rho_{ir}$; $\psi_{ti} = \psi_{it}$; $\psi_{tr} = \psi_{rt}$; $\theta_{fR} = \theta_{Rf}$; $\theta_{tR} = \theta_{Rt}$; $\theta_{ft} = \theta_{tf}$.

Las perturbaciones aleatorias asociadas al sistema merecen un comentario detallado. En primer lugar, suponemos que el error de la ecuación [18] tiene la siguiente estructura:

$$\varepsilon_{ct} = \eta_{ct} + \delta_c \quad c = 1, \dots, C; t = 1, \dots, T \quad [20]$$

donde η_{ct} es un término de perturbación aleatoria, independiente e idénticamente distribuido (iid, $D(0, \sigma^2)$); y δ_c representa los efectos individuales *específicos* asociados con cada compañía, que recogen factores no observables fuera del control de las empresas. Con ellos es posible capturar, además de la ineficiencia técnica, las diferencias inobservables e invariantes en el tiempo entre las empresas ferroviarias. Dichas divergencias pueden proceder de las características de la red resultado de las diferentes topografías y/o de la historia, desarrollo y estructura económica de cada país. Es decir, la actividad de cada compañía puede contener elementos diferenciales genuinos que condicionen la eficiencia técnica de la actividad productiva. Estos efectos individuales se incorporan a la función de distancia añadiéndole una variable binaria correspondiente a cada empresa⁵.

⁵En la literatura sobre eficiencia estos efectos son interpretados como índices de eficiencia técnica de cada compañía (Schmidt y Sickles, 1984). No obstante, hay que tener en cuenta que un problema que plantea esta interpretación es que, en la medida que aceptemos que existen características propias de cada compañía que permanecen constantes en el tiempo y no que no se han recogido explícitamente en el modelo, éstas afectarán a los índices de eficiencia técnica. Para más detalles, ver Rodríguez-Álvarez y Lovell (2004).

En cuanto al término de perturbación aleatoria de la ecuación [19], proponemos la siguiente estructura:

$$\mu_{ict} = \eta_{ict} + A_{ict} \quad c = 1, \dots, C; \quad i = 1, \dots, n. \quad [21]$$

Al igual que η_{ct} en la función de distancia, η_{ict} es un término de error que sigue una distribución de media cero. Se admite la existencia de correlación contemporánea entre los términos η de dos ecuaciones diferentes. Este supuesto es posible gracias a la estimación conjunta del sistema de ecuaciones y constituye una ventaja con respecto a la estimación de métodos uniecuacionales, ya que da cabida a factores estocásticos que en un periodo de tiempo pueden afectar a los términos de perturbación aleatoria de las distintas ecuaciones.

Por otra parte, dadas las características de empresas públicas reguladas de las compañías ferroviarias objeto de estudio, suponemos que el término de error (A_{ict}) en la ecuación [19] puede contener un elemento de ineficiencia asignativa *sistemática*. Si esto es así, su media será distinta de cero. Si llamamos a_{ic} a la media de A_{ict} para cada compañía y factor, siguiendo a Ferrier y Lovell (1990), la ecuación [19] se transforma de la siguiente forma:

$$\frac{x_{ict}w_{ict}}{C_{ct}} = (\beta_i + a_{ic}) + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln x_{jct} + \sum_{r=1}^m \rho_{ri} \ln y_{rct} + \pi_{Ri} \ln R_{ct} + \xi_{fi} \ln K_{ct} + \psi_{ti} \ln T_{ct} + (\mu_{ict} - a_{ic}) \quad [19']$$

donde el nuevo error ($\mu_{ict} - a_{ic}$) tiene ya, en cualquier caso, media cero.

5. Los datos

La información estadística se ha obtenido de la "International Railway Statistics", editada por la *Union Internationale des Chemins de Fer* (UIC) que, anualmente, publica información relativa a la actividad de las distintas empresas ferroviarias europeas. Concretamente, se han utilizado datos de 17 compañías ferroviarias, correspondientes a otros tantos países europeos, durante el periodo 1973-1990⁶.

⁶ Aunque existen datos a partir del año 1970 hemos decidido excluir estos primeros años debido a que para algunas compañías no existen o bien son muy erráticos. Además, no hemos podido utilizar periodos posteriores a 1990 ya que UIC no suministra datos de gastos de energía a partir de este año.

Todas estas empresas ofrecen servicios de transporte tanto de viajeros como de mercancías que están claramente diferenciados. Por ello, hemos considerado dos productos:

a) los servicios de transporte de viajeros (Pkm), medidos por el número de viajeros-kilómetro. Esta cifra se obtiene multiplicando el número de billetes vendidos por la distancia kilométrica de cada viaje.

b) los servicios de transporte de mercancías (Tkm), medidos por el número de toneladas-kilómetro, obtenido multiplicando el número de toneladas por la distancia media recorrida.

En cuanto a los factores, hemos incluido tres variables y uno cuasi-fijo. Comenzando por este último, hemos considerado el tamaño de la red, medido como la longitud total de líneas férreas de cada compañía (K) en kilómetros. Por su parte, los factores variables contemplados han sido el trabajo (L), medido por la plantilla media anual de cada compañía; la energía (E), considerando los consumos de carbón, diesel y energía eléctrica, homogeneizados en kilos equivalentes de petróleo (kep , donde $1 kep = 10.000 kcal.$); y el capital variable (KV) que, siguiendo a Coelli y Perelman (1999, 2000, 2001) y Kumbhakar *et al.* (2003), se ha aproximado con el material rodante (flota media anual de vagones de viajeros disponibles multiplicado por el número medio de asientos, literas y camas; y flota media anual de vagones de carga, propiedad de la compañía, multiplicada por la capacidad media en toneladas).

Por otro lado, y como ya se ha explicado en el Epígrafe 3, en esta investigación queremos contrastar si la regulación afecta a la eficiencia productiva de las compañías ferroviarias, por lo que se impone su introducción en nuestro modelo. Para llevar a cabo este objetivo, hemos elaborado un indicador que combina dos fuentes de información utilizadas en otros trabajos. Para ello, partimos del índice de regulación de Gathon y Pestieu (1995), construido mediante encuestas directas a los gerentes de las diferentes compañías ferroviarias y que incluye aspectos sobre la regulación de los recursos humanos, precios, operaciones de *marketing*, operaciones técnicas, etc. Sin embargo, tiene el inconveniente de que está referido sólo al año 1989. Al ser invariante en el tiempo, imposibilitaba su inclusión en nuestra estimación mediante técnicas de panel con efectos fijos, ya que éstos absorbían dicha variable. Por ello, lo hemos combinado con el índice de autonomía financiera (inspirado en Cantos *et al.*, 1999), calculado como el cociente

entre los costes de la empresa y los ingresos de su actividad. Dicho indicador, que sí varía en el tiempo, indica el grado de endeudamiento de la empresa y se supone que será más alto cuanto mayor haya sido el grado de regulación ya que en aquellas compañías a quienes se les impone el mantenimiento de ciertas líneas y/o se les regulan las tarifas tendrán un cociente más elevado. Para cada empresa y cada año, lo hemos combinado con el índice de Gathon y Pestieu (1995) obteniendo de ese modo un índice ponderado de regulación (R), susceptible de ser introducido en el modelo (véase Cuadro 1)⁷.

CUADRO 1
Índices de regulación

Compañía	País	Índice Gathon y Pestieu (1995)	Índice ponderado* (mínimo-máximo)
BR	Reino Unido	23.7	23-32.4
CFF	Suiza	34.0	33.5-44.1
CFL	Luxemburgo	36.5	36.9-39.4
CH	Grecia	52.7	59.7-120.5
CIE	Irlanda	41.7	41.3-59.9
CP	Portugal	36.0	34.6-56.6
DB	Alemania	39.0	43.1-47.3
DSB	Dinamarca	58.5	58.5-83.5
FS	Italia	33.0	35.0-51.1
NS	Holanda	29.7	29.4-35.4
NSB	Noruega	54.7	54.7-76.7
OBB	Austria	58.2	56.1-73.8
RENFE	España	47.7	49.7-129.9
SJ	Suecia	20.0	19.3-21.0
SNCB/NMBS	Bélgica	35.5	35.5-39.2
SNCF	Francia	30.2	31.0-35.4
VR	Finlandia	60.0	59.5-83.7

*Índice Ponderado: valores mínimos y máximos del índice Ponderado de regulación calculado para cada año como Índice de endeudamiento financiero x Índice de Gathon y Pestiau (1995).

Denominación de las compañías ferroviarias europeas

BR	British Railways
CFF	Chemins de Fer Federaux Suisses
CFL	Société Nationale des Chemins de Fer Luxembourgeois
CH	Organisme de Chemins de Fer Helleniques
CIE	Coras Iompair Eireann
CP	Caminhos de Ferro Portugueses
DB	Deutsche Bahn AG
DSB	Danske Statsbaner
FS	Ferrovie dello Stato
NS	Nederlandse Spoorwegen
NSB	Norges Statsbaner BA
OBB	Osterreichische Bundesbahnen
RENFE	Red Nacional de Ferrocarriles Españoles
SJ	Statens Järnvägar
SNCB	Société Nationale des Chemins de fer Belges
SNCF	Société Nationale des Chemins de fer Français
VR	VR-Yhtymä Oy

⁷ Además, se ha calculado el coeficiente de correlación parcial entre ambos índices. Su valor fue de 0.29 lo que indica que entre ambas variables hay una correlación positiva considerable, por lo que hemos considerado factible combinarlas.

Para llevar a cabo la estimación también son necesarios datos relativos a las participaciones de los gastos en cada factor variable (trabajo, energía y capital) sobre el coste variable total. Todas estas participaciones han sido obtenidas directamente de la base de datos suministrada por UIC.

Como es habitual en los estudios de eficiencia, hemos incluido una tendencia (T). Dicha tendencia se suele interpretar como progreso técnico (no neutral) que presumiblemente ha tenido lugar en el periodo objeto de estudio, aunque también puede recoger otros factores tecnológicos como *learning by doing*, cambios en la estructura organizativa, etc. (Andrikopoulos y Loizides, 1998).

En el Cuadro 2 se ofrecen los principales estadísticos descriptivos de todas las variables utilizadas en nuestro estudio.

CUADRO 2
Estadísticos descriptivos de los datos

Variable	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
Pkm (millones)	13585.93	18501.45	454.00	76424.10
Tkm (millones)	14179.87	16583.03	208.00	64256.00
L (trabajadores)	84236.56	98132.19	3543.00	405713.00
KV (10^3)	2420.91	3492.49	70564.90	1249390.00
E (Kep , 10^6)	132.29	161.15	0.27	614.51
K (Km)	9338.54	9643.14	270.00	36300.00
R	47.91	20.18	18.79	129.90
% gastos trabajo/costes	0.75	0.07	0.55	0.88
% gastos energía/costes	0.06	0.03	0.01	0.23
% gastos capital/costes	0.18	0.07	0.05	0.39

Nota:

Pkm : número de viajeros-kilómetro.

Tkm : número de toneladas-kilómetro.

L : plantilla media anual.

KV : material rodante.

E : consumos de carbón, diesel y energía eléctrica.

K : longitud total de líneas férreas.

R : índice ponderado de regulación.

6. Resultados empíricos

El sistema de ecuaciones [18-19'] se ha estimado por el método SURE iterativo. El Cuadro 3 muestra los resultados correspondientes al sistema de ecuaciones estimado.

Las variables se han tomado en desviaciones con respecto a sus medias (forma funcional aproximada). Así, la función estimada es una aproxi-

mación en serie de Taylor a la verdadera, pero desconocida, función de distancia en la media de los datos, y los coeficientes de primer orden se pueden interpretar como elasticidades de la frontera de distancia para la compañía promedio de la muestra.

CUADRO 3
Función de distancia estimada (período muestral 1973-1990)

Variable	Coefficiente	Estadístico <i>t</i>
<i>Ln(Tkm)</i>	-0.1191	-3.4538**
<i>Ln(Pkm)</i>	-0.0981	-2.5182**
<i>Ln(L)</i>	0.6125	14.8193**
<i>Ln(KV)</i>	0.2255	5.7764**
<i>Ln(E)</i>	0.1619	7.0771**
<i>Ln(K)</i>	-0.8691	-5.6928**
<i>Ln(T)</i>	0.0655	4.1905**
<i>Ln(R)</i>	-0.1443	-3.1081**
<i>Ln(Tkm) Ln(Tkm)</i>	-0.0266	-0.6359
<i>Ln(Pkm) Ln(Pkm)</i>	-0.0701	-0.9758
<i>Ln(L) Ln(L)</i>	0.1095	5.4978**
<i>Ln(KV) Ln(KV)</i>	0.0788	4.1524**
<i>Ln(E) Ln(E)</i>	-0.0065	-3.3787**
<i>Ln(K) Ln(K)</i>	-1.4369	-8.9943**
<i>Ln(T) Ln(T)</i>	0.2251	6.0807**
<i>Ln(Tkm) Ln(Pkm)</i>	-0.0546	-1.4724
<i>Ln(Tkm) Ln(L)</i>	0.0406	2.0772**
<i>Ln(Tkm) Ln(KV)</i>	-0.0667	-3.5652**
<i>Ln(Tkm) Ln(E)</i>	0.0261	3.0099**
<i>Ln(Tkm) Ln(K)</i>	0.0433	0.7989
<i>Ln(Tkm) Ln(T)</i>	-0.0660	-3.5039**
<i>Ln(Tkm) Ln(R)</i>	0.0778	1.2783
<i>Ln(Pkm) Ln(L)</i>	-0.0549	-2.2366**
<i>Ln(Pkm) Ln(KV)</i>	0.0288	1.1295
<i>Ln(Pkm) Ln(E)</i>	0.0261	2.5101**
<i>Ln(Pkm) Ln(K)</i>	0.1326	1.7675*
<i>Ln(Pkm) Ln(T)</i>	-0.0455	-2.6333**
<i>Ln(Pkm) Ln(R)</i>	0.2590	4.4406**
<i>Ln(L) Ln(KV)</i>	-0.0974	-5.1043**
<i>Ln(L) Ln(E)</i>	-0.0121	-2.7112**
<i>Ln(L) Ln(K)</i>	-0.0502	-1.2162
<i>Ln(L) Ln(T)</i>	-0.0134	-2.4431**
<i>Ln(L) Ln(R)</i>	0.0359	2.2066**
<i>Ln(KV) Ln(E)</i>	0.0186	5.1372**
<i>Ln(KV) Ln(K)</i>	0.0339	0.8690
<i>Ln(KV) Ln(T)</i>	0.0019	0.3461
<i>Ln(KV) Ln(R)</i>	-0.0092	-1.2160
<i>Ln(E) Ln(K)</i>	0.0163	0.6667
<i>Ln(E) Ln(T)</i>	0.0116	3.8669**
<i>Ln(E) Ln(R)</i>	-0.0267	-1.7695*
<i>Ln(K) Ln(T)</i>	0.0836	3.5983**
<i>Ln(K) Ln(R)</i>	-0.2113	-2.7773**
<i>Ln(T) Ln(R)</i>	-0.2132	-6.3487**
<i>Ln(R) Ln(R)</i>	0.2449	2.4989**

Notas:

* Estadísticamente significativo diferente de cero al 10%.

** Estadísticamente significativo diferente de cero al 5%.

Para tratar el problema de heterocedasticidad se ha utilizado la corrección de White (1980).

CUADRO 3
Estadísticos del modelo (*continuación*)

Ecuación	R ²	Error estándar de la regresión
Función de distancia	--	0.045
Ecuación de participación del trabajo	0.763	0.037
Ecuación de participación de la energía	0.662	0.018
Ecuación de participación del capital	0.745	0.036

En la media muestral se ha comprobado que la función de distancia estimada cumple las propiedades exigidas por la teoría: es decreciente en productos y no decreciente y cóncava en factores variables.

El coeficiente de la variable que indica el grado de regulación de cada compañía (R) es negativo y significativo. Por lo tanto (y según la ecuación [7]), se confirma nuestra hipótesis de partida de que el nivel de regulación afecta negativamente a la productividad de las compañías. En consecuencia, la consideración explícita de esta variable en el modelo, que diferencia esta investigación de las que hasta ahora han analizado los efectos de la regulación sobre la eficiencia de las compañías ferroviarias europeas, es imprescindible para obtener estimaciones insesgadas de la tecnología. En concreto, por la ecuación [11] se deduce que, en la media, una disminución porcentual del 1% del grado de regulación implica una reducción de los costes variables del 0.30%⁸. De acuerdo con este resultado podemos concluir, *ceteris paribus*, que son las empresas sometidas a menor regulación las más productivas, por lo que parece deducirse que un menor grado de regulación afecta positivamente a la productividad de las compañías ferroviarias europeas.

Por otro lado, el coeficiente de la variable tamaño de la red (K) tiene un signo negativo y significativo. Este resultado implica que, en la media, este factor tiene una productividad marginal negativa, quizás debido a la existencia de países con poblaciones dispersas o con poca densidad de población, lo que hace que los últimos puntos de la línea férrea sean poco productivos o deficitarios.

El coeficiente asociado con la tendencia temporal (T) nos informa de la existencia de progreso técnico en el periodo objeto de estudio. Este

⁸ Así, por ejemplo, en el caso de la compañía española RENFE, este ahorro supone para el año 1990 una cuantía de 12.767.024 euros (constantes del año 2001).

coeficiente es positivo y significativo observando, en la media muestral, un progreso técnico anual del 0.7 %.

Una vez llevada a cabo la estimación del sistema, es posible obtener los distintos índices de eficiencia asignativa mencionados en el Epígrafe 3.1. En primer lugar, los coeficientes a_{ic} se obtienen directamente del modelo estimado y se presentan en el Cuadro 4.

CUADRO 4
Coeficientes a_{ic} por compañías

Variable	Coeficiente	Estadístico t
$a_L (BR)$	0.3038	4.5533**
$a_L (CFF)$	0.1533	3.1019**
$a_L (CFL)$	0.0574	0.5089
$a_L (CH)$	0.0854	1.4822
$a_L (CIE)$	-0.0976	-1.4764
$a_L (CP)$	-0.0113	-0.2401
$a_L (DB)$	0.3046	3.8146**
$a_L (DSB)$	-0.0332	-0.6854
$a_L (FS)$	0.1806	2.6371**
$a_L (NS)$	0.0966	2.0415**
$a_L (NSB)$	0.1352	2.6284**
$a_L (OBB)$	0.1514	3.3947**
$a_L (RENFE)$	0.1139	2.0218**
$a_L (SJ)$	0.3075	4.9319**
$a_L (SNCB)$	0.1923	4.3007**
$a_L (SNCF)$	0.3321	3.8147**
$a_L (VR)$	0.0744	1.5120
$a_K (BR)$	-0.1296	-2.4946**
$a_K (CFF)$	-0.0327	-0.6594
$a_K (CFL)$	-0.1085	-1.0225
$a_K (CH)$	-0.0724	-1.2550
$a_K (CIE)$	0.0593	0.9161
$a_K (CP)$	-0.0207	-0.4336
$a_K (DB)$	-0.0597	-0.9744
$a_K (DSB)$	0.0397	0.7879
$a_K (FS)$	0.0525	0.9815
$a_K (NS)$	-0.0478	-1.0021
$a_K (NSB)$	-0.1103	-2.1667**
$a_K (OBB)$	-0.0267	-0.6585
$a_K (RENFE)$	0.0149	0.3215
$a_K (SJ)$	-0.1697	-3.0222**
$a_K (SNCB)$	-0.0685	-1.5341
$a_K (SNCF)$	-0.0541	-0.8073
$a_K (VR)$	0.0050	0.1043
$a_E (BR)$	-0.1741	-4.0913**
$a_E (CFF)$	-0.1205	-4.7732**
$a_E (CFL)$	0.0511	1.1121
$a_E (CH)$	-0.0131	-0.9237
$a_E (CIE)$	0.0383	2.8651**
$a_E (CP)$	0.0321	1.7120*
$a_E (DB)$	-0.2449	-4.6124**
$a_E (DSB)$	-0.0065	-0.3409
$a_E (FS)$	-0.2332	-5.4564**
$a_E (NS)$	-0.0487	-2.2238**
$a_E (NSB)$	-0.0248	-1.0914
$a_E (OBB)$	-0.1246	-4.4910**
$a_E (RENFE)$	-0.1288	-3.3975**
$a_E (SJ)$	-0.1378	-3.8223**
$a_E (SNCB)$	-0.1238	-5.3707**
$a_E (SNCF)$	-0.2779	-4.9571**
$a_E (VR)$	-0.0794	-3.0387**

Notas:

* Estadísticamente significativo diferente de cero al 10%. ** Estadísticamente significativo diferente de cero al 5%.

Como ya se ha explicado, los parámetros a_{Lc} , a_{Kc} , a_{Ec} indican, en la media, la *ineficiencia asignativa sistemática* debida a la utilización del factor correspondiente en una proporción errónea. En términos generales, de los resultados se deduce que, para las compañías en que estos índices son significativamente diferentes de cero, en once países se sobreutiliza el factor trabajo (Reino Unido, Suiza, Alemania, Italia, Holanda, Noruega, Austria, España, Suecia, Bélgica y Francia), en tres se infrautiliza el capital (Reino Unido, Noruega, y Suecia) y, en casi todos, excepto en Irlanda y Portugal, se infrautiliza la energía.

No obstante, los coeficientes a_{ic} anteriores sólo aportan información de la ineficiencia asignativa de cada compañía *en la media* del periodo muestral. Afortunadamente, una vez estimada la función de distancia, es posible calcular, *para cada empresa y para cada año*, los coeficientes de proporcionalidad (k_{ij}), que permiten analizar la ineficiencia asignativa entre cada par de factores. Como hemos visto en el Epígrafe 3.1., reflejan dicha ineficiencia a través de la discrepancia entre el cociente de los precios de mercado y los precios sombra a los que realmente se estaría minimizando costes con la combinación de factores elegida por la empresa.

Así, aplicando los parámetros estimados en [18] a las ecuaciones [13] y [15], se derivan dichos índices de acuerdo con la ecuación [22] donde, como puede observarse, nuestro modelo introduce la posibilidad de que los coeficientes k_{ij} dependan del grado de regulación del que gozan las compañías:

$$k_{ij} = \frac{w_{jct}x_{jct} \left[\frac{\hat{\beta}_i + \sum_{j=1}^n \hat{\beta}_{ij} \ln x_{jct} + \sum_{r=1}^m \hat{\rho}_{ri} \ln y_{rct} + \hat{\pi}_{Ri} \ln R_{ct} + \hat{\xi}_{fi} \ln K_{ct} + \hat{\psi}_{ti} \ln T_{ct}}{\hat{\pi}_{Rj} \ln R_{ct} + \hat{\xi}_{fj} \ln K_{ct} + \hat{\psi}_{tj} \ln T_{ct}} \right]}{w_{ict}x_{ict} \left[\frac{\hat{\beta}_j + \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_{ij} \ln x_{ict} + \sum_{r=1}^m \hat{\rho}_{rj} \ln y_{rct} + \hat{\pi}_{Rj} \ln R_{ct} + \hat{\xi}_{fj} \ln K_{ct} + \hat{\psi}_{tj} \ln T_{ct}}{\hat{\pi}_{Rj} \ln R_{ct} + \hat{\xi}_{fj} \ln K_{ct} + \hat{\psi}_{tj} \ln T_{ct}} \right]} \quad [22]$$

En el Cuadro 5 se desglosan los coeficientes k_{ij} medios para cada compañía.

Conviene recordar que valores de k_{ij} mayores que uno indicaban que el factor i estaba siendo infrautilizado con respecto al factor j y viceversa. En consecuencia, y en cuanto a las combinaciones capital-trabajo, los coeficientes k_{kl} son casi todos mayores que 1, lo que indica sobreutilización del trabajo sobre el capital, aunque esta relación únicamente es significativa para cuatro compañías (Reino Unido, Noruega, Suecia y Bélgica). En segundo lugar, el capital se sobreutiliza respecto a la

energía en todos los países, donde el coeficiente k_{ke} ha resultado significativamente diferente de uno (excepto Portugal). Del mismo modo, la sobreutilización del trabajo sobre la energía es clara en la mayoría de los países excepto en dos casos (Irlanda y Portugal)⁹.

CUADRO 5
Coeficientes k_{ij} medios por compañías

Compañía	País	k_{kl}	k_{ke}	k_{le}
BR	Reino Unido	3.66**	0.69	0.19**
CFE	Suiza	1.45	0.29**	0.20**
CFL	Luxemburgo	2.14		
CH	Grecia	2.19	1.95	0.87**
CIE	Irlanda	0.54	1.18	2.22**
CP	Portugal	1.14	1.48*	1.34**
DB	Alemania	2.23	0.25**	0.11**
DSB	Dinamarca	0.91	1.01	1.05
FS	Italia	1.17	0.06**	0.05**
NS	Holanda	1.40	0.73	0.52**
NSB	Noruega	3.16*	1.96	0.66*
OBB	Austria	1.51	0.35**	0.23**
RENFE	España	1.27	0.41**	0.33**
SJ	Suecia	4.32**	0.85	0.19**
SNCB/NMBS	Bélgica	1.84*	0.39**	0.21**
SNCF	Francia	2.30	0.16**	0.07**
VR	Finlandia	1.17	0.55**	0.46**

Notas:

* Estadísticamente significativo diferente de uno al 10%

** Estadísticamente significativo diferente de uno al 5%

La significatividad estadística de los coeficientes k_{ij} se ha analizado mediante el Test de Wald.

Además, en el Gráfico 2 hemos representado los índices de eficiencia asignativa (k_{ij}) para cada compañía siguiendo su evolución temporal. En general, es difícil apreciar una clara tendencia general. Cabe destacar quizás algunos casos como Reino Unido, Noruega, España, Francia y Finlandia donde parece apreciarse ciertas mejoras (principalmente respecto a la combinación trabajo-capital) después de las reformas aplicadas a partir de los años 80 por los gobiernos para controlar el gasto (consistentes en reformas estructurales como la sustitución de máquinas diesel por eléctricas; despido de trabajadores y/o cierre de líneas).

⁹ La sobreutilización de la energía respecto a los demás factores en Portugal puede ser debido a los bajos niveles de electrificación, ya que el material rodante se compone sobre todo de trenes diesel de baja potencia (para más detalles ver Christopoulos *et al.* 2001).

GRÁFICO 2
Evolución temporal de los coeficientes k_{ij} por países

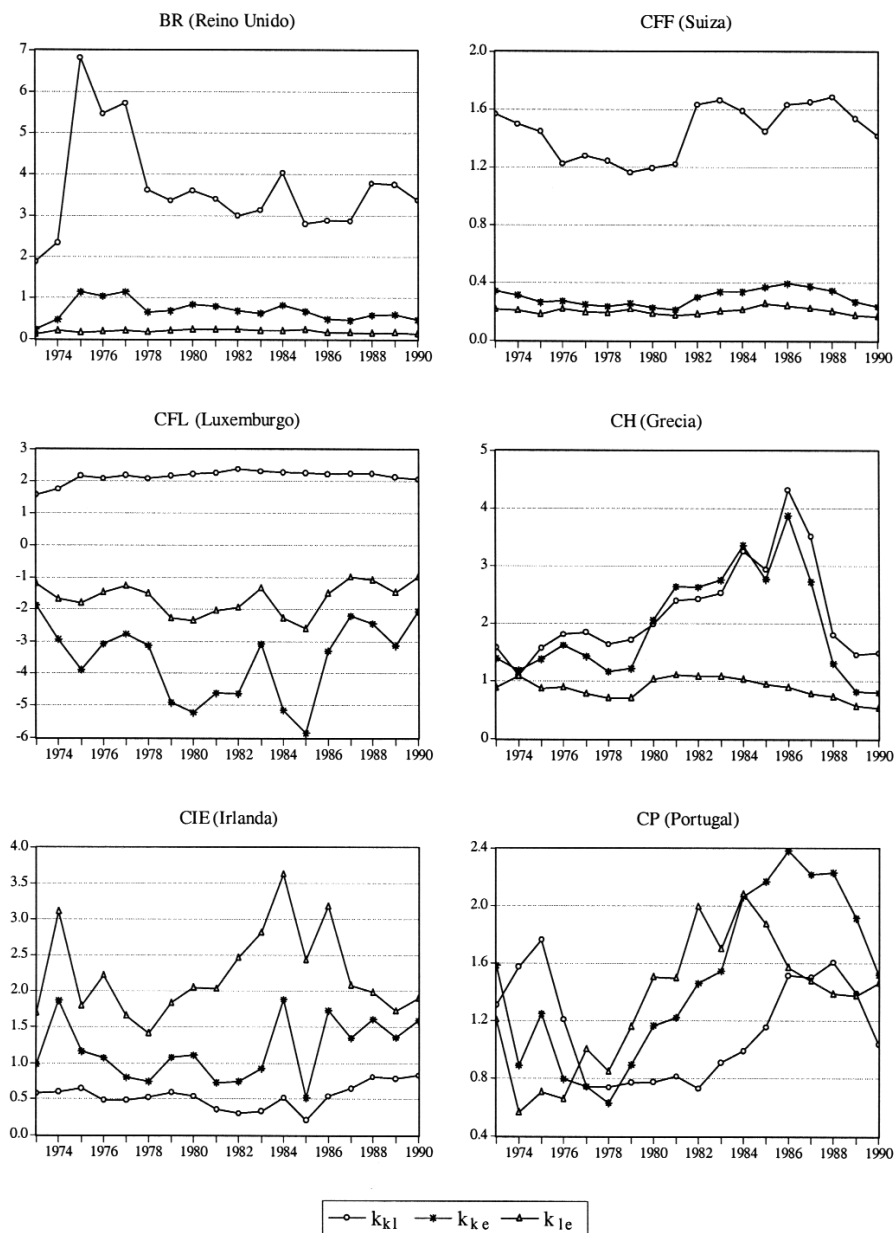


GRÁFICO 2
Evolución temporal de los coeficientes k_{ij} por países (continuación)

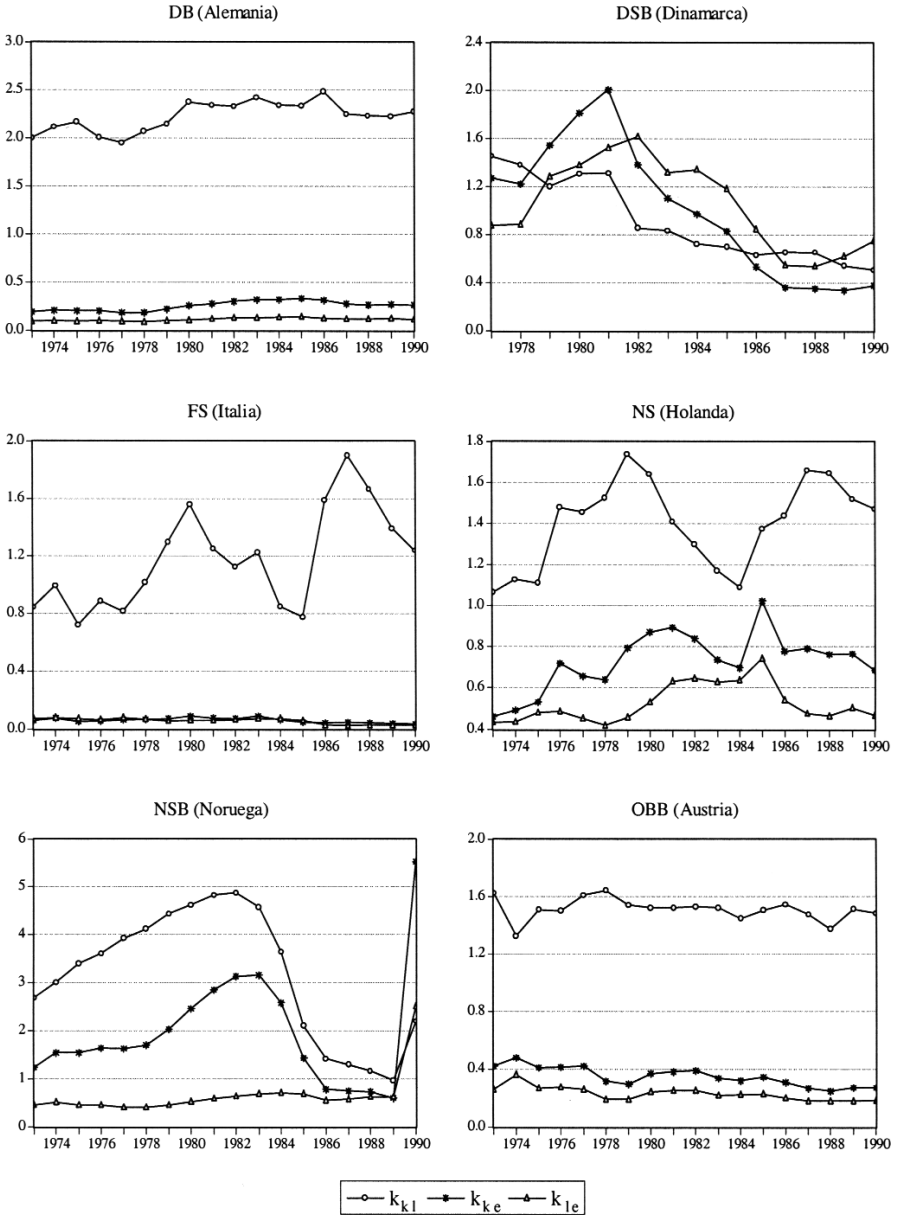
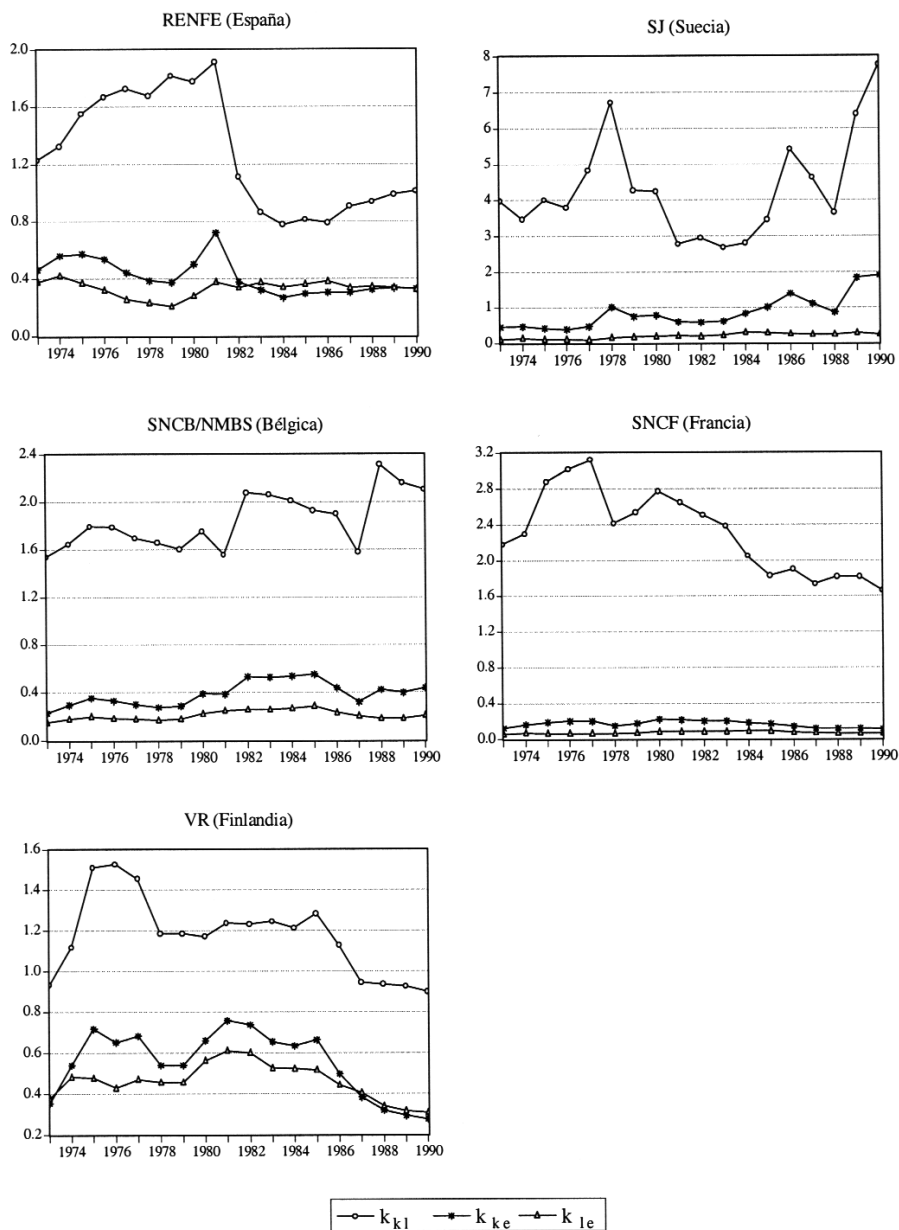
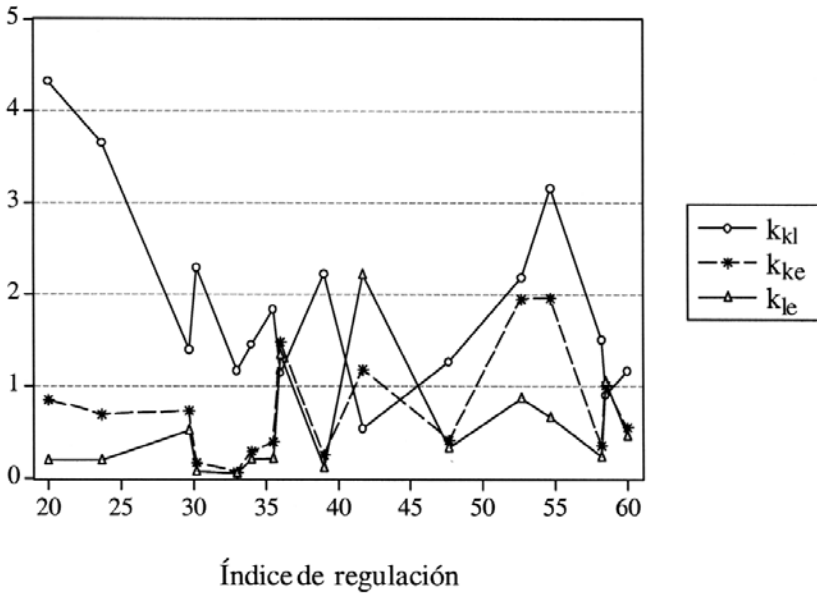


GRÁFICO 2
Evolución temporal de los coeficientes k_{ij} por países (continuación)



Por otra parte, para analizar en qué medida la ineficiencia asignativa está influida por la regulación a la que está sometida el sector ferroviario, en el Gráfico 3 hemos relacionado el índice de regulación ponderado con los índices de eficiencia asignativa (k_{ij}) obtenidos.

GRÁFICO 3
Relación de los coeficientes k_{ij} con el índice de regulación ponderado



En el eje de abscisas del Gráfico 3 se mide, en orden ascendente, el grado de regulación asociado con las distintas compañías. En el eje de ordenadas se representan los valores de los coeficientes k_{ij} . Del análisis de este gráfico tampoco parece deducirse ninguna relación clara entre eficiencia asignativa y regulación. En este sentido, tanto los países que disfrutaban de más autonomía (Suecia, Reino Unido, Holanda) como aquellos sometidos a mayor regulación (por ejemplo, Dinamarca) presentan índices alejados del nivel eficiente.

En resumen, hemos observado que, si bien en algunos casos, parece intuirse mejoras en el grado de eficiencia asignativa de las empresas ante las medidas conducentes a controlar y reducir el gasto de producción, no se observa ninguna relación clara entre los niveles de autonomía que disfrutaban las empresas y los índices de eficiencia asignativa.

7. Conclusiones

En esta investigación se analiza, teórica y empíricamente, en qué medida el marco regulador en el que actúan las compañías ferroviarias europeas puede afectar a su eficiencia productiva. La hipótesis a contrastar es que, si la regulación influye en la producción de servicios de transporte ferroviario, la tecnología estará afectada por ella. A diferencia de otros estudios previos que han calculado los efectos de la regulación sobre la eficiencia productiva de los ferrocarriles utilizando un análisis de segunda etapa, en esta investigación se ha presentado un modelo teórico que introduce y contrasta este efecto directamente en la tecnología, lo que resalta la novedad y el interés de la investigación. Ello ha permitido, en primer lugar, conocer el coste marginal de la regulación y su incidencia, por tanto, en la productividad de las compañías. Adicionalmente, nos ha provisto del entramado teórico adecuado para estudiar, consistentemente, los índices de eficiencia asignativa, su evolución temporal y su relación con el grado de regulación.

Para todo ello, se aplica una metodología relativamente reciente en el campo de la eficiencia, en general, y en el campo de las empresas reguladas, en particular: la función de distancia orientada al *input*. Frente a otros enfoques más tradicionales, basados en las funciones de producción o de costes, la función de distancia tiene, entre otras, las ventajas de permitir tecnologías multiproducto y de no imponer una conducta minimizadora de costes, lo que puede ser especialmente relevante cuando, como sucede con los ferrocarriles europeos, nos enfrentamos con empresas multiproducto y reguladas.

El modelo empírico, basado en la estimación de dicha función de distancia, acompañada por las ecuaciones de participación en costes, ha sido aplicado a un panel de datos correspondiente a diecisiete compañías de ferrocarril europeas observadas durante el periodo 1973-1990. Los principales resultados obtenidos nos indican que la regulación incrementa significativamente los costes de las empresas ferroviarias europeas. Además, analizando su efecto sobre la eficiencia asignativa, no se observa una relación clara, salvo quizás una tímida mejora de este tipo de eficiencia ante las medidas de control y reducción del gasto aplicadas en las compañías ferroviarias a partir de los años 80.

Apéndice A1. El valor del parámetro λ

Para indagar en el valor de λ , partimos de las condiciones de primer orden de mínimo asociadas a [5]:

$$\frac{\partial L}{\partial x} = w^s - \lambda \frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial x} = 0 \quad [\text{A1.1}]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = 1 - D(y, x, R, K, T) = 0 \quad [\text{A1.2}]$$

Multiplicando la ecuación [A1.1] por x obtenemos:

$$w^s x - \lambda \frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial x} x = 0 \quad [\text{A1.3}]$$

Dado que D es homogénea de grado uno en x , por el teorema de Euler y por [A1.2]:

$$\frac{\partial D(y, x, R, K, T)}{\partial x} x = D(y, x, R, K, T) = 1 \quad [\text{A1.4}]$$

Además, teniendo en cuenta que w^s es el vector de precios sombra que hace mínimo el coste dados (x, R, K, T) entonces, despejando λ en [A1.3] obtenemos que:

$$\lambda = w^s x = C(y, w^s, R, K, T) \quad [\text{A1.5}]$$

Referencias

- Andrikopoulos, A. y J. Loizides (1998): "Cost structure and productivity growth in European railway systems", *Applied Economics* 30, pp. 1625-1639.
- Baños-Pino, J., V. Fernández-Blanco y A. Rodríguez-Álvarez (2002): "The allocative efficiency measure by means of a distance function: the case of Spanish public railways", *European Journal of Operational Research* 137, pp. 191-205.
- Bauer, P. W. (1990): "Recent developments in the econometric estimation of frontiers", *Journal of Econometrics* 46, pp. 39-56.
- Bosco, B. (1996): "Excess-input expenditure estimated by means of an input distance function: the case of public railways", *Applied Economics* 28, pp. 491-497.
- Brown, R., D. Caves y L. Christensen (1980): "Modelling the structure of cost and production for multiproduct firms", *Southern Economic Journal* 46, pp. 256-273.

- Cantos, P., J. M. Pastor y L. Serrano (2002): "Cost and revenue inefficiencies in the European railways", *International Journal of Transport Economics* 29, pp. 279-308.
- Cantos, P., J. M. Pastor y L. Serrano (1999): "Productivity, efficiency and technical change in the European railways: a non-parametric approach", *Transportation* 26, pp. 337-359.
- Cantos, P. y J. Maudos (2001): "Regulation and efficiency: the case of European railways", *Transportation Research, Part A* 35, pp. 459-472.
- Christopoulos, D., J. Loizides y E. G. Tsionas (2001): "Efficiency in European railways: not as inefficient as one might think", *Journal of Applied Economics* 4, pp. 63-88.
- Coelli, T. y S. Perelman (1999): "A comparison of parametric and non-parametric distance functions: with application to European railways", *European Journal of Operational Research* 117, pp. 326-339.
- Coelli, T. y S. Perelman (2000): "Technical efficiency of European railways: a distance function approach", *Applied Economics* 32, pp. 1967-1976.
- Coelli, T. y S. Perelman (2001), *Medición de la eficiencia técnica en contextos multiproducto*, en Álvarez Pinilla, A. (coord), *La medición de la eficiencia y la productividad*, Ediciones Pirámide, Madrid, pp. 113-135.
- Cornes, R. (1992), *Duality and Modern Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Färe, R. y S. Grosskopf (1990): "A distance function approach to price efficiency", *Journal of Public Economics* 43, pp. 123-126.
- Färe, R. y D. Primont (1995), *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications*, Kluwer Academic Publishers, Norwell, Massachusetts.
- Farrell, M. J. (1957): "The measurement of productive efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, General 120, pp. 253-281.
- Ferrier, G. y C. A. K. Lovell (1990): "Measuring cost efficiency in banking: econometric and linear programming evidence", *Journal of Econometrics* 46, pp. 229-245.
- Friedlaender, A. F., E. R. Berndt, J. Shaw-Er Wang Chiang, M. Showlater y CH. A. Velluro (1993): "Rail cost and capital adjustments in a quasi-regulated environment", *Journal of Transport Economics and Policy* 27, pp. 131-152.
- Gagnepain, P. y M. Ivaldi (2002): "Incentive regulatory policies: the case of public transit systems in France", *The Rand Journal of Economics* 33, pp. 605-629.
- Gathon, H-J. y P. Pestieau (1995): "Decomposing efficiency into its managerial and its regulatory components: the case of European railways", *European Journal of Operational Research* 80, pp. 500-507.
- Kumbhakar, S., L. Orea, A. Rodríguez y M. Tsionas (2003): "Estimation of a mixture of efficiency indices", *Efficiency Series Paper* 08/2003, Departamento de Economía, Universidad de Oviedo.
- Laffont, J. J. (1996): "Industrial policy and politics", *International Journal of Industrial Organization* 13, pp. 1-27.

- Perelman, S. y P. Pestieau (1988): "Technical performance in public enterprises: a comparative study of railways and postal services", *European Economic Review* 32, pp. 432-441.
- Rodríguez-Álvarez, A. y C. A. K. Lovell (2004): "Excess capacity and expense preference behavior in national health systems: an application to Spanish public hospitals", *Health Economics* 13, pp. 157-169.
- Schmidt, P. y R. C. Sickles (1984): "Production frontiers and panel data", *Journal of Business and Economics Statistics* 2, pp. 367-374.
- Shephard, R. W. (1953), *Cost and Production Functions*, Princeton University Press, Princeton.
- Shephard, R. W. (1970), *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton University Press, Princeton.
- Union Internationale des Chemins de Fer (2001), *International Railway Statistics. 1970-1999*, UIC, Paris.
- White, H. (1980): "A heterokedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heterokedasticity", *Econometrica* 48, pp. 721-746.

Abstract

This investigation offers a first theoretical and empirical study which analyses the effect of the regulation on the productivity in European railways. To do this, we have estimated a system based in the duality theory of the distance functions, using a panel data with 17 European railways. We have calculated the marginal cost of the regulation and, from the results, we can deduce that the technology is sensitive to the regulating framework in which they perform their activity. Moreover, we have calculated and analysed temporally the allocative inefficiency.

Keywords: duality, distance functions, shadow prices.

*Recepción del original, abril de 2002
Versión final, julio de 2004*