

## EL TRANSPORTE PÚBLICO URBANO EN ESPAÑA: COMPORTAMIENTO DE LOS COSTES Y REGULACION DE LA INDUSTRIA

Ginés de RUS\*

*Universidad de La Laguna  
Universidad de Leeds*

*En este trabajo se analiza el comportamiento de los costes del transporte público urbano en España. Se estiman funciones de costes generalizadas contrastándose hipótesis relevantes en relación a diferentes tecnologías subyacentes a posibles funciones de producción para la industria. A partir de las ecuaciones estimadas se examina la naturaleza de las economías de escala en la provisión de este servicio, se obtienen elasticidades parciales de sustitución y de demanda de inputs. Con información estadística y contable complementaria se comparan los costes de las empresas privadas y municipales.*

### 1. Introducción

El transporte público de viajeros en España está sometido a un elevado grado de intervención pública. En las ciudades españolas que tienen esta modalidad de transporte, una empresa (pública o privada) explota en régimen de monopolio los servicios de transporte colectivo. Las tarifas se fijan administrativamente y la autoridad local financia con fondos públicos la diferencia entre los ingresos y los costes de provisión del servicio.

En este trabajo se estiman funciones de costes para el transporte público urbano español a partir de los datos suministrados por 43 compañías de autobuses. La forma funcional utilizada es la translog, que no impone restricciones *a priori*, y permite contrastar las hipótesis de homoteticidad, elasticidad de sustitución unitaria y separabilidad lineal en los *inputs*. Se han utilizado dos medidas de *output* alternativas: viajeros transportados y kilómetros recorridos por los vehículos (vehículos-km); y tres *inputs*: trabajo, vehículos y carburante.

Cuando se incluye en la función de producción de la industria el tiempo del usuario como *input* (Mohring, 1972) se obtienen economías de escala, que están motivadas por la reducción de los tiempos de espera resultante del aumento de frecuencias. Este estudio se ocupa solo de la vertiente del productor y sus resultados deben ser interpretados de acuerdo con esta aproximación.

\* Este trabajo, presentado como ponencia en las IV Jornadas de Economía Industrial, ha sido dirigido por los profesores K. M. Gwilliam y P. J. Mackie (Institute for Transport Studies, Universidad de Leeds). Agradezco al profesor Jaume García (Universidad Autónoma de Barcelona) sus valiosos comentarios y sugerencias. La versión final del artículo se ha beneficiado de los comentarios de un evaluador anónimo.

A partir de las funciones de costes estimadas, se examina la naturaleza de las economías de escala en la provisión de servicios de transporte público en España. Con los indicadores de resultados obtenidos a partir de la información estadística y contable facilitada por las empresas, se completa el análisis del comportamiento de los costes en la industria y se hace una interpretación de las diferencias observadas entre las empresas privadas y municipales, sugiriéndose la generalización del sistema de concesión en la explotación de estos servicios.

## 2. El modelo

La provisión de servicios de transporte público urbano es una actividad multi-producto, por lo que el análisis económico de esta industria debería considerar un vector de productos y su relación con el conjunto de *inputs* relevante. La disponibilidad de datos obliga a la agregación y conduce a una aproximación más limitada consistente en una función de producción con producto único (vehículos-km, viajeros-km, viajeros transportados...) y con dos, tres o cuatro factores, dependiendo de la información existente (Berechman, 1983; Berechman y Guliano, 1984; Button y O'Donnell, 1985).

Considerando la producción de un flujo de servicios de transporte con tres *inputs*: vehículos, trabajo y carburante, la función implícita [1] representa una superficie de transformación de combinaciones eficientes de los tres factores de producción para obtener el producto.

$$\mu(Q, K, L, F) \quad [1]$$

Si  $\mu$  es una función de producción bien comportada, siguiendo el teorema de la dualidad (Shephard, 1953) existe una función de costes:

$$C = \phi(Q, m, w, f) \quad [2]$$

donde  $m$ ,  $w$ , y  $f$  son los precios de los *inputs* correspondientes  $K$ ,  $L$ , y  $F$ . Se trabaja bajo el supuesto de la determinación exógena de los precios de los factores de producción y que el coste para cada nivel de servicio es el mínimo posible con la tecnología existente.

En la estimación de funciones de costes para el transporte público urbano se han empleado diversas formas para [2]. (Véase Berechman y Guliano, 1985 para un examen de los intentos realizados). Distintas formas funcionales tienen diferentes supuestos implícitos con relación a la función de producción correspondiente. Si se utiliza una función del tipo lineal logarítmico, estamos empleando una función de producción Cobb-Douglas:

$$C(Q, m, w, f) = A Q^{\alpha} m^{\beta_1} w^{\beta_2} f^{\beta_3} \quad [3]$$

tomando en [3] logaritmos naturales:

$$\ln C(Q, m, w, f) = \ln A + \alpha \ln Q + \beta_1 \ln m + \beta_2 \ln w + \beta_3 \ln f \quad [4]$$

La función [4] supone: homoteticidad, separabilidad lineal en los *inputs* y elasticidad de sustitución unitaria. La homogeneidad de grado uno en los precios  $\left(\sum_i \beta_i = 1\right)$  es una restricción externa adicional.

La ecuación [4] permite la estimación estadística inmediata de la función de costes si se dispone de información sobre los precios de los *inputs* y los niveles de producción para un conjunto de observaciones adecuado.

El problema teórico que plantea la elección de la función [4] radica en la aceptación *a priori* del conjunto de restricciones enumeradas, en vez de la comprobación *a posteriori* de su significación estadística con relación a una ecuación no restringida que admita otras posibilidades.

Una función de costes más flexible es la trascendental logarítmica (translog). Esta forma funcional no impone la homoteticidad, la elasticidad de sustitución unitaria o la separabilidad lineal de los *inputs*. La homogeneidad de grado uno en los precios es una restricción impuesta; de igual manera, el comportamiento minimizador de costes por parte de la empresa. La función de costes translog es una aproximación de segundo orden a una función de costes arbitraria bien comportada (Christensen, Jorgenson y Lau, 1973). La dualidad no es aplicable al caso de la función de costes translog. Como Burgess (1977) ha mostrado, los resultados de la función de producción no tienen por qué coincidir con los de la función de costes.

El modelo de costes translog que se ha empleado en la estimación de funciones de costes para el transporte público en España es el siguiente:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q + \frac{1}{2} \alpha_{QQ} (\ln Q)^2 \\ & + \beta_L \ln w + \beta_K \ln m + \beta_F \ln f \\ & + \frac{1}{2} \gamma_{LL} (\ln w)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{KK} (\ln m)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{FF} (\ln f)^2 \\ & + \delta_{LK} (\ln w)(\ln m) + \delta_{LF} (\ln w)(\ln f) + \delta_{KF} (\ln m)(\ln f) \\ & + \rho_{LQ} (\ln w)(\ln Q) + \rho_{KQ} (\ln m)(\ln Q) + \rho_{FQ} (\ln f)(\ln Q) \quad [5] \end{aligned}$$

Las restricciones impuestas, sometidas al contraste de hipótesis, para garantizar la homogeneidad de grado uno en los precios son:

$$\begin{aligned} \beta_L + \beta_K + \beta_F &= 1 \\ \rho_{LQ} + \rho_{KQ} + \rho_{FQ} &= 0 \end{aligned}$$

$$\gamma_{LL} + \delta_{LF} + \delta_{LK} = 0 \quad [6]$$

$$\gamma_{KK} + \delta_{LK} + \delta_{KF} = 0$$

$$\gamma_{FF} + \delta_{LF} + \delta_{KF} = 0$$

Las derivadas parciales de la función de costes con respecto a los precios de los *inputs* son iguales a las cantidades de factores, que minimizan los costes, requeridas para obtener el nivel deseado de *output*. Las ecuaciones de fracción del gasto pueden obtenerse por consiguiente diferenciando [5] con relación a  $m$ ,  $w$  y  $f$ :

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \frac{\partial C}{\partial P_i} \frac{P_i}{C} = \frac{X_i P_i}{C} = S_i \quad [7]$$

donde  $C$  es el coste total,  $S_i$  la ecuación de fracción del gasto correspondiente,  $X_i$  la cantidad de factor, y  $P_i$  el precio de los *inputs* ( $P_i$ :  $m$ ,  $w$ ,  $f$ ).

$$S_L = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w} = \beta_L + \gamma_{LL} \ln w + \delta_{LK} \ln m + \delta_{LF} \ln f + \rho_{LQ} \ln Q$$

$$S_K = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln m} = \beta_K + \gamma_{KK} \ln m + \delta_{LK} \ln w + \delta_{KF} \ln f + \rho_{KQ} \ln Q \quad [8]$$

$$S_F = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln f} = \beta_F + \gamma_{FF} \ln f + \delta_{LF} \ln w + \delta_{KF} \ln m + \rho_{FQ} \ln Q$$

Con las restricciones introducidas [6] hay que estimar 10 coeficientes. La estimación conjunta de la ecuación de costes [5] y las ecuaciones de fracción del gasto [8] tiene la ventaja de aumentar los grados de libertad sin elevar el número de coeficientes a estimar. En la estimación conjunta del sistema de ecuaciones hay que eliminar una de las ecuaciones de fracción del gasto. Los estimadores maximoverosímiles no se ven afectados por la elección de qué ecuación se elimina. (Barten, 1969).

A partir de la ecuación [5] puede examinarse el comportamiento de los costes cuando cambia el nivel de producción, contrastando el tipo de economías de escala que presenta la industria. La elasticidad de los costes con respecto al *output* es:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \frac{Q}{C} \frac{\partial C}{\partial Q} \quad [9]$$

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \alpha_Q + \alpha_{QQ} \ln Q + \rho_{LQ} \ln w + \rho_{KQ} \ln m + \rho_{FQ} \ln f \quad [10]$$

A partir de [9] las economías de escala crecientes pueden expresarse como:

$$S = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} \quad [11]$$

La expresión [11] sería mayor, igual o menor que cero, con rendimientos de escala crecientes, constantes o decrecientes. La expresión [10] muestra que el valor de  $S$  puede ser variable con el volumen de  $Q$ .

Con los coeficientes estimados se han calculado las elasticidades parciales de sustitución de Allen entre factores (Uzawa, 1962).

$$\sigma_{ij} = C^* \left( \frac{\partial^2 C^*}{\partial P_i \partial P_j} \right) / \left( \frac{\partial C^*}{\partial P_i} \frac{\partial C^*}{\partial P_j} \right) \quad [12]$$

donde  $C^*$  es la función de costes estimada.

Para la función translog:

$$\sigma_{ij} = (\delta_{ij} + S_i S_j) / S_i S_j \quad i \neq j \quad [13]$$

Una vez obtenidos los valores de [13] pueden calcularse las elasticidades demanda-precio para los factores de producción:

$$E_{ij} = S_j \sigma_{ij} \quad \begin{array}{l} \text{para } i = j \text{ o } i \neq j \\ E_{ij} \neq E_{ji} \end{array} \quad [14]$$

### 3. Datos

En el año 1986 había aproximadamente 160 ciudades españolas con servicios de transporte colectivo de superficie. En 21 ciudades operaban empresas municipales y en 3 ciudades, empresas con algún tipo de gestión directa de los trabajadores. Aunque la mayoría de las compañías son privadas, las principales ciudades españolas tienen, salvo excepciones, sus servicios de transporte público atendidos por empresas municipales.

Se envió cuestionario a las empresas y a las Concejalías de Tráfico y Transporte. El estudio se ha realizado con 43 ciudades, siendo las razones principales de exclusión de operadores con cuestionario remitido las siguientes:

- a) Algunas compañías son básicamente interurbanas y ofrecen servicios de transporte urbano como actividad secundaria.
- b) Hay pueblos con servicios de transporte urbano ofrecido por empresas discrecionales; generalmente, una o dos líneas de poca importancia para el conjunto de la explotación.
- c) Algunos cuestionarios resultaron inconsistentes al cruzar las variables.

El conjunto de datos para las 43 empresas incluye información estadística y contable para los años 1984 y 1985, correspondientes a 21 empresas privadas, 19 municipales, 2 sociedades anónimas laborales y una cooperativa. La media de vehículos por empresa en la industria es de 133 autobuses, con flota mínima de 2 vehículos y máxima de 1790. Madrid y Barcelona son las ciudades con

mayor número de vehículos (1790 y 1036 autobuses respectivamente), la tercera es Valencia con 317. La condición de homogeneidad en el *output*, requerida en el análisis estadístico de corte transversal, se incumple con facilidad en la provisión de servicios de transporte en ciudades con diferencias en su configuración urbana, características de la red de transporte, etc. Para paliar las consecuencias negativas de este hecho, se han estimado funciones de costes con el conjunto de datos completo y posteriormente excluyendo Madrid y Barcelona, omitiéndose en el análisis de estadística descriptiva estas dos ciudades. El cuadro 1 sintetiza información de interés sobre la estructura de la industria, distinguiéndose por tipo de propiedad (privada o municipal).

CUADRO 1  
Transporte público urbano en España:  
Algunos datos sobre la estructura de la industria (1985)

	Total muestra	Privadas	Municipales
Trabajadores por empresa	212 (260)	156 (235)	293 (293)
% en carretera*	78,9 (6,6)	81,3 (5,6)	76,4 (6,7)
% en administración	8,1 (4,6)	8,3 (4,5)	7,9 (5,1)
% en talleres	13 (7)	10,4 (6,2)	15,7 (6,9)
Flota de autobuses	71 (77)	52 (65)	97 (91)
Vehículos-km (miles)	3.497 (3.999)	2.672 (3.859)	4.736 (4.300)
Vehículos-hora (miles)	267 (299)	209 (287)	351 (327)
Coefficiente de intensidad de las horas punta**	1,13 (0,18)	1,13 (0,21)	1,13 (0,15)
Viajeros transportados (miles)	17.730 (28.764)	12.359 (19.291)	25.369 (24.628)
Viajeros (% ) utilizando bono-bus	27 (23,3)	15,1 (16,1)	40,7 (22,9)

\* Conductores, cobradores, conductores-perceptores, control de tráfico e inspectores.

\*\* Número de vehículos en servicio durante las horas punta dividido por el número de vehículos en servicio en las horas valle.  
(desviaciones estándar entre paréntesis).

El transporte público es una industria multiproducto; puede hablarse de tantos productos como orígenes-destinos posibles en la red, distinguiendo por horas del día. La disponibilidad de datos obliga a la agregación y la elección se realiza entre dos medidas del *output*: el kilómetro recorrido por el vehículo (vehículo-

km) y el viajero transportado, al no disponerse en el caso español de información sobre los kilómetros recorridos por los viajeros (viajeros-km transportados) debido al uso generalizado de tarifas únicas en las áreas urbanas, que no incorporan la longitud del trayecto recorrido.

La primera dificultad que se deriva de la utilización de una variable que aproxima una amplia gama de productos agregados consiste en la heterogeneidad existente entre las diferentes empresas que componen la muestra. Un mismo flujo de viajeros, por ejemplo, en dos empresas, pueden tener diferentes trayectos medios, proporciones variables de utilización en horas punta, dependiendo del tipo de ciudad, etc.

La elección entre los vehículos-km o los viajeros transportados como expresión del *output* agregado en un análisis estadístico de corte transversal no está exenta de dificultad. El vehículo-km es una medida de la capacidad ofrecida y el viajero transportado refleja la utilización de esa capacidad (Berechman y Giuliano, 1985). El vehículo-km guarda una relación más estrecha con los factores de producción (trabajo, vehículos y carburante), con lo que cabe esperar mejores resultados en la estimación estadística de la función de costes, mientras que con los viajeros transportados surge el problema de comparar niveles de *output* obtenidos en condiciones de servicio diversas (densidad de población, trayecto medio, etc.); sin embargo, el vehículo-km no refleja el motivo económico que determina la provisión del servicio y que consiste en transportar viajeros. Finalmente, la mayor disponibilidad de información sobre los vehículos-km es otra razón en favor de la utilización de esta variable.

En las estimaciones realizadas en otros países se ha utilizado una u otra variable en función de la disponibilidad de datos; en este estudio se emplean alternativamente los vehículos-km y los viajeros como expresiones del *output*.

Para la obtención de un determinado flujo de servicio, se han considerado tres *inputs*: trabajo, carburante y capital, aproximándose los precios de dichos *inputs* para el año 1985 de la siguiente manera: el precio del factor trabajo ( $w$ ) se ha obtenido dividiendo los costes totales de personal entre el número de empleados, ya que la información sobre horas trabajadas era incompleta y el trabajo a tiempo parcial era irrelevante en 1985. El precio del trabajo tiene un rango amplio, con un límite inferior en 1.100.000 y superior de 2.600.000 pesetas. El precio del carburante se aproxima mediante el coste medio del gasoil por vehículo-km, con un rango comprendido entre 17 y 33 pesetas, variabilidad explicada por las diferencias existentes en el tamaño de los vehículos, condiciones de circulación, etc. Dadas las dificultades de obtener información sobre la edad de la flota, composición, precio de adquisición, periodos de depreciación, etc., se ha tomado el gasto en mantenimiento y reparaciones como una aproximación al coste, en el largo plazo, de proveer vehículos para el servicio (Berechman, 1983; Button y O'Donnell, 1985; Hensher, 1987). El rango está comprendido entre 250.000 y 1.200.000 pesetas. Finalmente, los costes totales de explotación del servicio están integrados por las cantidades de factores empleadas, multiplicadas por sus precios; excluyéndose por tanto, los gastos generales y los de amortización.

#### 4. Resultados de la estimación de las funciones de costes

Se ha empleado un modelo de costes traslog, con homogeneidad de grado uno en precios. Los coeficientes estimados para cuatro ecuaciones se presentan en el cuadro 2; estas ecuaciones combinan dos medidas del output alternativas (vehículos-km y viajeros) y dos conjuntos de observaciones diferentes dependiendo de la inclusión de Madrid y Barcelona.

Con idéntica especificación, los valores de los logaritmos de las funciones de verosimilitud son sensiblemente superiores en el caso de las ecuaciones que incorporan los vehículos-km como variable endógena; siendo los errores típicos, en general, más bajos en dichas ecuaciones. Estas diferencias en la significación de los resultados obtenidos con ambos tipos de *output* están explicadas por la mayor correlación que existe entre los *inputs* y los vehículos-km, en comparación a la existente entre los *inputs* y los viajeros transportados, y apoyan la elección de las ecuaciones *QB-41* y *QB-43* (véase cuadro 2) si de elegir entre ambos modelos se tratase; sin embargo, el empleo de los vehículos-km como expresión del *output* refleja la capacidad ofrecida, mientras que los viajeros transportados expresan la utilización de esa capacidad. Ambas opciones han sido empleadas en estudios similares, siendo relevante contrastar la sensibilidad de los resultados ante el cambio en la expresión del *output*, particularmente si se tiene en cuenta que las diferencias observadas en los resultados obtenidos en distintos trabajos, se explican en parte por la elección de la variable que aproxima el producto.

El cuadro 3 recoge los tests de ratios de verosimilitud para la restricción de grado uno en precios, con valores para  $\chi^2$  que muestran que esta hipótesis no puede ser rechazada a un nivel de significación del 1 por 100.

Otras ecuaciones han sido estimadas con la finalidad de contrastar las siguientes hipótesis:

- Homoteticidad.
- Separabilidad lineal de los *inputs*.
- Homogeneidad y elasticidad de sustitución unitaria (Cobb-Douglas).

El cuadro 4 recoge los resultados del contraste de este conjunto de hipótesis. En todos los casos la hipótesis nula puede rechazarse al 1 por 100 de significación; por consiguiente, exceptuando la homogeneidad de grado 1 en los precios, no deben imponerse otras restricciones a la función de costes.

Se ha probado contrastar la presencia de heterocedasticidad en los residuos, en función del tamaño de la empresa, expresado esté alternativamente como el número de vehículos-km, flota de autobuses y viajeros transportados, no pudiéndose rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad.

Las elasticidades parciales de sustitución de Allen [13] y las elasticidades de la demanda de *inputs* [14] han sido calculadas con los coeficientes estimados en [15], restando significación las desviaciones típicas obtenidas a los valores medios. Los bajos valores de las elasticidades sugieren escasas posibilidades de



CUADRO 2  
Coeficientes estimados para la función de costes translog

Coeficiente	QB-43	QB-41	QV-43	QV-41
$\alpha_0$	-0,1940 (-3,452)	-0,2524 (-3,578)	0,6110 (0,990)	-0,2604 (-0,416)
$\alpha_Q$	0,9522 (50,438)	0,9756 (56,020)	0,5207 (3,688)	0,7369 (4,610)
$\alpha_{QQ}$	0,0049 (1,863)	0,0011 (0,457)	0,0418 (2,757)	0,0156 (0,857)
$\beta_L$	0,0551 (1,539)	0,0506 (1,385)	0,0413 (0,723)	0,0443 (0,744)
$\beta_K$	0,1621 (8,889)	0,1736 (9,109)	0,1907 (6,011)	0,1937 (6,053)
$\beta_F$	0,7828 (24,321)	0,7758 (23,183)	0,7680 (12,900)	0,7620 (12,534)
$\gamma_{LL}$	0,1681 (16,881)	0,1697 (16,679)	0,1694 (8,434)	0,1663 (7,521)
$\gamma_{KK}$	0,0656 (6,965)	0,0650 (6,856)	0,0643 (6,849)	0,0642 (6,748)
$\gamma_{FF}$	0,1418 (22,708)	0,1424 (21,815)	0,1319 (7,607)	0,1320 (6,899)
$\delta_{LK}$	-0,0460 (-5,828)	-0,0461 (-5,875)	-0,0509 (-4,334)	-0,0492 (-4,016)
$\delta_{LF}$	-0,1221 (-16,937)	-0,1236 (-16,381)	-0,1185 (-7,517)	-0,117 (-6,644)
$\delta_{KF}$	-0,0197 (-7,664)	-0,0189 (-7,485)	-0,0134 (-1,812)	-0,0149 (-1,994)
$\rho_{LQ}$	0,0145 (5,033)	0,0143 (4,235)	0,0145 (4,359)	0,0151 (3,692)
$\rho_{KQ}$	-0,0105 (-6,590)	-0,0118 (-6,276)	-0,0092 (-5,732)	-0,0103 (-5,372)
$\rho_{FQ}$	-0,0040 (-1,425)	-0,0025 (-0,779)	-0,0053 (-1,693)	-0,0048 (-1,227)
log de la función de verosimilitud	285,85	273,53	206,38	196,96
Desviación estándar de la variable endógena	1,672	1,471	1,672	1,471
Desviación estándar de la regresión	0,162	0,162	0,219	0,215

Los errores estándar han sido estimados consistentemente (véase White, 1980).

(Valores de los estadísticos *t* entre paréntesis).

QB: vehículos-km. 43: muestra completa.

QV: viajeros transportados. 41: Madrid y Barcelona excluidas.

sustitución entre los factores de producción, lo que puede ser verosímil en la provisión de servicios de transporte público urbano, en los que las diferencias en las proporciones utilizadas en la combinación de *inputs* son en gran parte

CUADRO 3  
Estadísticos de los tests de homogeneidad de grado 1 en los precios

<i>Output</i> y muestra	$2(\ln L_u - \ln L_R)$	Número de restricciones	$\chi^2(0,01)$
<i>QB</i> -43	6,82	5	15,086
<i>QB</i> -41	6,16	5	15,086
<i>QV</i> -43	12,06	5	15,086
<i>QV</i> -41	9,88	5	15,086

*QB*: vehículos-km.

*43*: muestra completa.

*QV*: viajeros transportados.

*41*: Madrid y Barcelona excluidas.

$\ln L_u$ : log del máximo de la función de verosimilitud para la ecuación sin restricciones.

$\ln L_R$ : log del máximo de la función de verosimilitud para la ecuación restringida.

CUADRO 4  
Estadísticos de los tests de homoteticidad, homogeneidad y elasticidad de sustitución unitaria y separabilidad

Hipótesis	$2(\ln L_u - \ln L_R)$				Número de restricciones	$\chi^2(0,01)$
	<i>QB</i> -43	<i>QB</i> -41	<i>QV</i> -43	<i>QV</i> -41		
Homoteticidad	24,22	21,71	21,64	30,09	3	11,345
Separabilidad lineal de los <i>inputs</i>	42,30	43,62	17,06	15,98	3	11,345
Homogeneidad y elasticidad de sustitución unitaria (Cobb-Douglas)	234,54	226,3	109,26	100,24	10	23,209

$\ln L_u$ : log del máximo de la función de verosimilitud para la ecuación sin restricciones.

$\ln L_R$ : log del máximo de la función de verosimilitud para la ecuación restringida.

(todas las ecuaciones cumplen la condición de homogeneidad de grado 1 en los precios).

dependientes de la configuración urbana, densidad de la red, velocidad media de circulación, etc. La evidencia empírica disponible para otros países presenta valores contradictorios (véase Button y O'Donnell, 1985; Hensher, 1987).

Hay un conjunto de razones que contribuyen a la explicación de los resultados obtenidos sobre la sustitución entre factores: En primer lugar, no se conoce el precio del capital, utilizándose como aproximación el coste medio de mantenimiento y reparaciones, por lo que se pierde la posibilidad de cuantificar la sustituibilidad que existe entre mantenimiento-reparaciones de los vehículos existentes y adquisición de equipo; la interpretación de las elasticidades de sustitución del capital con otros *inputs* exige, por tanto, especial cautela. En segundo lugar, aunque se ha tratado de evitar la distorsión que supone la

CUADRO 5  
Elasticidades parciales de sustitución de Allen y elasticidades  
propias y cruzadas de demanda de *inputs*

	QB-43	QB-41	QV-43	QV-41
$\sigma_{LQ}$	0,02 (0,33)	0,03 (0,34)	-0,08 (0,37)	-0,04 (0,36)
$\sigma_{LF}$	0,05 (0,16)	0,05 (0,15)	0,08 (0,14)	0,10 (0,14)
$\sigma_{KF}$	-0,90 (1,01)	-0,02 (0,02)	-0,30 (0,69)	-0,41 (0,75)
$E_{LK}$	0,01 (0,03)	0,01 (0,03)	0,01 (0,03)	0,01 (0,03)
$E_{KL}$	0,00 (0,25)	0,01 (0,25)	-0,08 (0,28)	-0,04 (0,27)
$E_{LF}$	0,01 (0,03)	0,01 (0,03)	0,02 (0,03)	0,02 (0,03)
$E_{FL}$	0,04 (0,12)	0,03 (0,12)	0,06 (0,10)	0,07 (0,10)
$E_{KF}$	-0,14 (0,14)	0,00 (0,00)	-0,04 (0,11)	-0,06 (0,11)
$E_{FK}$	-0,04 (0,05)	0,00 (0,00)	0,00 (0,05)	-0,01 (0,05)
$E_{LL}$	-0,03 (0,05)	-0,03 (0,04)	-0,03 (0,05)	-0,03 (0,05)
$E_{FF}$	0,00 (0,14)	0,00 (0,14)	-0,06 (0,12)	-0,06 (0,12)
$E_{KK}$	0,14 (0,39)	0,11 (0,38)	0,11 (0,38)	0,10 (0,38)

QB: vehículos-km.

43: muestra completa.

QV: viajeros transportados.

41: Madrid y Barcelona excluidas.

(desviaciones estándar entre paréntesis).

presencia de Madrid y Barcelona, una muestra con un rango que abarca desde 2 a 317 autobuses no puede considerarse como un conjunto homogéneo de observaciones, dificultando por consiguiente el análisis estadístico. En tercer lugar, en la especificación del modelo se supone que las empresas tratan de minimizar sus costes, dados los precios de los *inputs* de manera exógena, sin problemas derivados de la presencia de ineficiencia técnica o productiva. Esta condición, necesaria para estimar la función de costes a largo plazo es una debilidad en la aproximación econométrica al conocimiento de la estructura de costes de la industria. La ausencia de competencia en las áreas urbanas («por» o «en» el mercado) y las diferentes condiciones en la provisión de los servicios de transporte en diferentes ciudades son obstáculos difícilmente sorteables en el análisis estadístico.

Incluso aceptando que los operadores siguen un comportamiento minimizador de los costes, hay que suponer que las empresas con diferente nivel de servicio han ajustado su capacidad a la demanda. Esta dificultad tiene una relevancia menor en el transporte público urbano de superficie, donde los problemas derivados de la presencia de indivisibilidades no tienen la importancia de otras modalidades de transporte (ferrocarril, aeropuertos, puertos, ...); no obstante podría ocurrir que, por ejemplo, una contracción de carácter excepcional en la demanda durante el año estudiado, que no afectase por igual a todas las ciudades de la muestra, condujera a una estimación sesgada de la relación entre costes y nivel de servicio, ya que en las ciudades que sufrieran el descenso de viajeros, el coste medio sería superior al correspondiente en el largo plazo por la existencia de retardos en el ajuste de capacidad.

La respuesta de los costes ante cambios en el nivel de *output* puede cuantificarse tomando la primera derivada parcial de la función de costes con respecto al *output* [9]. Berechman y Guliano (1985) informan sobre la evidencia empírica disponible con funciones de costes tradicionales (lineal y lineal logarítmica) y con funciones de costes generalizadas (translog con 2, 3 ó 4 *inputs*). Los resultados obtenidos dependen de la expresión del *output* utilizada: con variables relacionadas con la demanda, los rendimientos crecientes son el resultado corriente. Hensher (1987) informa sobre rendimientos constantes, aunque la empresa mayor en la muestra empleada tiene una flota de 65 vehículos. Button y O'Donnell (1985) informan sobre rendimientos decrecientes para los operadores mayores.

Cuando la medida del *output* es el vehículo-km, los resultados obtenidos muestran la existencia de rendimientos crecientes para las empresas de mayor dimensión (Williams y Dalal, 1981), rendimientos decrecientes (Berechman y Guliano, 1984) y economías de escala crecientes, aunque para el caso de los operadores mayores pasan a ser decrecientes (Button y O'Donnell, 1985).

En este estudio, a partir de la expresión [10] con 43 y 41 observaciones se ha examinado la naturaleza de las economías de escala para el transporte público en España. El efecto que produce la variación de la escala de producción sobre los costes se ha realizado con las dos expresiones del *output*. El cuadro 6 recoge los costes medios y marginales, y el valor de las economías de escala para el grupo de 41 operadores. Los resultados obtenidos muestran rendimientos de escala constantes o deseconomías insignificantes (con muy pocas variaciones) cuando el vehículo-km es la variable que aproxima el *output*; con los viajeros transportados se obtienen economías de escala para los operadores pequeños con una clara tendencia hacia los rendimientos constantes cuando el nivel de *output* aumenta.

Finalmente, se ha probado la incorporación en la función de costes de dos variables adicionales: la primera recoge el coeficiente de intensidad de las horas punta (véase cuadro 1) y la segunda, una variable ficticia para cuantificar el efecto sobre los costes del tipo de propiedad (municipal o privada). Los coeficientes estimados carecen de significación estadística.

CUADRO 6  
Costes medios, marginales y economías de escala estimados

Operador	Tamaño (autobuses)	Output: vehículos-km			Output: viajeros transportados		
		MC	AC	Economías de escala (S)	MC	AC	Economías de escala (S)
1	79	155,6	153,8	-0,01	21,8	23,5	0,07
2	17	139,2	136,8	-0,02	27,2	30,3	0,10
3	51	123,4	121,2	-0,02	19,7	21,5	0,08
4	17	115,2	114,3	-0,01	20,9	23,3	0,10
5	21	109,3	108,8	-0,01	21,2	23,9	0,11
6	60	152,2	149,4	-0,02	23,8	25,7	0,07
7	231	153,0	150,9	-0,01	19,5	20,6	0,05
8	17	123,6	122,4	-0,01	24,6	27,6	0,11
9	15	113,0	111,7	-0,01	22,9	25,6	0,11
10	230	159,4	158,2	-0,01	22,0	23,4	0,06
11	14	126,1	126,4	0,00	24,3	27,7	0,12
12	10	123,8	123,4	0,00	24,3	27,6	0,12
13	3	116,2	115,7	0,00	27,3	31,6	0,14
14	25	156,3	155,5	-0,01	25,9	28,7	0,09
15	87	155,5	155,8	0,00	23,4	25,6	0,09
16	27	105,6	104,0	-0,02	19,8	22,0	0,10
17	38	166,7	165,1	-0,01	26,5	29,0	0,09
18	16	98,4	97,8	-0,01	19,1	21,5	0,11
19	9	147,6	146,5	-0,01	30,1	34,2	0,12
20	41	174,2	171,2	-0,02	25,7	27,7	0,07
21	83	150,3	149,7	0,00	21,9	23,8	0,08
22	49	123,3	121,9	-0,01	19,9	21,8	0,09
23	2	106,2	106,3	0,00	29,0	34,3	0,15
24	4	111,1	111,2	0,00	26,0	30,2	0,14
25	270	160,5	158,5	-0,01	20,6	21,8	0,05
26	84	185,3	182,8	-0,01	25,9	27,7	0,07
27	69	196,0	194,0	-0,01	29,1	31,5	0,08
28	34	184,1	182,2	-0,01	27,5	29,9	0,08
29	87	172,2	169,5	-0,02	24,6	26,4	0,07
30	200	154,2	152,6	-0,01	21,5	22,9	0,06
31	24	149,0	147,1	-0,01	25,4	28,1	0,10
32	40	180,5	180,4	0,00	24,7	26,9	0,08
33	157	176,9	174,1	-0,02	25,0	26,6	0,06
34	41	133,8	131,8	-0,02	22,3	24,5	0,09
35	125	179,7	177,2	-0,01	27,6	29,7	0,07
36	98	163,6	160,3	-0,02	23,3	24,9	0,06
37	74	183,5	180,3	-0,02	25,8	27,6	0,07
38	317	174,4	171,6	-0,02	22,0	23,1	0,05
39	52	191,4	187,4	-0,02	30,0	32,3	0,07
40	33	126,2	124,4	-0,01	22,2	24,4	0,09
41	42	114,1	112,9	-0,01	20,0	22,1	0,10

$$S = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} \quad MC = \frac{C}{Q} \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} \quad AC = \frac{C}{Q}$$

Madrid y Barcelona excluidas.

## 5. Comportamiento de los costes y regulación de la industria

La explotación de servicios de transporte colectivo urbano de superficie en España se realiza mediante gestión pública y privada (concesión), en régimen de monopolio bajo control de los Ayuntamientos. No parece previsible que, en los próximos años, el proceso de liberalización de los mercados de transporte alcance en España al transporte regular de superficie en su modalidad urbana o interurbana; por lo que una de las cuestiones más relevantes, dada la normativa en la que esta actividad económica se desenvuelve, consiste en investigar sobre políticas que mejoren la eficiencia de la industria en un marco regulado con presencia de restricciones presupuestarias. En la vertiente de los costes, es necesario preguntarse por las consecuencias que sobre su comportamiento tiene el tipo de propiedad de las empresas; con este fin se presentan los cuadros 7, 8 y 9 que muestran la estructura de costes e indicadores de resultados, distinguiendo entre empresas privadas y municipales.

Los resultados obtenidos en la estimación de la función de costes, permiten sostener la hipótesis de existencia de rendimientos de escala constantes en la

CUADRO 7  
Costes en el transporte público urbano en España.  
Año 1985. (Porcentajes)

Costes	Total	Privadas	Municipales
Trabajo	65,6 (8,2)	61,2 (7,3)	69,7 (7,1)
— Carretera*	78,6 (6,9)	81,3 (5,9)	76,4 (7,3)
— Administración	8 (3,3)	8,1 (3,8)	7,9 (3)
— Talleres	13,4 (5,7)	10,6 (5,3)	15,7 (5,1)
Carburante y lubricantes	15 (3,9)	17,3 (3,7)	13,1 (3,1)
Talleres (materiales y repuestos)	5,8 (2,8)	7 (3,5)	5 (1,6)
— reparaciones por terceros	18,4 (16,1)	20,7 (16,9)	15,8 (16,6)
Intereses	2,3 (3,3)	1 (1,9)	3,6 (4)
Publicidad	0,1 (0,2)	0,1 (0,3)	0,1 (0,1)
Amortización vehículos	4,3 (3,8)	5,8 (4,8)	3,1 (2,4)
Otros	6,8 (3,9)	7,7 (4)	5,4 (2,6)

(\*) Conductores, cobradores, conductores-perceptores, control de tráfico e inspectores. Desviaciones estándar entre paréntesis.

CUADRO 8  
Costes medios por kilómetro en el transporte público urbano en España  
Año 1985. Valores absolutos en pesetas)

	Total	Privadas	Municipales
Coste total medio	179,6	146,3	208,7
	(48,0)	(30,8)	(42,8)
Personal	119,1	89,0	146,3
	(39,8)	(19,3)	(36,1)
— Carretera*	92,5	72,3	110,8
	(28,7)	(16,6)	(26,5)
— Administración	9,5	7,1	11,8
	(5,1)	(3,5)	(5,6)
— Talleres	17,1	9,7	23,7
	(10,8)	(5,1)	(10,8)
Carburante y lubricantes	25,4	24,4	26,3
	(3,2)	(2,9)	(3,5)
Talleres (excepto personal)	10,1	10,2	10,2
	(4,4)	(5,6)	(3,5)
Intereses	5,0	1,5	8,7
	(8,2)	(3,0)	(10,6)
Publicidad	0,2	0,2	0,1
	(0,3)	(0,4)	(0,2)
Amortización vehículos	7,5	9,0	6,1
	(6,1)	(7,7)	(4)
Otros	12,3	11,9	10,9
	(8,6)	(8,7)	(5)

(\*) Conductores, cobradores, conductores-perceptores, control de tráfico e inspectores.  
Desviaciones estándar entre paréntesis.

provisión de servicios de transporte público urbano, por lo que no hay una dimensión empresarial óptima única para la industria, pudiéndose comparar directamente productividades y rendimientos medios entre empresas de distinto tamaño.

La primera característica destacable es el peso de los gastos de personal en esta actividad, que se acentúa en el caso de las empresas municipales. Dentro de los gastos de personal, en las compañías privadas se destina una mayor proporción a carretera (conductores, inspectores, etc.) al contrario de lo que ocurre con talleres. Las privadas destinan recursos a reparaciones realizadas fuera de la compañía en mayor proporción que las públicas.

Los capítulos de amortización e intereses (cuadros 7 y 8) muestran diferencias que pueden explicarse conjuntamente por la mayor autofinanciación de las empresas privadas y el mayor endeudamiento de las municipales; aunque también podría contribuir a la explicación de las diferencias, la existencia de variaciones en la edad media de la flota y el tipo de vehículo empleado.

CUADRO 9  
Indicadores de resultados en el transporte  
público urbano España. Año 1985

Indicador	Total	Privadas	Municipales
Vehículos-km/costes totales (ptas. miles)	6,26 (1,89)	7,18 (1,91)	5,15 (1,18)
Viajeros transportados/ costes totales (ptas. miles)	27,56 (5,61)	28,21 (4,93)	26,47 (6,55)
Vehículos-km/flota (miles)	45,65 (10,96)	44,39 (11,31)	47,99 (11,10)
Viajeros transportados/flota (miles)	214,58 (85,97)	181,70 (67,11)	256,35 (95,58)
N.º trabajadores/flota	2,85 (0,87)	2,52 (0,68)	3,32 (0,96)
Costes totales/flota (ptas. miles)	7.936 (3.004)	6.527 (2.292)	9.814 (3.028)
Vehículos-km/n.º trabajadores (miles)	16,61 (3,77)	17,93 (3,48)	14,95 (3,50)
Viajeros transportados/ n.º trabajadores (miles)	75,46 (21,43)	71,65 (17,19)	78,62 (27,33)
Horas trabajadas por los vehículos/ n.º trabajadores	1.346 (367)	1.522 (353)	1.119 (260)
Costes de personal/ n.º trabajadores (ptas. miles)	1.758 (396)	1.542 (278)	2.019 (370)
Costes de personal/vehículos-km	112 (39)	89 (21)	141 (38)

Desviaciones estándar entre paréntesis.

Los cuadros 8 y 9 muestran diferencias observadas entre las empresas privadas y las municipales:

- Las empresas municipales tienen gastos medios de personal más elevados que las privadas.
- Las empresas municipales tienen un mayor número de trabajadores por vehículo que las privadas.
- La media de horas trabajadas por los vehículos por empleado es mayor en las privadas, aunque con elevados coeficientes de variación.
- Las empresas municipales transportan más viajeros por vehículo y por trabajador que las privadas. También se sitúan en mejor posición al considerar los kilómetros recorridos por vehículo, aunque no en kilómetros recorridos por trabajador.

Teniendo en cuenta la influencia que ejerce la densidad de población sobre el rendimiento medio en términos de los viajeros transportados, y la menor utilización de los vehículos en áreas de débil tráfico, puede concluirse que; en primer lugar, las empresas municipales son más intensivas en mano de obra, lo que junto a los demás indicadores de resultados sugiere una mayor eficiencia técnica de la empresa privada, en términos de la utilización física de *inputs* para



un mismo nivel de servicio (suponiendo funciones objetivo similares y producción homogénea); lo que no quiere decir que las privadas estén en la frontera de la función de producción, dada la virtual ausencia de competencia y la escasa relevancia de los mecanismos de control público. En segundo lugar, los costes medios para trabajador son sensiblemente superiores en las empresas municipales.

La interpretación económica de estos resultados no está exenta de dificultad, ya que además de las posibles diferencias en la función objetivo y en las restricciones entre empresas públicas y privadas, la evidencia empírica disponible ha puesto de manifiesto que el salario aumenta con el tamaño de la empresa mientras que la media de horas trabajadas disminuye (véase Sáez, 1980; IMPI, 1984; Maravall y Pérez Simarro, 1987). Bajo el supuesto de producciones comparables, hay que preguntarse por el carácter endógeno o exógeno de las diferencias salariales entre empresas: ¿Es el mayor salario medio en las empresas municipales un problema derivado del tipo de propiedad o, por el contrario, está motivado por la localización de estas empresas en las ciudades de mayor población? Para la regulación de la industria es de capital importancia conocer en qué medida la diferencia salarial se explica por el tamaño de la empresa, y en qué medida el tipo de propiedad contribuye a la explicación de las diferencias. Con esta finalidad se han estimado las ecuaciones siguientes:

$$\ln w = 7,06 + 0,083 \ln \text{bus} + 0,175 M \quad [15]$$

(92,34) (4,14) (3,19)

$$R^2 = 0,49$$

$$\ln w = 7,02 + 0,086 \ln \text{bus} + 0,236 M \quad [16]$$

(63,28) (2,97) (4,34)

$$R^2 = 0,54$$

*w*: costes de personal/empleados.

*bus*: flota de vehículos.

*M*: variable ficticia que toma el valor 1 cuando la empresa es municipal y 0 en cualquier otro caso.

*Muestra*: — ecuación [15] con 43 observaciones,

— ecuación [16] excluye Madrid y Barcelona, las empresas con menos de 10 empleados y las de gestión directa por los trabajadores.

En esta modelización, la elasticidad del salario con relación al tamaño de la empresa tiene un valor aproximado de 0,08, elevándose el salario medio en torno al 20 por 100 cuando la empresa es municipal.

Es conocido que el proceso político de la administración interfiere en la gestión de las empresas públicas (política de personal, inversiones, etc.) imponiendo

restricciones que impiden a la gerencia de estas empresas operar con la independencia necesaria. A medio plazo, podría generalizarse el sistema de concesión a las ciudades con empresas municipales, con plazos más cortos y un control sustantivo de la presentación de los servicios convenidos, introduciendo a través del proceso de licitación la competencia por la adjudicación de la red.

## 6. Conclusiones

En este trabajo se ha utilizado una función trascendental logarítmica (translog) para analizar el comportamiento de los costes de provisión de transporte público urbano en 43 ciudades españolas.

La hipótesis de homoteticidad, separabilidad lineal de los *inputs*, y la tecnología Cobb-Douglas han sido rechazadas a un nivel de significación del 1 por 100. La hipótesis nula de homogeneidad de grado 1 en precios no ha podido ser rechazada; de igual modo ocurre con la hipótesis sobre la presencia de homocedasticidad.

Las elasticidades parciales de sustitución y de demanda de *inputs* presentan valores medios muy bajos y elevada dispersión respecto a la media, lo que puede ser interpretado como la contrastación de la existencia de un escaso margen de sustituibilidad entre factores; aunque hay otro conjunto de razones, como la heterogeneidad de la muestra, la hipótesis de minimización de los costes y la aproximación al precio del capital, que pueden contribuir en la explicación de los valores obtenidos.

Un resultado de notable interés económico es el relativo a las economías de escala. Se han obtenido rendimientos de escala constantes con los kilómetros recorridos por los vehículos (vehículos-km) como aproximación al *output* de la industria. Con los viajeros transportados como variable, se obtienen rendimientos crecientes para las empresas pequeñas, que van agotándose y pasan a ser constantes con el aumento del tamaño de la explotación.

Las empresas municipales producen, en general, con costes más altos que las privadas, característica que se acentúa en el capítulo de gastos de personal. La interpretación económica de este hecho está muy condicionada por el carácter endógeno o exógeno que se asigne al precio de los *inputs*. La evidencia empírica disponible sobre el mercado de trabajo en España, muestra una estrecha correlación entre salarios y horas trabajadas, y concentración de empleo; de manera que, el salario aumenta con el tamaño de la empresa y la media de horas trabajadas disminuye. Las empresas municipales operan generalmente en las ciudades españolas de mayor población; a pesar de ello, las estimaciones realizadas en este trabajo permiten establecer una dependencia directa entre la naturaleza pública de la empresa y una mayor remuneración salarial.

Las empresas municipales presentan un mayor número de trabajadores por vehículo, lo que junto al resto de los indicadores obtenidos sugiere una mayor eficiencia de la empresa privada, al considerar la utilización física de *inputs* para

un mismo nivel de producción, y suponiendo que ambas persiguen los mismos objetivos básicos. Con estos resultados, mantener el control público y generalizar el sistema de concesión, podría contribuir a la mejora de la eficiencia productiva en la industria.

## Referencias

- Barten, A. P. (1969): «Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations», *European Economic Review*, 1, págs. 7-77.
- Berechman, J. (1983): «Costs, Economies of Scale and Factor Demand in Bus Transport», *Journal of Transport Economics and Policy*, enero, págs. 7-24.
- Berechman, J., y Guliano, G. (1984): «Analysis of the Cost Structure of an Urban Bus Transit Property», *Transportation Research*, vol. 18B, págs. 273-287.
- Berechman, J., y Guliano, G. (1985): «Economies of Scale in Bus Transit: A Review of Concepts and Evidence», *Transportation*, vol. 12, págs. 313-332.
- Burgess, D. F. (1975): «Duality Theory and Pitfalls in the Specification of Technologies», *Journal of Econometrics*, 3, págs. 105-121.
- Button, K. J., y O'Donnell, K. J. (1985): «An Examination of the Cost Structures Associated with Providing Urban Bus Services in Britain», *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 32, pág. 67-81.
- Christensen, L. R.; Jorgenson, D. W., y Lau, L. J. (1973): «Transcendental Logarithmic Production Frontiers», *Review of Economics and Statistics*, vol. 55, págs. 28-45.
- Hensher, D. A. (1987): «Productivity in Privately Owned and Operated Bus Firms in Australia» (Working paper). School of Economic and Financial Studies. Macquarie University. Australia.
- IMPI (1984): *Salarios y tamaño de las empresas industriales*. IMPI.
- Maravall, F., y Pérez Simarro, R. (1987): «La relevancia o irrelevancia de la escala y del tamaño óptimo de la producción», en *Economía y Política Industrial en España*, Maravall, F., Pirámide, Madrid.
- Mohring, H. (1972): «Optimization and Scale Economies in Urban Bus Transportation», *American Economic Review*, septiembre, págs. 591-604.
- Sáez Fernández, F. (1980): «Consideraciones sobre el comportamiento sectorial de los salarios respecto a la productividad y empleo en el mercado de trabajo español», *Revista de Trabajo 59-60*, págs. 39-70.
- Shephard, R. W. (1953): *Cost and Production Functions*, Princeton University Press. Princeton.
- Uzawa, H. (1962): «Production Functions with Constant Elasticities of Substitution», *Review of Economic Studies*, vol. 29, págs. 291-299.
- White, H. (1980): «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometría*, vol. 48, mayo, págs. 817-838.
- Williams, M., y Dalal, A. (1981): «Estimation of the Elasticities of Factor Substitution in Urban Bus Transportation: A Cost Function Approach», *Journal of Regional Science*, vol. 21, págs. 263-275.

## Abstract

In this paper the behaviour of urban public transport costs in Spain is analyzed. Generalized cost functions are estimated, testing relevant hypothesis related to different technologies. From estimated equations, the nature of economies of scale is considered and partial elasticities of substitution and input demand elasticities are calculated. The influence of the firm ownership structure on costs is examined by means of a comparison between private and municipal operators using additional statistical and accounting information.