

# CAPITAL PRIVADO E INFRAESTRUCTURAS EN LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL REGIONAL\*

*JOSÉ E. BOSCA*  
*JAVIER ESCRIBÁ*  
*Universidad de Valencia*

*TERESA DABÁN*  
*Ministerio de Economía y Hacienda*

En este trabajo se utiliza un enfoque dual basado en la función de costes, para analizar el efecto del capital privado y de las infraestructuras sobre la producción industrial de las regiones españolas. La existencia de precios sombra del capital privado elevados y superiores al coste de uso para la generalidad de las regiones, la de precios sombra de las infraestructuras positivos y la aproximación más estricta del progreso técnico, teniendo en cuenta los efectos directos e indirectos de la dinámica de los factores fijos, apuntan hacia importantes restricciones de capital privado en la industria española, que sólo en el último lustro del período 1980-1993 empezaron a corregirse. Respecto a las infraestructuras públicas, el sector público ha corregido parcialmente la escasez relativa con la que se partía, con el consiguiente efecto positivo sobre la productividad privada, aunque todavía queda margen para seguir aumentando su dotación. En lo que se refiere a las relaciones de complementariedad y/o sustituibilidad entre factores globalmente ambos tipos de capital disminuyen el uso de consumos intermedios y generan un considerable efecto positivo sobre el empleo, aunque con notables excepciones en algunas regiones.

*Palabras clave:* infraestructuras, capital privado, costes, productividad.

*Clasificación JEL:* H54, H72, O47.

**T**radicionalmente se ha abordado el efecto del *stock* de capital sobre la productividad de los países o regiones desde una óptica de función agregada de producción. Además, sea cual sea el enfoque adoptado, como señala Gramlich (1994) desde los trabajos de Aschauer (1989a y b) no se debe ignorar la importancia de las infraestructuras públicas en la productividad de

---

(\*) Los autores agradecen la colaboración de Antonio Díaz en la preparación de los datos, así como valiosos comentarios de Rafael Doménech, Ramón Ruiz, Manuel Sánchez, dos evaluadores anónimos y el ponente de la Revista. José E. Bosca y Javier Escribá agradecen la financiación recibida del Fondo Europeo de Desarrollo Regional y del proyecto de la CICYT SEC99-0820.

los países y regiones. En gran parte el esquema teórico utilizado, tanto para países como para regiones, ha consistido en ampliar los argumentos tradicionales de la función de producción y estimar las elasticidades *output* de los diferentes tipos de capital. Este enfoque ha sido utilizado principalmente bajo supuestos muy restrictivos (imposición de tecnología Cobb-Douglas, rendimientos constantes, efectos externos e internos, causación inversa, ajuste instantáneo y no distinción consiguientemente entre corto y largo plazo, entre otros), aunque no obstante ha protagonizado en buena medida el debate [Draper y Herce (1994)].

Un enfoque alternativo, que es el que se utiliza en este trabajo, es el enfoque dual, basado en el lado de los costes [Diewert (1986)]. La función de costes aproximada de forma más completa que la función de producción los determinantes que influyen sobre el comportamiento de la empresa optimizadora. Desde los costes es no sólo posible rescatar la tecnología, la función de producción, sino además el comportamiento minimizador de costes, la demanda óptima de factores y también considerar la incidencia de factores fijos a corto plazo y efectos escala. Aunque esta aproximación dual presenta ventajas importantes respecto a la estimación de funciones de producción, no está exenta de problemas, como por ejemplo la elevada multicolinealidad entre los regresores, o la sensibilidad de los resultados a la forma funcional concreta utilizada.

Desde este enfoque se van a incluir el capital público y privado como argumentos de la función de costes variables, *inputs* que se van a considerar fijos a corto plazo. La diferencia fundamental entre ambos es que, aunque los dos pueden no encontrarse en su nivel óptimo, el capital público se considera un *input* impagado por las empresas que produce efectos externos.

Por otra parte, desde este punto de vista es posible llevar a cabo un análisis coste-beneficio, evaluado a través de la comparación entre precios sombra y costes de uso en cada región, de la rentabilidad de localizaciones alternativas de las infraestructuras y capital privado, en qué regiones se percibe una infrautilización o sobreutilización de los mismos, así como detectar niveles óptimos de dotación de capitales en relación a los costes de las empresas privadas [de Rus (1996)].

En los estudios empíricos que se han realizado desde este enfoque para distintos países y regiones, el objetivo fundamental ha sido estudiar el efecto de las infraestructuras públicas<sup>1</sup>. En general, se presenta evidencia del impacto positivo del capital público sobre la productividad privada<sup>2</sup>. No obstante, los resultados difieren considerablemente si se supone que el capital privado es un factor variable y que el único factor fijo son las infraestructuras<sup>3</sup>, o que ambos capitales son fac-

---

(1) Berndt y Hansson (1992) para el caso sueco, Conrad y Seitz (1992) y Seitz (1994) para el caso alemán, Morrison y Schwartz (1992 y 1996) y Nadiri y Mamuneas (1994) para el caso americano. En España se han realizado unas primeras estimaciones por parte de Avilés y Gómez (1997), Avilés, Gómez y Sánchez (1996) y Moreno, López-Bazo y Artís (1998).

(2) Resultados contrarios se pueden encontrar en Holtz-Eakin (1994) para el caso americano y en Berndt y Hansson (1992) para el caso sueco.

(3) Véase Seitz y Licht (1995), Seitz (1994), Conrad y Seitz (1992) o Nadiri y Mamuneas (1994).

tores cuasi-fijos<sup>4</sup>. En el primer caso, es posible estudiar las relaciones de complementariedad o sustituibilidad entre ambos capitales y la elasticidad que se deriva es más comparable a la que se obtiene a través de una función de producción. Cuando ambos capitales se suponen cuasi-fijos, como en este trabajo, el precio sombra del capital privado puede diferir del coste de uso y las elasticidades no pueden compararse sin más a las de las estimaciones que se basan en funciones de producción. Las formas funcionales utilizadas para las estimaciones han sido bien la trascendental logarítmica, o la generalizada de Leontief.

La aportación fundamental de este trabajo consiste en una aplicación empírica para el sector industrial de las regiones españolas de la propuesta metodológica desarrollada por Morrison y Schwartz (1996)<sup>5</sup>. En consecuencia, la forma funcional utilizada será la generalizada de Leontief y el análisis se centrará en la obtención de los precios sombra de capital público y privado, las relaciones de complementariedad y/o sustituibilidad entre cada uno de los capitales y los factores variables (trabajo y consumos intermedios) y en el impacto sobre el cómputo del crecimiento de la productividad total de los factores (PTF) de las economías de escala y de la dinámica de ambos tipos de capital. Los datos empleados se han obtenido de la base BD.MORES [véase Dabán *et al.* (1998)] para el período 1980-1993 y se trabaja con el sector industrial (excluida la energía) al máximo nivel de agregación para cada región. Además, a diferencia de otros trabajos la variable *output* empleada es el valor de la producción y no el valor añadido.

Algunos de los resultados más interesantes que se van a presentar en las próximas páginas son los siguientes. En primer lugar, se constata la existencia de precios sombra positivos y significativamente superiores al coste de uso del capital privado a lo largo de todo el período y en la práctica totalidad de las regiones españolas. En segundo lugar, los precios sombra del capital público son generalmente positivos e inferiores a los del capital privado. En tercer lugar, en la generalidad de las regiones el crecimiento del capital privado contribuye positivamente a la generación de empleo en la industria, así como al ahorro de costes vía consumos intermedios; mientras que el capital público presenta relaciones de complementariedad y sustituibilidad más heterogéneas entre regiones. En cuarto lugar, en las regiones de más peso industrial, así como en el conjunto de España, es necesario realizar correcciones al cálculo convencional del crecimiento de la PTF (la fórmula de Solow), cuando se tiene en cuenta la existencia de rendimientos no constantes y los efectos directos e indirectos de los dos tipos de capital. Estos resultados apuntan hacia una considerable escasez de capital privado en la industria española y también a un importante efecto sobre la productividad privada derivado del ritmo de dotación de las infraestructuras públicas.

---

(4) Véase Morrison y Schwartz (1996) o Berndt y Hansson (1992). En Morrison (1988) se analizan las implicaciones de utilizar múltiples *inputs* cuasi-fijos, frente a considerar exclusivamente uno.

(5) Estas autoras, especialmente C. Morrison, presentan una amplia utilización y discusión de la función de Leontief generalizada, que en un principio utilizaron para aproximar el grado de utilización de la capacidad productiva, considerando únicamente el capital privado como factor cuasi-fijo [véase especialmente Morrison (1985a, b, 1986 a, b y 1988) y Morrison y Schwartz (1992)].

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección dos se presenta el enfoque teórico y su traslación a una especificación contrastable. La sección tercera presenta los datos utilizados y algunos indicadores básicos de la evolución del sector industrial español en el período 1980-1993. La sección cuarta recoge los resultados fundamentales acerca de precios sombra, elasticidades, rendimientos y descomposición del crecimiento de la productividad total de los factores en las regiones españolas. Finalmente, en la última sección se extraen las conclusiones más importantes del análisis efectuado.

## 1. EL MODELO TEÓRICO Y SU ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA

En este trabajo se supondrá que las empresas del sector industrial de cada región utilizan para la producción del *output* ( $Y$ ) el trabajo ( $L$ ), los consumos intermedios ( $CI$ ), el capital privado ( $Kp$ ) y el capital público productivo ( $Kg$ ). En estas condiciones la función de producción puede expresarse como:

$$Y = F(L, CI, Kp, Kg, t) \quad [1]$$

donde el tiempo,  $t$ , entra en la función para captar el efecto del progreso técnico. Si suponemos que a corto plazo el trabajo y los consumos intermedios son factores variables, el capital privado es un factor cuasi-fijo y el capital público es un factor productivo impagado por las empresas del sector industrial, que además no tienen capacidad para elegir su volumen, es posible obtener una función de costes totales ( $C$ ) dual a la función de producción [1]. Dicha función se obtiene a partir de la minimización del coste de los factores variables condicionada a los *stocks* de capital privado y público y al nivel de *output*, dada la forma de la función de producción [1]. En efecto, siendo  $G$  la función de costes variables,  $w$  el precio del factor trabajo,  $v$  el precio de los *inputs* intermedios y  $P_{Kp}$  el coste de uso del capital privado, el problema de minimización de costes que resuelve la empresa es el siguiente<sup>6</sup>:

$$C(w, v, Kp, Kg, Y, t) = G(w, v, Kp, Kg, Y, t) + P_{Kp} Kp = \min_{L, CI} \{wL + vCI \text{ s.a. } F(L, CI, Kp, Kg, t), \text{ y } Kp, Kg \text{ dados}\} + P_{Kp} Kp$$

El Lagrangiano asociado a la minimización de los costes variables viene dado por:

$$\ell = wL + vCI + \mu[Y - F(L, CI, Kp, Kg, t)]$$

cuyas condiciones de primer orden requieren que:

(6) Se va a seguir prácticamente la misma notación de Morrison y Schwartz (1996), aunque se introducen correcciones en la derivación de las expresiones siguiendo el planteamiento de A. de la Fuente (1999), trabajo en el que este autor critica algunos de los desarrollos teóricos de las autoras citadas.

$$w = \mu F_L \quad [2]$$

$$v = \mu F_{Cl}$$

Utilizando el teorema de la envolvente, se puede ver que el coste marginal es igual al multiplicador,  $\mu$ :

$$\frac{\partial C}{\partial Y} = \frac{\partial G}{\partial Y} = \frac{\partial \ell}{\partial Y} = \mu \quad [3]$$

A partir del problema dual se pueden definir una serie de variables de interés, que tras diferentes cálculos se pueden relacionar con otros conceptos tecnológicos definidos directamente en términos de la función de producción<sup>7</sup>. En primer lugar, se definen los precios sombra  $Z_{Kp}$  y  $Z_{Kg}$  de los *inputs* fijos como sus contribuciones marginales a la reducción de los costes variables. Utilizando nuevamente el teorema de la envolvente tenemos que:

$$Z_{Kp} \equiv \frac{\partial G}{\partial Kp} = -\frac{\partial \ell}{\partial Kp} = -\mu F_{Kp} \quad [4]$$

$$Z_{Kg} \equiv \frac{\partial G}{\partial Kg} = -\frac{\partial \ell}{\partial Kg} = -\mu F_{Kg} \quad [5]$$

En la medida que el capital privado es un factor fijo, en el corto plazo no tiene por qué coincidir con su nivel óptimo y, por tanto, el coste de uso del capital puede diferir de su precio sombra. El nivel óptimo requiere que  $Z_{Kp} = P_{Kp}$ , por tanto si  $Z_{Kp}$  excede a  $P_{Kp}$ , las empresas deberán invertir.

Este mismo razonamiento es aplicable al capital público con alguna puntualización importante<sup>8</sup>. Dado que el *stock* de capital público no es una variable de decisión de la empresa, su coste de uso para la misma es nulo, por lo que el nivel óptimo requiere que  $Z_{Kg} = 0$ . No obstante, desde una perspectiva social al capital público debe imputársele un coste<sup>9</sup>, entre otras cuestiones para evaluar la oportunidad de su localización.

A partir de la función de costes, utilizando el lema de Shephard es posible reescribir la función de costes variables a partir de las demandas condicionadas de *inputs* variables:

(7) Más adelante estas variables serán de utilidad a la hora de descomponer la tasa de progreso técnico en diferentes términos. En lo que sigue, el símbolo “ $\equiv$ ” se emplea en las definiciones, reservando “=” para los resultados de los cálculos.

(8) Desde un punto de vista teórico existe una diferencia fundamental entre los conceptos de precio sombra del capital privado y del capital público que se utilizan en esta literatura. A corto plazo es el único contexto en el que tiene sentido diferenciar entre precio sombra y coste de uso del capital privado, sin embargo, respecto al capital público el precio sombra sólo tiene pleno sentido económico a largo plazo, cuando las empresas pueden adaptarse plenamente a las nuevas dotaciones de infraestructuras.

(9) Véase Morrison y Schwartz (1996). En la base BD.MORES se dispone de aproximaciones alternativas al coste de uso del capital público en España [véase Dabán *et al.* (1998)].

$$G = wL(Y, Kp, Kg, w, v, t) + vCI(Y, Kp, Kg, w, v, t)$$

y, por tanto, precisar ante el aumento del *stock* de capital público (y privado) las relaciones de complementariedad o sustituibilidad entre el factor fijo considerado y cada uno de los factores variables. En efecto, por ejemplo respecto al capital público se cumple que:

$$Z_{Kg} \equiv -\frac{\partial G}{\partial Kg} = -w\frac{\partial L(\cdot)}{\partial Kg} - v\frac{\partial CI(\cdot)}{\partial Kg} = L_{Kg} + C_{Kg} \quad [7]$$

Si  $L_{Kg}$  ( $C_{Kg}$ ) es menor, igual o mayor que cero, el trabajo (los consumos intermedios) es (son) un factor complementario, neutral o sustitutivo del capital público.

A partir de los precios sombra de ambos capitales es posible definir las participaciones sombra de los mismos factores en el coste total como:

$$S_{Kg}^* \equiv Z_{Kg} \cdot \frac{Kg}{C} \quad y \quad S_{Kp}^* = Z_{Kp} \cdot \frac{Kp}{C} \quad [8]$$

por analogía con las participaciones del trabajo y los consumos intermedios:

$$S_L \equiv \frac{wL}{C} \quad y \quad S_{CI} = \frac{vCI}{C} \quad [8']$$

Seguidamente se van a definir y calcular algunas elasticidades y semielasticidades de interés de la función de costes totales a corto plazo,  $C$ . En primer lugar, utilizando la expresión [3], se obtiene la elasticidad del coste con respecto al producto:

$$\varepsilon_{C,Y} \equiv \frac{\partial C}{\partial Y} \frac{Y}{C} = \frac{\mu}{C/Y} = \frac{C\mu}{Y} \quad [9]$$

Como se aprecia el cociente entre el coste marginal y el coste medio determina la elasticidad de los costes al *output* a corto plazo ( $\varepsilon_{C,Y}$ ), que está muy relacionada con la elasticidad de los costes variables al *output* ( $\varepsilon_{G,Y}$ ), cuya inversa es la medida de rendimientos a corto plazo que se empleará posteriormente en la presentación de los resultados empíricos.

Por su parte, las elasticidades del coste total (a corto plazo) con respecto a los *inputs* fijos,  $Kp$  y  $Kg$ , vienen dadas por:

$$\varepsilon_{C,Kg} \equiv \frac{\partial C}{\partial Kg} \frac{Kg}{C} = \frac{\partial G}{\partial Kg} \frac{Kg}{C} = -\mu F_{Kg} \frac{Kg}{C} = -Z_{Kg} \cdot \frac{Kg}{C} \equiv -S_{Kg}^* \quad [10]$$

$$\varepsilon_{C,Kp} \equiv \frac{\partial C}{\partial Kp} \frac{Kp}{C} = \left( \frac{\partial G}{\partial Kp} + P_{Kp} \right) \frac{Kp}{C} = (P_{Kp} - Z_{Kp}) \frac{Kp}{C} = S_{Kp} - S_{Kp}^* \quad [11]$$

Lógicamente si el capital privado estuviese continuamente en su nivel óptimo  $\varepsilon_{C,Kp}$  sería igual a cero, lo que sería indicativo de que no se comporta en realidad

como un factor fijo. En el corto plazo si las empresas no pueden ajustar instantáneamente  $Kp$ , esa elasticidad sería significativamente distinta de cero. Por otro lado, si  $\epsilon_{C,Kg}$  es cero sería indicativo de que el capital público no tiene efectos sobre los costes privados de las empresas<sup>10</sup>.

Finalmente, se define y calcula la semielasticidad del coste total con respecto al tiempo, que como se verá posteriormente está muy relacionada con la tasa de progreso técnico:

$$\epsilon_{C,t} \equiv \frac{\partial C}{\partial t} \frac{1}{C} = \frac{\partial G}{\partial t} \frac{1}{C} = \frac{\partial \ell}{\partial t} \frac{1}{C} = -\frac{\mu F_t}{C} \quad [12]$$

A continuación se va a comprobar que algunas de las variables que se acaban de definir a partir de la función de costes están estrechamente relacionadas con las elasticidades habituales de la función de producción. Concretamente, utilizando las expresiones derivadas anteriormente, es posible relacionar las elasticidades producto con respecto a diversas variables, con las participaciones reales y sombra de los factores de producción en el coste total. Así, las elasticidades del *output* respecto a los factores fijos se obtienen a partir de [4], [5], [8] y [9]:

$$\epsilon_{Y,Kp} \equiv F_{Kp} \frac{Kp}{Y} = \frac{\mu F_{Kp} Kp}{C} \frac{C/Y}{\mu} \equiv \frac{Z_{Kp} Kp}{C} \frac{C/Y}{\mu} \equiv \left( \frac{Z_{Kp}}{C\mu a} \right) \cdot \frac{Kp}{Y} \equiv \frac{S_{Kp}^*}{\epsilon_{C,Y}} \quad [13]$$

$$\epsilon_{Y,Kg} \equiv F_{Kg} \frac{Kg}{Y} = \frac{\mu F_{Kg} Kg}{C} \frac{C/Y}{\mu} \equiv \frac{Z_{Kg} Kg}{C} \frac{C/Y}{\mu} \equiv \left( \frac{Z_{Kg}}{C\mu a} \right) \cdot \frac{Kg}{Y} \equiv \frac{S_{Kg}^*}{\epsilon_{C,Y}} \quad [14]$$

y las elasticidades producto respecto a los factores variables son (usando [2]):

$$\epsilon_{Y,L} \equiv F_L \frac{L}{Y} = \frac{wL}{C} \frac{C/Y}{\mu} \equiv \frac{S_L}{\epsilon_{C,Y}} \quad y \quad \epsilon_{Y,CI} \equiv F_{CI} \frac{CI}{Y} = \frac{vCI}{C} \frac{C/Y}{\mu} \equiv \frac{S_{CI}}{\epsilon_{C,Y}} \quad [15]$$

Finalmente, la tasa de progreso técnico se define como la semielasticidad del *output* con respecto al tiempo:

$$\epsilon_{Y,t} \equiv F_t \frac{1}{Y} = \frac{\mu F_t}{C} \frac{C/Y}{\mu} \equiv \frac{-\epsilon_{C,t}}{\epsilon_{C,Y}} \quad \Leftrightarrow \quad -\epsilon_{C,t} = \epsilon_{C,Y} \epsilon_{Y,t} \quad [16]$$

Nótese que la variable  $-\epsilon_{C,t}$  es la de tasa de reducción de los costes inducidos por el progreso técnico, que Morrison y Schwartz (1996) denominan, de una forma posiblemente poco afortunada<sup>11</sup>, “tasa corregida de progreso técnico”. Esta tasa no es más que el producto de la tasa de progreso técnico propiamente dicha (calculada a partir de la función de producción) y de un término,  $\epsilon_{C,Y}$ , que depen-

(10) Nótese que si el coste social del capital público es tenido en cuenta

$$\epsilon_{C,Kg} = (P_{Kg} - Z_{Kg}) \cdot \frac{Kg}{C} \neq -S_{Kg}^*$$

(11) Véase a este respecto el trabajo de A. de la Fuente (1999).

de del grado de rendimientos a escala en los dos factores variables a corto plazo. Dado que la existencia de rendimientos constantes a corto plazo parece poco probable, la “tasa corregida de progreso técnico” será generalmente diferente de la tasa de progreso técnico.

Llegados a este punto es factible, como se verá a continuación, obtener una expresión que relacione la tasa de reducción de los costes inducidos por el progreso técnico,  $-\varepsilon_{C,t}$ , con la tasa de crecimiento del residuo de Solow, calculada de acuerdo con el método tradicional de contabilidad del crecimiento, y una serie de efectos directos e indirectos de la acumulación de factores fijos sobre la productividad total de los factores. Para ello, definimos en primer lugar la tasa de progreso técnico en términos de la función de producción como:

$$\varepsilon_{Y,t} \equiv \frac{\partial Y}{\partial t} \frac{1}{Y} \equiv \frac{F_t}{Y} = \hat{Y} - \varepsilon_{Y,Kp} \hat{K}p - \varepsilon_{Y,Kg} \hat{K}g - \varepsilon_{Y,L} \hat{L} - \varepsilon_{Y,CI} \hat{C}I \quad [17]$$

Nótese que la expresión [17] está escrita en términos de las elasticidades producto, y no en términos de las participaciones factoriales en el *output* o en el coste. Sin embargo, desde Solow (1957) se sabe que todas estas variables coinciden bajo ciertos supuestos (rendimientos constantes a escala, mercados perfectamente competitivos, factores retribuidos a sus productividades marginales, ausencia de factores fijos o impagados), lo que permite computar la tasa de progreso técnico sin un conocimiento explícito de la función de producción. La práctica habitual, por tanto, ha consistido en utilizar la fórmula de contabilidad de Solow para obtener una medida aproximada de la tasa de crecimiento de la PTF. En el contexto presente, la aplicación de la fórmula de Solow (utilizando participaciones factoriales en el coste total) nos proporciona la siguiente expresión de la tasa de progreso técnico (el residuo de Solow):

$$\tilde{\varepsilon}_{Y,t} = \hat{Y} - S_{Kp} \hat{K}p - S_L \hat{L} - S_{CI} \hat{C}I \quad [18]$$

Si ahora se introducen las ecuaciones [13], [14] y [15] en la ecuación [17], se obtiene una expresión para la tasa de progreso técnico similar a la de la fórmula de Solow (ecuación [18]), pero escrita en función de las participaciones sombra en los costes del capital público y privado corregidas por los rendimientos a escala a corto plazo:

$$\varepsilon_{Y,t} = \hat{Y} - \frac{S_{Kp}^*}{\varepsilon_{C,Y}} \hat{K}p - \frac{S_{Kg}^*}{\varepsilon_{C,Y}} \hat{K}g - \frac{S_L}{\varepsilon_{C,Y}} \hat{L} - \frac{S_{CI}}{\varepsilon_{C,Y}} \hat{C}I \quad [19]$$

Sustituyendo la ecuación anterior en la expresión [16] se obtiene:

$$-\varepsilon_{C,t} = \varepsilon_{C,Y} \varepsilon_{Y,t} = \varepsilon_{C,Y} \hat{Y} - S_{Kp}^* \hat{K}p - S_{Kg}^* \hat{K}g - S_L \hat{L} - S_{CI} \hat{C}I \quad [20]$$

Por último, para relacionar la tasa de reducción de los costes inducidos por el progreso técnico,  $-\varepsilon_{C,t}$ , con la tasa de crecimiento del residuo de Solow,  $\tilde{\varepsilon}_{Y,t}$ , reescribimos la expresión [20] como:

$$\begin{aligned}
 -\varepsilon_{C,t} &= (1 + \varepsilon_{C,Y} - 1)\hat{Y} - (S_{Kp} + S_{Kp}^* - S_{Kp})\hat{K}p - S_{Kg}^*\hat{K}g - S_L\hat{L} - S_{Cl}\hat{C}I \\
 &= (\hat{Y} - S_{Kp}\hat{K}p - S_L\hat{L} - S_{Cl}\hat{C}I) + (\varepsilon_{C,Y} - 1)\hat{Y} - (S_{Kp}^* - S_{Kp})\hat{K}p - S_{Kg}^*\hat{K}g
 \end{aligned}$$

de forma que obtenemos:

$$-\varepsilon_{C,t} = \tilde{\varepsilon}_{Y,t} + (\varepsilon_{C,Y} - 1)\hat{Y} - (S_{Kp}^* - S_{Kp})\hat{K}p - S_{Kg}^*\hat{K}g \quad [21]$$

La expresión [21] muestra que la tasa de reducción de los costes inducidos por el progreso técnico, no es más que el resultado de aplicar una serie de correcciones a la tasa de crecimiento de la PTF computada según la fórmula de Solow, que tienen que ver con la existencia de rendimientos a corto plazo distintos de los constantes y con el carácter cuasi-fijo o externo del capital privado y público<sup>12</sup>. No obstante, todavía se puede dar un paso más para que la descomposición presente en la ecuación [21] adquiera todavía más sentido económico. Concretamente, nótese que la elasticidad de los costes presente en dicha expresión ( $\varepsilon_{C,Y}$ ) únicamente capta la inversa de los rendimientos a escala a corto plazo, en lugar de la restricción tecnológica que suponen los rendimientos totales a escala presentes en la función de producción. Dicho de otra forma,  $\varepsilon_{C,Y}$  combina el efecto de los rendimientos a escala a largo plazo con la existencia de factores productivos que tienen un carácter cuasi-fijo o externo. Para separar convenientemente ambos efectos, se puede utilizar la definición de rendimientos totales a escala ( $\rho$ ) en la función de producción<sup>13</sup>:

$$\rho \equiv \varepsilon_{Y,L} + \varepsilon_{Y,Cl} + \varepsilon_{Y,Kp} + \varepsilon_{Y,Kg} \quad [22]$$

Combinando ahora [22] con [13], [14] y [15] se obtiene una descomposición de la elasticidad de los costes al *output* a corto plazo, en función de la inversa de los rendimientos totales a escala a largo plazo y dos términos que captan el carácter no flexible de algunos *inputs*:

(12) Se puede hacer una interpretación más intuitiva de la expresión [21] si tenemos en cuenta [véase la demostración de A. de la Fuente, (1999)] que la tasa de crecimiento de la PTF según la fórmula de Solow, es igual a la tasa de reducción de los costes unitarios a precios de los factores constantes,

$$\tilde{\varepsilon}_{Y,t} \equiv - \left( \frac{\dot{C}}{C} \Big|_{w,v,p,Kp} - \hat{Y} \right). \text{ En consecuencia, reescribiendo [21] como:}$$

$$\tilde{\varepsilon}_{Y,t} = -\varepsilon_{C,t} - (\varepsilon_{C,Y} - 1)\hat{Y} + (S_{Kp}^* - S_{Kp})\hat{K}p + S_{Kg}^*\hat{K}g \quad [21']$$

se obtiene una expresión que refleja los determinantes inmediatos de la reducción de los costes unitarios a precios de los factores constantes, es decir, el progreso técnico, el grado de rendimientos a corto plazo y el carácter cuasi-fijo o externo del capital privado y público.

(13) En este punto se va a utilizar la estrategia propuesta en de la Fuente (1999), en lugar de seguir la derivación de Morrison y Schwartz (1996), dado que como argumenta este autor, aunque al final se llega a una expresión similar en espíritu, el planteamiento de estas autoras se basa en la solución de un problema de optimización en el que el capital público es una variable de elección a largo plazo por parte de la empresa, lo que no tiene ningún sentido económico en el contexto presente.

$$\varepsilon_{C,Y} = \frac{S_{Kp}^* + S_{Kg}^* + S_L + S_{Cl}}{\rho} = \frac{S_{Kp}^* + S_{Kg}^* + 1 - S_{Kp}}{\rho} = \frac{1}{\rho} + \frac{S_{Kp}^* - S_{Kp}}{\rho} + \frac{S_{Kg}^*}{\rho} \quad [23]$$

La expresión [23] puede interpretarse fácilmente, la elasticidad de los costes al *output* a corto plazo se pueden descomponer en tres términos: (a) el efecto favorable sobre los costes de las economías de escala; (b) el potencial efecto reductor de costes cuando el factor cuasi-fijo está ajustándose; y (c) el potencial efecto favorable sobre los costes cuando se producen incrementos del factor exógeno.

El último paso consiste en introducir [23] en [21], con lo que finalmente se obtiene:

$$-\varepsilon_{C,t} = \tilde{\varepsilon}_{Y,t} - \left(1 - \frac{1}{\rho}\right)\hat{Y} - (S_{Kp}^* - S_{Kp})\left(\hat{Kp} - \frac{\hat{Y}}{\rho}\right) - S_{Kg}^*\left(\hat{Kg} - \frac{\hat{Y}}{\rho}\right) \quad [24]$$

La anterior expresión se puede reescribir de forma más compacta (haciendo uso de [10] y [11]) como:

$$-\varepsilon_{C,t} = \tilde{\varepsilon}_{Y,t} - YDIR - KpDIR - KpIND - KgDIR - KgIND \quad [25]$$

donde:

$$\begin{aligned} YDIR &\equiv \left(1 - \frac{1}{\rho}\right)\hat{Y} \\ KpDIR &\equiv -(S_{Kp}^* - S_{Kp})\hat{Kp} = -\varepsilon_{C,Kp}\hat{Kp} \\ KpIND &\equiv (S_{Kp}^* - S_{Kp})\frac{\hat{Y}}{\rho} = \varepsilon_{C,Kp}\frac{\hat{Y}}{\rho} \\ KgDIR &\equiv S_{Kg}^*\hat{Kg} = -\varepsilon_{C,Kg}\hat{Kg} \\ KgIND &\equiv -S_{Kg}^*\frac{\hat{Y}}{\rho} = \varepsilon_{C,Kg}\frac{\hat{Y}}{\rho} \end{aligned}$$

La expresión [25] será la base de los cálculos de descomposición de la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores que se presentarán posteriormente. Esta expresión se puede entender de dos formas complementarias. En primer lugar, como aquellas correcciones que son necesarias al cómputo tradicional de la PTF según la fórmula de Solow, correcciones que tienen que ver con la posibilidad de rendimientos a escala distintos de los constantes y con la existencia de efectos directos e indirectos de los factores fijos sobre la productividad total de los factores. En segundo lugar, dado que la tasa de crecimiento de la PTF calculada según la fórmula de Solow,  $\tilde{\varepsilon}_{Y,t}$ , no es más que la tasa de reducción de los costes unitarios a precios de los factores constantes (véase la nota 12), la ecuación [25] se puede reordenar como,

$$\tilde{\varepsilon}_{Y,t} = -\varepsilon_{C,t} + YDIR + KpDIR + KpIND + KgDIR + KgIND \quad [25']$$

con lo que todos los términos a la derecha reflejan las diferentes fuentes de comportamiento en el tiempo de los costes unitarios de producción, es decir, el efecto puro del progreso técnico, un efecto debido a los rendimientos a escala a largo plazo y la suma de los efectos totales (directos e indirectos) sobre los costes de la acumulación de *inputs* cuasi-fijos o externos.

Para comprender el significado económico de los efectos directos e indirectos de ambos tipos de capital, lo más intuitivo es definir el efecto total o neto de cada uno de ellos como:

$$KpTOT \equiv KpDIR + KpIND = -(S_{Kp}^* - S_{Kp}) \left( \hat{K}p - \frac{\hat{Y}}{\rho} \right) = \varepsilon_{c,Kp} \left( \frac{\hat{Y}}{\rho} - \hat{K}p \right) \quad [26]$$

$$KgTOT \equiv KgDIR + KgIND = -S_{Kg}^* \left( \hat{K}g - \frac{\hat{Y}}{\rho} \right) = \varepsilon_{c,Kg} \left( \frac{\hat{Y}}{\rho} - \hat{K}g \right)$$

Tal y como puede apreciarse, el efecto total será nulo en dos situaciones. En primer lugar, siempre que los *stocks* de capital crezcan a la par que el *output* (es decir, crezcan a la tasa  $\frac{\hat{Y}}{\rho}$ ), con lo que los costes unitarios a precios de los factores constantes (véase la expresión [25']) sólo responderán al progreso técnico ( $-\varepsilon_{c,t}$ ) y a un efecto de escala tecnológico puro (*YDIR*). Dicho de otra forma, la tasa de crecimiento de la PTF calculada según la fórmula de Solow únicamente debería ser corregida por la existencia de economías de escala distintas de la unidad (véase la expresión [25]). En segundo lugar, los efectos totales serán nulos también en el caso en que las elasticidades coste de ambos capitales sean nulas, o lo que es lo mismo, cuando el precio sombra relevante coincide con el coste de uso o precio de mercado relevante. Por otra parte, nótese que siempre que las elasticidades coste de ambos tipos de capitales sean negativas debido a que los *stocks* de capital están por debajo de sus dotaciones óptimas, para que el sector industrial aproveche el efecto positivo sobre la productividad y, en consecuencia, sobre la reducción de costes de dicha situación, deberá posibilitar que los *stocks* de capital crezcan a tasas superiores al *output* (es decir, crezcan a tasas superiores a  $\frac{\hat{Y}}{\rho}$ ). De esa forma, el efecto total del capital privado o público será positivo y como consecuencia parte de “la medida de nuestra ignorancia” se reduce y  $-\varepsilon_{c,t} < \tilde{\varepsilon}_{Y,t}$ , o lo que es lo mismo, la tasa de reducción de los costes inducidos por el progreso técnico<sup>14</sup> es inferior al crecimiento de la PTF calculado según la fórmula de Solow, por la convergencia a medida que transcurre el tiempo de los *stocks* de capital hacia sus niveles óptimos de largo plazo<sup>15</sup>.

(14) Es decir, el “progreso técnico corregido” en la terminología de Morrison y Schwartz (1996).

(15) Estas limitaciones de la convencional medición de la productividad tienen abundantes precedentes en la literatura sobre todo en relación con la inadecuada consideración del grado al que se utiliza la capacidad productiva [Jorgenson y Griliches (1967)] y con la existencia de desequilibrio [Berndt y Fuss (1981, 1986) y Bailey (1981)]. De hecho, los trabajos de Morrison parten de esta literatura sobre la medición de la utilización de la capacidad productiva, aunque posteriormente se concentren en la consideración del capital público y privado en posiciones de desequilibrio.

Para concluir esta sección es necesario especificar una forma funcional explícita de la función de costes variables, que permita tener en cuenta las consideraciones teóricas mencionadas en los párrafos anteriores. En este trabajo se ha optado por utilizar la función generalizada de Leontief, que no impone el tipo de rendimientos a escala y contempla la existencia de *inputs* fijos en el corto plazo<sup>16</sup>. Considerando dos *inputs* variables, trabajo y consumos intermedios, la función de costes variables adopta la siguiente forma<sup>17</sup>:

$$G = Y \left[ \sum_i \sum_j \alpha_{ij} P_i^{1/2} P_j^{1/2} + \sum_i \sum_m \delta_{im} P_i s_m^{1/2} + \sum_i P_i \sum_m \sum_n \gamma_{mn} s_m^{1/2} s_n^{1/2} \right] + \quad [27]$$

$$+ Y^{1/2} \left[ \sum_i \sum_k \delta_{ik} P_i x_k^{1/2} + \sum_i P_i \sum_m \sum_k \gamma_{mk} s_m^{1/2} x_k^{1/2} \right] + \sum_i P_i \sum_k \sum_l \gamma_{lk} x_k^{1/2} x_l^{1/2}$$

donde  $P_i$  y  $P_j$  son los precios de los factores variables,  $V_i$ ;  $x_k$  y  $x_l$  son los *inputs* cuasi-fijos; y  $s_m$  y  $s_n$  indican el resto de argumentos (en este caso, el *output*,  $Y$ , y el tiempo,  $t$ ). Utilizando el lema de Shephard se obtienen las dos ecuaciones de demanda de *inputs* variables, que es conveniente expresar como ecuaciones *input-output*, lo que permite corregir problemas de heteroscedasticidad a la hora de la contrastación empírica del modelo:

$$\frac{V_i}{Y} = \frac{\partial G}{\partial P_i} \frac{1}{Y} = \sum_i \alpha_{ij} \left( \frac{P_j}{P_i} \right)^{1/2} + \sum_m \delta_{im} s_m^{1/2} + \sum_m \sum_n \gamma_{mn} s_m^{1/2} s_n^{1/2} + \quad [28]$$

$$+ Y^{-1/2} \left[ \sum_k \delta_{ik} x_k^{1/2} + \sum_m \sum_k \gamma_{mk} s_m^{1/2} x_k^{1/2} \right] + Y^{-1} \sum_k \sum_l \gamma_{lk} x_k^{1/2} x_l^{1/2}$$

A la estimación del sistema formado por las tres ecuaciones anteriores, hay que añadir una cuarta, que representa el comportamiento maximizador de beneficios en el corto plazo. Esta cuarta ecuación es la condición de igualación entre el precio del *output* ( $P$ ) y el coste marginal a corto plazo ( $CMa$ ). Nótese que dicha condición no se está imponiendo, sino que se va a estimar como una ecuación más del sistema, por lo que el residuo de esta ecuación permite cuantificar si a corto plazo las empresas se desvían o no del comportamiento competitivo y en qué medida las regiones tienen un cierto poder de mercado.

$$P = CMa = \frac{\partial G}{\partial Y} = \sum_i \sum_j \alpha_{ij} P_i^{1/2} P_j^{1/2} + \sum_i \sum_m \delta_{im} P_i s_m^{1/2} + \sum_i P_i \sum_m \sum_n \gamma_{mn} s_m^{1/2} s_n^{1/2} +$$

$$+ 1/2 Y^{-1/2} \left[ \sum_i \sum_k \delta_{ik} P_i x_k^{1/2} + \sum_i P_i \sum_m \sum_k \gamma_{mk} s_m^{1/2} x_k^{1/2} \right] + \quad [29]$$

(16) Véase Morrison (1988) para un análisis riguroso de las ventajas de esta especificación de la función de costes respecto a otras, como por ejemplo la translog.

(17) Por simplicidad se omiten los subíndices que harían referencia a regiones y tiempo, así como el término de error.

$$+ 1/2 Y^{1/2} \sum_i \delta_{iy} P_i + Y^{1/2} \left[ \sum_i P_i \sum_m \gamma_{my} s_m^{1/2} \right] + 1/2 \sum_i P_i \sum_k \gamma_{yk} x_k^{1/2}$$

Por tanto, contamos con un sistema de cuatro ecuaciones, que es posible estimar para obtener los parámetros relevantes de la función de costes, que a su vez permitirán computar los precios sombra, las elasticidades y otras medidas relevantes para el análisis del efecto de los distintos capitales.

## 2. LOS DATOS BÁSICOS DEL SECTOR INDUSTRIAL

Para abordar el enfoque dual de la función de costes ha sido preciso completar considerablemente la base de datos BD.MORES. La idea es trabajar con el sector industrial (excluida energía) al máximo nivel de agregación, por lo que se va a contar con datos que presentan dos dimensiones, 14 observaciones temporales (1980-1993) y 17 individuos (las 17 Comunidades Autónomas españolas). Aunque esta base de datos contiene una desagregación NACE-CLIO R-17, este trabajo se centra únicamente en los efectos que los distintos capitales productivos, público y privado, tienen sobre el total del sector industrial excluyendo energía, es decir el sector 3 de la R-6. La medida de capital público productivo que se va a emplear surge de excluir del total aquel que se debe a la inversión pública en educación, sanidad, servicios generales de las administraciones públicas y el imputado al sector agrícola, es decir, se trata de un agregado que considera fundamentalmente las infraestructuras, ya sean éstas provistas por las distintas administraciones públicas o por otros agentes. En línea con la mayoría de los trabajos de esta literatura lo que se pretende es analizar el impacto de las infraestructuras públicas productivas sobre el sector industrial. Por ello, aunque puede ser muy relevante analizar el impacto de otros conceptos más amplios de capital público (incluyendo por ejemplo educación), en este trabajo hemos optado únicamente por circunscribirnos a las infraestructuras.

La base de datos BD.MORES, en lo que se refiere al sector industrial, utiliza principalmente información de la *Contabilidad Regional de España*, de la *Encuesta Industrial* y del *Registro de Inversiones* del I.N.E. La información de la BD.MORES está desagregada por ramas productivas y regiones y en este trabajo se van a utilizar las series agregadas regionales sobre gastos de personal, empleo, remuneración unitaria del trabajo, capital privado, capital público, valor añadido y los correspondientes índices de precios desde 1980 hasta 1993. Por consiguiente aunque en este artículo no se desagrega el sector industrial en ramas productivas, la información de base de la BD.MORES permite considerar, dada la diferente estructura productiva por regiones del sector industrial, índices de precios de *inputs* y *output* distintos para el total del sector industrial de cada región. No obstante, se ha tenido que abordar la obtención de series históricas del coste de uso del capital privado y público, y proceder a construir índices de precios de consumos intermedios por ramas productivas para obtener deflatores diferentes para el total del sector industrial de cada región. El trabajo de Díaz (1998) ha permitido la incorporación de los consumos intermedios y de los correspondientes valores de producción para el sector industrial a escala regional y para el período 1980-1993.

Nótese que para estudiar el posible efecto del capital público y privado sobre los costes variables es aconsejable tener en cuenta los consumos intermedios, además de los costes salariales. De esta forma, la variable *output* relevante debe ser el valor de la producción, que resulta de sumar al valor añadido los consumos intermedios.

En la especificación del coste del uso del capital privado, en la BD.MORES se han tenido en cuenta diferencias por ramas productivas industriales desagregadas a R-17 en lo que se refiere a tasas de depreciación, precios de los bienes de capital, tasas de crecimiento de los mismos y cuña impositiva. Esto conduce a diferencias regionales en la evolución del nivel de los costes de uso para la industria<sup>18</sup>.

El cuadro 1 pone de manifiesto la descomposición de la producción industrial nacional en sus distintos componentes<sup>19</sup>. La mayor parte de la producción la constituyen los consumos intermedios que son ignorados en aquellos trabajos que sólo se circunscriben al valor añadido. La producción no ha crecido de forma continua. En los primeros años ochenta y noventa decrece en términos reales al igual que los consumos intermedios. El empleo muestra un comportamiento cíclico todavía más dilatado en el tiempo y los costes variables reales se reducen en los años centrales del período muestral. El capital privado industrial decrece desde 1980 hasta 1986 y el capital público también manifiesta un comportamiento cíclico determinado por el distinto ritmo de crecimiento en la fase recesiva y expansiva.

Hay por tanto, incluso a escala nacional, muy diferentes tasas de crecimiento de los distintos factores productivos, diferencias que, adicionalmente, son mucho más acusadas observando las distintas regiones, como pone de manifiesto la información contenida en el cuadro 2. En este cuadro se puede observar que existen grandes disparidades en el ratio capital público/capital industrial privado. Los valores más elevados de éste ratio se dan en regiones como Baleares, Canarias, Castilla-León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Galicia y La Rioja. En principio, en las regiones mencionadas, más que de exceso de capital público se podría hablar de una relativa escasez de capital industrial privado, dado que no se caracterizan, en general, por una especialización productiva en las ramas manufactureras (véase la columna [9]). Este hecho parece confirmarse al tener en cuenta que son precisamente estas regiones las que presentan ratios capital público relativo a la producción industrial más elevados. Adicionalmente, como se puede observar en la columna 10, en estas regiones el peso de la producción industrial respecto al total nacional es muy reducido.

---

(18) Para mayor detalle véase Dabán *et al.* (1998). En este trabajo se incluyen también aproximaciones alternativas al coste social de uso del capital público. En la medida que aquí nos ceñimos al sector industrial no parece muy significativo utilizarlo para evaluar la oportunidad de las políticas de inversión pública, lo que sería más adecuado para el total del sector privado productivo.

(19) Aunque en este cuadro sólo se recoge el coste de uso promedio regional, en los apartados siguientes se utilizan costes de uso específicos para cada región, de los que se dispone en la BD.MORES.

Cuadro 1: EVOLUCIÓN DEL SECTOR INDUSTRIAL EN ESPAÑA, 1980-1993

	Y	L	Cl	Kp	Kg	G/Y	PKp
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
1980	8540685	2804006	4730765	4766985	3191608	0,852	0,073
1981	8334300	2631100	4579411	4721660	3243447	0,855	0,112
1982	8288563	2502900	4567038	4654240	3359733	0,860	0,143
1983	8457481	2449900	4655467	4562866	3481393	0,849	0,129
1984	8564565	2389900	4743187	4484955	3573494	0,840	0,170
1985	8764648	2456100	4858296	4456360	3714876	0,847	0,158
1986	9218523	2495500	5095112	4439948	3878851	0,846	0,171
1987	9764059	2583100	5413205	4481136	4051093	0,845	0,217
1988	10382463	2633000	5859043	4560392	4274306	0,840	0,191
1989	10973405	2719600	6270133	4691164	4599292	0,841	0,227
1990	11221847	2811300	6429468	4839115	5016532	0,852	0,235
1991	11341156	2776790	6497322	5049614	5400753	0,858	0,210
1992	11305993	2688600	6467252	5183226	5708408	0,891	0,215
1993	10879539	2549300	6213085	5256450	5925813	0,905	0,163
TCMA80-93	1,88	-0,73	2,12	0,75	4,88	0,46	6,35
TCMA80-86	1,28	-1,92	1,24	-1,18	3,30	-0,13	15,23
TCMA 86-93	2,39	0,31	2,87	2,44	6,24	0,96	-0,71

Nota: Las cinco primeras columnas se refieren a la economía española, las dos últimas son promedios regionales. Las tres últimas filas recogen las tasas de crecimiento medias anuales de las diferentes variables. La producción, consumos intermedios y los capitales están expresados en millones de pesetas de 1980. El empleo en número de trabajadores.

Cuadro 2: INDICADORES DE DISPARIDAD REGIONAL

	KG/KP	KG/Y	KG	KP	Y	L	CI	CI/G	Espec.	Yi/Yn
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
AND	1,22	0,65	7,81	-0,07	0,66	-0,33	0,73	0,70	0,74	0,10
ARA	0,93	0,54	2,36	-0,02	4,36	-0,12	4,87	0,63	1,07	0,04
AST	0,87	0,52	4,74	1,61	0,28	-1,57	1,04	0,68	0,92	0,03
BAL	1,85	0,87	4,71	-0,86	0,32	-0,86	0,82	0,64	0,34	0,01
CAN	3,04	1,25	3,76	2,71	3,01	0,70	2,92	0,72	0,44	0,01
CANT	0,63	0,39	6,30	-0,80	0,79	-1,79	1,17	0,66	1,18	0,02
CYL	1,48	0,72	3,10	0,45	2,23	-0,81	2,49	0,67	0,94	0,06
CLM	2,10	1,08	4,68	2,18	1,83	0,05	1,52	0,64	0,75	0,03
CAT	0,55	0,26	4,41	0,99	2,17	-0,95	2,45	0,62	1,26	0,25
CVAL	0,85	0,37	5,84	1,57	2,62	-0,03	2,90	0,63	1,10	0,10
EXT	3,56	2,10	4,88	2,16	-1,84	-1,85	-2,22	0,69	0,35	0,01
GAL	1,59	0,57	4,06	2,05	1,93	-0,49	2,27	0,67	0,81	0,05
MAD	0,59	0,24	6,14	0,54	2,34	-0,83	2,49	0,62	0,93	0,12
MUR	1,04	0,44	8,76	0,79	1,20	-0,16	1,41	0,69	0,80	0,02
NAV	0,84	0,38	2,65	2,96	3,35	0,35	3,59	0,64	1,51	0,03
PVAS	0,45	0,29	4,27	-0,29	0,56	-2,02	0,94	0,61	1,52	0,11
RIO	1,76	0,49	0,02	2,87	2,54	-0,39	2,57	0,71	1,51	0,01
ESPAÑA	0,90	0,44	4,88	0,75	1,88	-0,73	2,12	0,64	1,00	1,00

Nota: La última fila se refiere al total de la economía española, no al promedio regional. Los datos para cada región son la media para el período 1980-1993. Todas las magnitudes están expresadas en términos reales en pesetas de 1980. La columna [9] recoge un índice de especialización industrial, que mide el porcentaje que representa la producción industrial respecto a la producción privada total en cada región, respecto al mismo porcentaje en la nación.

Como puede observarse, en la práctica totalidad de las regiones los consumos intermedios son el componente más importante, prácticamente las dos terceras partes, de los costes variables. Este hecho apunta hacia un escenario económico muy distinto del utilizado tradicionalmente al hacer contabilidad del crecimiento a partir de funciones de producción, en las que la participación del trabajo es la preponderante en el valor añadido<sup>20</sup>. Las tasas de crecimiento de la producción total están muy correlacionadas en todas las regiones con las tasas de crecimiento de los consumos intermedios. El empleo cae prácticamente en la mayoría de las Comunidades Autónomas y el capital privado crece en el promedio de regiones por debajo del *output*. El capital público, con la excepción de La Rioja, una región muy especial, presenta las mayores tasas de crecimiento de las variables consideradas.

### 3. RESULTADOS

Las ecuaciones [27], [28], y [29] han sido estimadas como un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE), lo que permite imponer restricciones entre parámetros, ganar grados de libertad e imponer estructura al modelo generando estimadores más eficientes, dado el grado de correlación existente entre las perturbaciones de las cuatro ecuaciones. Se han utilizado para ello datos anuales de 1980 a 1993 para las 17 Comunidades Autónomas españolas. Los resultados obtenidos no son estadísticamente equivalentes a los que se obtiene de estimar las cuatro ecuaciones por separado. En este sentido, la utilización del SURE impone estructura y robustez al modelo, lo que permite ganar eficiencia (reducir los errores estándar de los estimadores) y obtener resultados mucho más razonables desde el punto de vista económico.

En el apéndice I se presentan los resultados de los coeficientes estimados en la especificación final elegida (cuadro A.1), así como un cuadro con las correlaciones entre las variables usadas en las estimaciones (cuadro A.2). Como se puede observar, en general, los coeficientes estimados son significativos, aunque dada la complejidad de la función de Leontief generalizada el signo y la magnitud de los mismos tiene poco valor informativo desde el punto de vista de la intuición económica que hay detrás de los mismos. Adicionalmente, como se puede observar el ajuste de las cuatro ecuaciones es elevado.

Antes de pasar a comentar los resultados concretos que se obtienen a partir de recuperar los coeficientes de la estimación, es necesario hacer algunas puntualizaciones sobre la forma en la que se ha llegado a la especificación final presentada en el apéndice I. Como se puede observar en el cuadro A.1, la ecuación de costes finalmente estimada en el sistema de cuatro ecuaciones es la de costes variables medios ( $G/Y$ ), lo que corrige problemas de heteroscedasticidad. Por otra parte, se han introducido en las dos ecuaciones [28] de demanda de factores varia-

---

(20) Lógicamente ésta cuestión no es una ventaja metodológica de la aproximación dual, ya que también existen trabajos que utilizan el enfoque vía función de producción, en los que se considera como *input* los consumos intermedios y como variable *output* el valor de la producción.

bles dos variables ficticias en el intercepto, que a su vez se incluyen en los coeficientes correspondientes de las ecuaciones [27] y [29]. La primera de estas variables toma valor uno para Cataluña, Madrid y País Vasco y cero en el resto, mientras que la segunda es uno en Canarias, Baleares y Extremadura y cero en el resto. La elección de estos dos grupos de regiones se fundamenta en que las tres primeras son las que tienen el mayor peso en el total del sector industrial español, siendo las que presentan los ratios  $Kg/Kp$  y  $Kg/Y$  más bajos de España. De la misma forma Canarias, Baleares y Extremadura son las tres regiones de menor peso industrial, menor índice de especialización y *ratios*  $Kg/Kp$  y  $Kg/Y$  que duplican la media nacional (véase el cuadro 2).

Por otra parte, también se ha procedido a estimar el sistema de ecuaciones expresando todas las variables en desviaciones respecto a sus medias temporales. Esta forma de proceder presenta la ventaja de reducir los problemas de multicolinealidad derivados del elevado número de parámetros implicados en la estimación de la Leontief, aparte de que al suprimir las tendencias de las variables, se elimina el efecto que éstas pudieran tener sobre la adecuada medición del progreso técnico<sup>21</sup>. Sin embargo, a pesar de las posibles ventajas enunciadas, los resultados obtenidos no difieren cualitativamente de los que se presentaron posteriormente, por lo que se ha optado por mantener la especificación en niveles. Por último, se han realizado otros dos tipos de ejercicios para comprobar la robustez de la especificación final elegida. En primer lugar, se ha realizado la estimación del sistema excluyendo algunas de las regiones que pudieran mostrar un comportamiento más atípico respecto al promedio, como pueda ser el caso de Baleares o La Rioja, sin obtener cambios apreciables en los resultados del resto de Comunidades Autónomas. En segundo lugar, la consideración de sistemas de ecuaciones formados por un número inferior de ecuaciones (por ejemplo, excluyendo la demanda de consumos intermedios o conjuntamente las dos demandas de factores) sólo tiene el efecto de una cierta pérdida de precisión (parámetros menos significativos) en la estimación<sup>22</sup>.

En el cuadro 3 se recoge la evolución promedio de las regiones, que manifiesta un comportamiento razonable al comparar el precio del *output* con el coste marginal a corto plazo y los costes medios variables y totales. El precio es muy semejante al coste marginal y claramente superior a los costes medios variables y totales. Los rendimientos de algunos factores variables en el corto plazo son de-

(21) En Doménech (1993) se puede encontrar una discusión sobre la relevancia de esta cuestión en un análisis para la Banca Española.

(22) La realización de un contraste formal sobre el lema de Shephard [véase, por ejemplo, Moreno *et al.* (1998)] indica que el mismo no se verifica. La razón es que los coeficientes estimados en el modelo no restringido tienen desviaciones estándar muy elevadas, por lo que aún siendo consistentes hacen que el contraste sea muy impreciso. Sin embargo, esto no es problemático en nuestro caso, ya que la exclusión de las dos ecuaciones de demanda de factores, sólo genera precios sombra del capital privado un poco mayores y precios sombra del capital público un poco inferiores a los que se presentarán posteriormente. En consecuencia, se ha optado por mantener la estimación del sistema completo de cuatro ecuaciones, dado que esto permite obtener estimadores más eficientes.

Cuadro 3: PANEL A. RESULTADOS PROMEDIO PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS

	P	CMa	C/Y	G/Y	RTOS. CP	RTOS. LP	$\varepsilon_{Y,Kp}$	$\varepsilon_{Y,Kg}$	$\varepsilon_{Y,Kg}^{pond.}$
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
1980	1,00	0,98	0,89	0,85	0,87	0,98	0,09	0,02	0,04
1981	1,15	1,14	1,05	0,98	0,86	0,99	0,10	0,02	0,05
1982	1,29	1,30	1,21	1,11	0,86	0,99	0,11	0,02	0,05
1983	1,47	1,48	1,35	1,25	0,84	0,98	0,12	0,02	0,04
1984	1,66	1,66	1,54	1,39	0,84	0,99	0,13	0,02	0,04
1985	1,77	1,78	1,64	1,50	0,84	0,99	0,13	0,02	0,04
1986	1,88	1,88	1,75	1,59	0,85	1,00	0,14	0,01	0,04
1987	1,96	1,96	1,85	1,65	0,84	0,99	0,14	0,01	0,04
1988	2,03	2,03	1,88	1,70	0,84	0,99	0,13	0,01	0,04
1989	2,14	2,12	2,01	1,80	0,85	1,00	0,14	0,01	0,03
1990	2,20	2,19	2,11	1,88	0,86	1,00	0,14	0,01	0,03
1991	2,28	2,26	2,17	1,95	0,86	1,01	0,14	0,00	0,03
1992	2,34	2,36	2,32	2,09	0,88	1,01	0,13	-0,00	0,03
1993	2,38	2,39	2,34	2,15	0,90	1,01	0,12	-0,01	0,03

PANEL B. RESULTADOS PROMEDIO PARA CADA REGIÓN

	P	CMa	C/Y	G/Y	RTOS.CP	RTOS.LP	$\varepsilon_{Y,Kp}$	$\varepsilon_{Y,Kg}$
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Andalucía	1,83	1,81	1,72	1,54	0,85	1,02	0,14	0,03
Aragón	1,82	1,83	1,73	1,54	0,84	1,01	0,11	0,05
Asturias	1,80	1,76	1,73	1,57	0,88	1,04	0,11	0,05
Baleares	1,84	1,85	1,77	1,62	0,87	1,01	0,15	-0,01
Canarias	1,87	1,90	1,74	1,60	0,84	0,95	0,16	-0,06
Cantabria	1,80	1,78	1,74	1,55	0,87	1,01	0,08	0,05
Castilla y León	1,85	1,86	1,76	1,59	0,86	1,01	0,14	0,02
Castilla-La Mancha	1,82	1,81	1,66	1,49	0,83	1,00	0,20	-0,03
Cataluña	1,80	1,81	1,68	1,52	0,84	0,98	0,09	0,05
C.Valenciana	1,83	1,87	1,68	1,53	0,82	0,95	0,10	0,04
Extremadura	1,84	1,80	1,87	1,66	0,92	1,06	0,31	-0,17
Galicia	1,85	1,86	1,72	1,60	0,86	0,98	0,12	0,01
Madrid	1,81	1,82	1,66	1,53	0,84	0,96	0,08	0,04
Murcia	1,83	1,80	1,71	1,56	0,86	1,00	0,11	0,03
Navarra	1,82	1,82	1,71	1,56	0,86	0,99	0,10	0,03
País Vasco	1,78	1,75	1,75	1,56	0,89	1,03	0,08	0,07
La Rioja	1,83	1,87	1,65	1,56	0,83	0,91	0,09	-0,01
PROMEDIO	1,82	1,82	1,72	1,56	0,86	0,99	0,13	0,01

Nota: La columna [5] recoge los rendimientos a corto plazo de algunos factores variables, mientras que la columna [6] los rendimientos a escala, es decir el grado de homogeneidad de la función de producción. Las columnas [7] y [8] las elasticidades parciales no ponderadas propias de la función de producción ímplicita y la columna [9] la elasticidad parcial ponderada por el peso de la industria regional sobre el total nacional. Las columnas [3] y [4], a diferencia del cuadro 1 recogen los costes en términos nominales y el *output* en términos reales para poder ser comparables con el nivel de precios y el coste marginal.

crecientes reflejando que las empresas se encuentran produciendo un *output* mayor que el óptimo, dado el tamaño de su planta determinada por la dotación de factores fijos. Estos rendimientos a corto plazo son compatibles con la existencia de rendimientos a escala prácticamente constantes, como cabría esperar obtener en el sector industrial.

La elasticidad de la producción en relación al capital privado varía entre 0,09 y 0,14 a lo largo del período muestral, lo que es un resultado razonable teniendo en cuenta que se están considerando los *inputs* intermedios como factor de producción. Mayor variabilidad se observa en los promedios regionales, donde la elasticidad oscila entre el 0,08 de Cantabria, Madrid y País Vasco y el 0,31 de Extremadura. La elasticidad que se obtiene para el capital público es en promedio positiva (0,01). Ahora bien, este resultado está enormemente condicionado por determinadas regiones, sobre todo Extremadura y Canarias, pero también Castilla-La Mancha, Baleares y La Rioja. Si se excluyesen estas Comunidades la elasticidad promedio sería 0,039<sup>23</sup>, resultado compatible con elasticidades obtenidas habitualmente en otros trabajos entre el 0,05 y 0,08, que utilizan simplemente el valor añadido y hacen abstracción de los consumos intermedios.

En el cuadro 4 se presentan algunos de los resultados más importantes que se derivan del enfoque dual adoptado en este trabajo. En concreto, como se manifestó anteriormente una de las limitaciones básicas del análisis de las funciones de producción es que implícitamente, al utilizar formas funcionales del tipo Cobb-Douglas, se están imponiendo relaciones de sustituibilidad estricta entre los factores productivos. Adicionalmente, al considerarse bajo esta perspectiva que todos los factores son variables no tiene sentido la discusión sobre la relación entre precios sombra de los factores y su coste de uso. La consideración del enfoque dual supera estas limitaciones, por lo que tal y como se puede observar en las dos primeras columnas del cuadro 4, es posible obtener los precios sombra de ambos capitales. El precio sombra del capital privado es positivo en todas las regiones españolas, teniendo un valor promedio de 0,266, lo que significa que por cada peseta de 1980 invertida se generaría un ahorro en costes variables de aproximadamente 27 céntimos<sup>24</sup>. Por otro lado, los valores del precio sombra del capital público presentan un patrón más heterogéneo entre regiones y decreciente a lo largo del tiempo. Las cinco regiones que se significan por mantener ratios capital público-privado más elevados son las que tienen a corto plazo precios sombra del

---

(23) Hay que tener en cuenta que la elasticidad promedio de 0,04 será mucho más cercana al valor real que se obtendría si se estimara una función de producción para el total del sector industrial en España. Obsérvese que más del 80 por cien de la industria española se concentra en regiones que muestran valores positivos de esta elasticidad. Además, si se ponderasen las elasticidades regionales teniendo en cuenta la participación de la producción regional industrial en el total nacional (véase columna 9), la elasticidad tendría valores nunca superiores a 0,05 ni inferiores a 0,03, por lo que el promedio no ponderado (columna 8) otorga un mayor peso a las regiones con menor producción industrial.

(24) Al igual que en los cuadros 1 y 2 las magnitudes están expresadas en términos reales, en pesetas de 1980.

Cuadro 4: PRECIOS SOMBRA, SUSTITUIBILIDAD Y COMPLEMENTARIEDAD  
Y ELASTICIDADES DEL CAPITAL PÚBLICO Y PRIVADO  
PANEL A. RESULTADOS PROMEDIO PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS

	$Z_{Kp}$	$Z_{Kg}$	$L_{Kp}$	$C_{Kp}$	$L_{Kg}$	$C_{Kg}$	$\epsilon_{C,Kp}$	$\epsilon_{C,Kg}$
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
1980	0,189	0,091	0,047	0,142	0,049	0,042	-0,058	-0,023
1981	0,204	0,094	0,005	0,199	0,024	0,069	-0,046	-0,023
1982	0,222	0,091	-0,031	0,253	0,011	0,080	-0,037	-0,024
1983	0,244	0,085	-0,058	0,302	0,005	0,081	-0,059	-0,021
1984	0,265	0,081	-0,079	0,343	-0,004	0,085	-0,046	-0,019
1985	0,277	0,078	-0,107	0,384	-0,007	0,084	-0,059	-0,019
1986	0,289	0,071	-0,132	0,420	-0,009	0,081	-0,059	-0,014
1987	0,295	0,068	-0,157	0,452	-0,013	0,081	-0,036	-0,012
1988	0,305	0,064	-0,172	0,478	-0,018	0,082	-0,053	-0,012
1989	0,311	0,059	-0,195	0,506	-0,020	0,079	-0,040	-0,009
1990	0,308	0,051	-0,231	0,539	-0,024	0,074	-0,034	-0,007
1991	0,306	0,044	-0,267	0,573	-0,029	0,074	-0,046	-0,001
1992	0,268	0,035	-0,341	0,609	-0,040	0,074	-0,026	0,004
1993	0,243	0,026	-0,388	0,631	-0,051	0,077	-0,041	0,006

PANEL B. RESULTADOS PROMEDIO PARA CADA REGIÓN

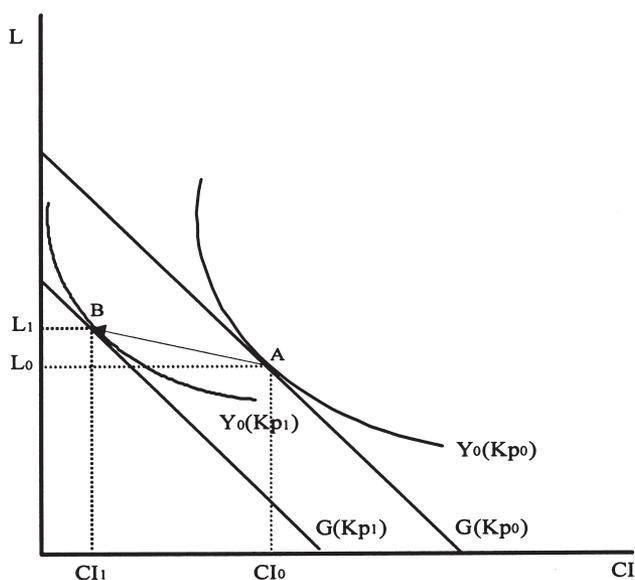
	$Z_{Kp}$	$Z_{Kg}$	$L_{Kp}$	$C_{Kp}$	$L_{Kg}$	$C_{Kg}$	$\epsilon_{C,Kp}$	$\epsilon_{C,Kg}$
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Andalucía	0,256	0,063	-0,125	0,381	0,030	0,033	-0,046	-0,036
Aragón	0,196	0,080	-0,144	0,340	-0,050	0,130	-0,012	-0,048
Asturias	0,183	0,088	-0,119	0,302	-0,061	0,148	-0,024	-0,047
Baleares	0,328	-0,011	-0,252	0,580	0,011	-0,022	-0,074	0,013
Canarias	0,399	-0,051	-0,389	0,788	0,074	-0,125	-0,102	0,069
Cantabria	0,136	0,154	-0,099	0,235	-0,138	0,292	0,019	-0,056
Castilla y León	0,285	0,024	-0,185	0,470	0,036	-0,012	-0,058	-0,019
Castilla-La Mancha	0,373	-0,023	-0,254	0,627	0,044	-0,067	-0,112	0,028
Cataluña	0,192	0,212	0,041	0,151	0,035	0,178	-0,006	-0,059
C. Valenciana	0,226	0,111	-0,054	0,279	0,001	0,109	-0,025	-0,044
Extremadura	0,500	-0,077	-0,374	0,873	0,070	-0,146	-0,189	0,162
Galicia	0,338	0,011	-0,159	0,497	0,040	-0,029	-0,064	-0,006
Madrid	0,197	0,184	0,008	0,189	-0,027	0,211	-0,008	-0,046
Murcia	0,247	0,075	-0,114	0,361	-0,049	0,123	-0,032	-0,030
Navarra	0,212	0,090	-0,098	0,310	-0,070	0,160	-0,021	-0,037
País Vasco	0,119	0,229	-0,015	0,134	-0,105	0,334	0,026	-0,066
La Rioja	0,336	-0,020	-0,226	0,562	0,005	-0,025	-0,049	0,012
PROMEDIO	0,266	0,067	-0,150	0,417	-0,009	0,076	-0,046	-0,012
D. Estándar	0,007	0,006	0,011	0,017	0,004	0,009	0,004	0,004

Nota:  $Z_{Ki}$  es el precio sombra del capital  $i$ ,  $L_{Ki}$  y  $C_{Ki}$  (véase la ecuación [7]) recogen los efectos del aumento del *stock* de capital  $i$  sobre los costes laborales y sobre los costes de los *inputs* intermedios, respectivamente.  $\epsilon_{C,Ki}$  es la elasticidad de los costes a un aumento del capital  $i$ . Todas las magnitudes están expresadas en pesetas de 1980. La desviación estándar es la de la media muestral.

capital público negativos<sup>25</sup>. En el resto de las Comunidades la ganancia en costes del aumento del capital público es positiva, aunque con niveles en general inferiores al del capital privado, si bien merece la pena destacar que regiones como Cataluña, Cantabria, Comunidad Valenciana, Madrid y el País Vasco presentan valores especialmente elevados del precio sombra del capital público.

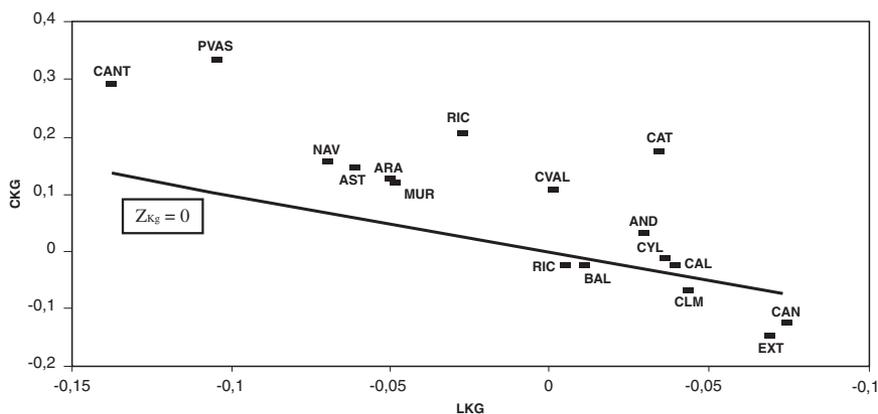
Otra cuestión relevante es la descomposición de los precios sombra en el ahorro (o desahorro) de costes laborales y del uso de los consumos intermedios. Como se aprecia en las columnas [3] y [4] se puede afirmar que el capital privado tiende a reducir los costes asociados al uso de consumos intermedios y a aumentar los costes laborales. Es decir, el trabajo aparece como un factor complementario del capital privado (con la notoria excepción de Cataluña y Madrid), mientras que los *inputs* intermedios son siempre un factor sustitutivo (véase el gráfico 1). Este resultado indica que la inversión privada genera empleo en la industria, pero que su efecto negativo sobre los costes es ampliamente compensado por la reducción

Gráfico 1: GRADO DE COMPLEMENTARIEDAD/SUSTITUIBILIDAD DEL CAPITAL PRIVADO



(25) El hecho de obtener precios sombra negativos del capital público en algunas regiones (lo que es un resultado incoherente desde un punto de vista teórico) podría inducir a pensar en la existencia de posibles problemas de endogeneidad. En cualquier caso, no creemos que esto sea así porque las cinco regiones donde se obtiene este resultado no son ni las más pobres ni las más pequeñas. Nótese que el resultado se obtiene tanto en Baleares o La Rioja (que son de las más ricas en España), como en Extremadura o Castilla-La Mancha (que son de las más pobres).

Gráfico 2: PRECIO SOMBRA DEL CAPITAL PÚBLICO. PROMEDIO 1980-1993



en los mismos vía consumos intermedios. En el caso del capital público (columnas [5] y [6]), aunque en promedio se obtienen las mismas relaciones de complementariedad y sustituibilidad entre los factores, se observa una mayor heterogeneidad entre las regiones (véase el gráfico 2).

La traslación de los precios sombra a elasticidades sombra de los costes respecto al capital privado (donde influye el coste de uso del mismo) muestra que, con la excepción de Cantabria y País Vasco, en todas las demás regiones dicha elasticidad es negativa, lo que refleja el hecho de que los precios sombra son superiores a los costes de uso. La conclusión es que el *stock* de capital privado industrial está por debajo de su nivel óptimo en la generalidad de Comunidades Autónomas, por lo que sería socialmente eficiente aumentarlo. Otra forma de expresar la misma idea es que la industria española está padeciendo una reducida capitalización en sus procesos productivos. Esta última manera de analizar los resultados conduce a suponer que los elevadísimos  $Z_{Kp}$  y  $C_{Kp}$  de algunas regiones como Baleares, Canarias, las dos Castillas, Extremadura, Galicia y La Rioja son la manifestación de una gran escasez de capital industrial en sus economías.

Junto a la escasez de capital privado reseñada, los resultados sobre  $Z_{Kg}$  y  $\varepsilon_{C,Kg}$  también apuntan a la existencia de una insuficiente dotación de infraestructuras públicas, dado el tejido industrial existente. Nótese que tanto si se excluyen del cómputo del promedio de la elasticidad coste del capital público las cinco regiones en las que se ha obtenido un valor negativo del precio sombra, como si se calcula la elasticidad ponderando por el peso del *output* industrial regional en el *output* nacional se obtendría un valor de  $\varepsilon_{C,Kg}$  de  $-0,04$ , valor muy similar al obtenido para la elasticidad coste del capital privado. Ciertamente si se utilizara un coste de uso “social” del capital público, podría ocurrir que al calcular la elasticidad se obtuviesen valores positivos en algunas regiones más, lo que indicaría que

la dotación de infraestructuras en esas regiones estaría por encima del nivel socialmente óptimo<sup>26</sup>. No obstante, aun en ese caso sería excesivamente aventurado concluir que hay un exceso de capital público en determinadas regiones españolas, al menos por dos razones. La primera es que la medida de capital público que se está utilizando no es la del capital público que específicamente emplea la industria. Un claro ejemplo son las regiones de Baleares y Canarias, regiones que presentan ratios capital público-privado elevadísimos respecto a la media nacional<sup>27</sup> y que, además conjuntamente no suponen ni el dos por cien de la industria nacional. Obviamente gran parte del capital público puede tener un efecto muy positivo en el sector servicios de estas regiones, pero ninguno sobre la industria<sup>28</sup>. La segunda razón es que una de las insuficiencias del enfoque adoptado en este trabajo es que se ha prescindido de establecer relaciones de complementariedad y sustituibilidad entre capital privado y público. Este aspecto es fundamental para explicar cómo se transmiten hacia la inversión privada industrial los impulsos de las variaciones en las infraestructuras públicas, dado que el capital industrial privado es el que tiende a ser verdaderamente productivo en las regiones en que es relativamente más escaso.

Para concluir esta sección se van a presentar resultados referidos al crecimiento de la productividad de los factores, que se deriva del enfoque dual, la consideración de factores productivos fijos y la posible existencia de rendimientos no constantes a escala. En este sentido, como ya se avanzó anteriormente, el enfoque de Morrison y Schwartz (1996) permite descomponer la tasa de crecimiento de la PTF calculada a partir de la fórmula de Solow (véase la ecuación [25] o [25']) en la suma del impacto de las economías de escala, los efectos directos e indirectos del capital público y privado y como residuo el efecto puro sobre los costes del progreso técnico. En el cuadro 5 se presenta esta descomposición. Tradicionalmente en la extensa literatura que analiza la evolución de la PTF a partir de ejercicios de contabilidad del crecimiento se ha hecho abstracción del efecto de los consumos intermedios sobre la misma. Uno de los valores añadidos de este trabajo es precisamente considerar los consumos intermedios como un factor productivo más. La primera cuestión por tanto es que la medición convencional de la dinámica de la PTF que se obtiene en este trabajo no es equiparable, aunque si que es comparable con otros resultados en la literatura. Por esta razón, en la columna [1]

---

(26) Obsérvese que el concepto de nivel socialmente óptimo se está empleando desde el punto de vista de la eficiencia en la producción industrial, pero haciendo abstracción de consideraciones referidas al bienestar de los ciudadanos, e incluso a otras cuestiones relacionadas con la equidad.

(27) La *ratio* capital público-privado en España es 0,90 (véase cuadro 2) muy semejante al de las cuatro regiones americanas con las que trabajan Morrison y Schwartz (1996), que oscila entre 0,86 y 1,5. Por ejemplo, en Baleares, Canarias y Extremadura estas *ratios* son 1,85; 3,04 y 3,56, respectivamente.

(28) Garcia-Milà y Marimón (1996) presentan evidencia en este sentido para las regiones españolas. Además del efecto reseñado sobre el sector servicios, estos autores mantienen que en muchas regiones la mejora económica que produce la inversión pública está directamente ligada a la actividad que se deriva de la propia intervención pública (incidiendo fundamentalmente sobre la construcción y el sector energético).

Cuadro 5: EXPLICACIÓN DEL CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES. RESULTADOS PROMEDIO PARA CADA REGIÓN

	$\tilde{\varepsilon}^*_{Y,t}$	$\tilde{\varepsilon}_{Y,t}$	$-\varepsilon_{C,t}$	[3]	[4]	$YDIR$	$KpDIR$	$KpIND$	$KgDIR$	$KgIND$	$KpTOT$	$KgTOT$
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]		
Andalucía	0,301	0,277	0,043	0,016	-0,003	-0,036	0,286	-0,028	-0,039	-0,028	-0,039	0,257
Aragón	3,332	1,590	1,720	0,025	0,001	-0,054	0,115	-0,217	-0,053	-0,217	-0,053	-0,101
Asturias	-0,383	-0,151	-0,403	0,016	0,041	-0,009	0,221	-0,018	0,032	-0,018	0,032	0,203
Baleares	-0,214	0,169	0,312	0,003	-0,057	-0,034	-0,060	0,006	-0,092	0,006	-0,092	-0,054
Canarias	1,277	0,671	0,973	-0,199	0,277	-0,369	-0,262	0,251	-0,092	0,251	-0,092	-0,011
Cantabria	1,904	0,704	0,359	0,007	0,015	0,018	0,359	-0,054	0,033	-0,054	0,033	0,305
Castilla y León	1,879	0,849	0,912	0,027	0,028	-0,133	0,058	-0,042	-0,106	-0,042	-0,106	0,015
Castilla-La Mancha	0,775	0,717	0,791	-0,005	0,248	-0,248	-0,131	0,061	0,001	0,061	0,001	-0,070
Cataluña	1,504	0,874	0,801	-0,045	0,006	-0,013	0,261	-0,136	-0,007	-0,136	-0,007	0,125
C. Valenciana	1,091	0,731	0,771	-0,141	0,041	-0,072	0,259	-0,126	-0,032	-0,126	-0,032	0,133
Extremadura	-0,504	-0,071	0,347	-0,079	0,422	0,253	-0,797	-0,217	0,675	-0,217	0,675	-1,014
Galicia	0,633	0,367	0,390	-0,038	0,134	-0,131	0,026	-0,013	0,003	-0,013	0,003	0,013
Madrid	1,587	1,108	1,057	-0,100	0,004	-0,020	0,285	-0,118	-0,015	-0,118	-0,015	0,167
Murcia	0,878	0,474	0,306	-0,003	0,027	-0,061	0,261	-0,056	-0,034	-0,056	-0,034	0,205
Navarra	1,620	0,798	0,877	-0,029	0,062	-0,075	0,099	-0,135	-0,014	-0,135	-0,014	-0,036
País Vasco	1,709	0,684	0,399	0,019	0,007	0,016	0,284	-0,041	0,023	-0,041	0,023	0,243
La Rioja	1,203	0,546	0,788	-0,273	0,145	-0,149	-0,000	0,036	-0,005	0,036	-0,005	0,035
Desv. Estándar	0,398	0,160	0,205	0,032	0,018	0,041	0,024	0,029	-	0,029	-	-
Promedio Regional	1,094	0,608	0,614	-0,047	0,082	-0,066	0,074	-0,050	0,016	-0,050	0,016	0,024
Promedio (excl. 5)	1,338	0,692	0,603	-0,021	0,030	-0,048	0,209	-0,082	-0,017	-0,082	-0,017	0,127
España	1,285	0,774	0,717	-0,020	0,017	-0,046	0,184	-0,079	-0,029	-0,079	-0,029	0,106
España 81-84 y 91-93	1,714	0,868	0,694	-0,008	0,011	0,007	0,154	0,009	0,019	0,009	0,019	0,163
España 85-90	0,785	0,665	0,744	-0,033	0,024	-0,109	0,220	-0,181	-0,085	-0,181	-0,085	0,039

Nota: La primera columna contiene el cálculo mediante la fórmula de Solow de la tasa de crecimiento media anual de la PTF si se considera como *output* el valor añadido y se hace abstracción de los *inputs* intermedios. La columna [2] si se considera como *output* la producción total incluyendo como *input* los consumos intermedios. La columna [3] es la tasa de reducción de los costes inducidos por el progreso técnico, que se obtiene una vez descontado del crecimiento de la PTF (columna [2]) tanto el efecto de los rendimientos a escala (columna [4]) como los efectos directos e indirectos de los distintos capitales (columnas [5] a [8]). La desviación estándar es la de la media muestral.

del cuadro 5 se presenta la tasa de crecimiento media anual de la PTF, considerando como *output* el valor añadido y haciendo abstracción de los consumos intermedios. Como se puede observar comparándola con la columna [2], en la que sí que se consideran los *inputs* intermedios, la tasa de crecimiento de la PTF con consumos intermedios es generalmente inferior a la obtenida tradicionalmente, tal y como se puede demostrar teóricamente<sup>29</sup>.

Pasando ya a valorar la evolución de la productividad total de los factores derivada de nuestras estimaciones, el primer hecho a destacar es que existen importantes diferencias regionales. Así, hay siete regiones en las que la tasa de reducción de los costes inducidos por el progreso técnico (columna [3]) ha sido inferior al crecimiento de la PTF (columna [2]) tal y como se computa habitualmente, y diez regiones donde sucede lo contrario. Para explicar este resultado, ha de tenerse en cuenta que el impacto debido a los rendimientos a escala (*YDIR*) ha sido muy reducido en la mayoría de las regiones, en comparación con el efecto de desequilibrio de los stocks de capital. La razón es que en la mayoría de las regiones los rendimientos a escala se desvían muy levemente de la unidad. En consecuencia, el elemento principal que va a explicar las diferencias regionales entre  $-\varepsilon_{C,t}$  y  $\tilde{\varepsilon}_{Y,t}$ , son los efectos netos de la acumulación de factores fijos, es decir la suma de los efectos directos e indirectos de ambos tipos de capital.

Como se puede observar en la columna [5] el efecto directo del capital privado es positivo en todas las regiones, excepto Andalucía y Baleares. Esto significa que en la mayoría de las regiones se ha aprovechado parcialmente la reducción de costes que genera el aumento de las dotaciones de capital, o dicho de otra forma ese efecto positivo es simplemente la manifestación de que el capital privado no ha llegado a alcanzar su nivel óptimo<sup>30</sup>, en una situación en la que ese crecimiento tiene un efecto positivo de reducción de los costes de las empresas (es decir, una elasticidad coste negativa). Respecto al efecto directo del capital público (columna [7]) en las regiones españolas, la conclusión es muy similar a la del efecto directo del capital privado. En las 17 Comunidades Autónomas el capital público ha crecido a lo largo del período considerado, por lo que como se puede observar su efecto directo es positivo en todas las regiones, salvo en las cinco en las que se obtenía un precio sombra negativo del capital público<sup>31</sup>.

Respecto a los efectos indirectos de ambos tipos de capital, recuérdese que su signo depende, de los signos de la tasa de crecimiento del *output* y de la elasti-

(29) Syrquin (1987) demuestra que la relación entre ambas medidas del crecimiento de la PTF depende del ratio entre el valor añadido y el valor de la producción. En general, dicha relación es la que se comprueba en nuestros resultados.

(30) La excepción son Cantabria y el País Vasco, regiones en las que la elasticidad coste del capital privado es positiva (el precio sombra es inferior al coste de uso) y, en consecuencia el signo positivo del impacto directo del capital privado es porque éste ha decrecido, al igual que en Andalucía y Baleares.

(31) Como ya apuntábamos en la nota 25 el hecho de obtener precios sombra negativos es incoherente desde un punto de vista teórico, dado que obviamente una empresa nunca utilizará una infraestructura nueva si ésta le genera aumentos en sus costes. Por ello, los resultados de estas regiones deben ser tomados con cierta cautela.

cidad coste del capital. Como se puede observar en la columna [6] el impacto indirecto del capital privado es negativo en la mayoría de las regiones españolas, compensando el efecto positivo del impacto directo, que se observaba también en la mayoría de las regiones. Obsérvese que éste es el resultado lógico, dado que el *output* industrial ha crecido de 1980 a 1993 en todas las regiones (con la excepción de Extremadura) y la elasticidad coste del capital privado es también negativa en todas ellas (con las excepciones ya comentadas de Cantabria y el País Vasco). Respecto al impacto indirecto del capital público el patrón regional es nuevamente muy similar. Los impactos indirectos son negativos en todas las regiones, con la excepción de aquellas en las que el precio sombra era negativo y, en consecuencia, la elasticidad coste positiva<sup>32</sup>.

A modo de resumen, en general, los impactos directos de ambos tipos de capital son positivos, mientras que los indirectos son negativos. En cualquier caso, lo relevante para cuantificar cómo influye el hecho de que ambos tipos de capital hayan estado provistos de forma no óptima sobre la medición convencional (a partir de ejercicios de contabilidad del crecimiento) de la productividad de las regiones es analizar el efecto total. En lo que hace referencia al capital privado recuérdese que el efecto total puede expresarse, según la ecuación [26], como:

$$KpTOT = \varepsilon_{c, kp} \left( \frac{\hat{Y}}{\rho} - \hat{K}p \right) \quad [26]$$

En este caso, dado que, excepto en Cantabria y País Vasco, en todas las regiones la elasticidad del capital privado a los costes es negativa, el signo del efecto total depende fundamentalmente de las tasas de crecimiento relativas entre el *output* y el capital privado, dado que  $\rho$  toma siempre valores cercanos a la unidad. Como consecuencia de ello se puede afirmar que en la mayoría de las regiones españolas, con la excepción de Asturias y Extremadura, el efecto total es negativo (o prácticamente nulo) como resultado de que el *stock* de capital ha crecido a tasas inferiores (o prácticamente idénticas) al *output*, o lo que es lo mismo, ha habido un insuficiente esfuerzo inversor privado<sup>33</sup>. Este efecto negativo del capital privado sobre la productividad de las regiones implica que la medición a partir de la fórmula de Solow del crecimiento de la PTF subestima el efecto del progreso técnico exógeno en la mayoría de las regiones.

Respecto al impacto total del capital público los resultados son muy distintos. En primer lugar, las tasas de crecimiento del capital público han sido superiores a las tasas de crecimiento del *output*, excepto en La Rioja, Aragón y Navarra. En consecuencia, el efecto total del capital público depende del signo de su elasticidad sombra, por lo que se puede afirmar que en todas las regiones en las que se obtenía un precio sombra positivo del capital público, dado que éste ha crecido a

(32) Obsérvese que en Extremadura el efecto indirecto es también negativo, pese a tener una elasticidad coste positiva, porque el *output* ha decrecido.

(33) Nótese que esta es la otra cara de la moneda de haber obtenido unos precios sombra del capital privado superiores al coste de uso.

tasas superiores al *output* (con las excepciones mencionadas de Aragón y Navarra), el efecto total es positivo. Esto es indicativo de que una parte del cálculo tradicional del crecimiento de la PTF es incorrectamente atribuida al efecto sobre la eficiencia de las empresas privadas de las infraestructuras públicas y de que todavía queda margen para que el sector público siga contribuyendo a mejorar la productividad del sector industrial en estas regiones, dado que aún no se ha alcanzado el nivel óptimo de dotación de infraestructuras.

Hasta ahora se ha hecho especial hincapié en analizar las correcciones que son necesarias al crecimiento de la PTF de Solow a escala regional, sin hacer ninguna mención al comportamiento agregado del sector industrial de la economía española. Como se puede observar en las últimas cinco filas del cuadro 5, es posible abordar esta cuestión desde diferentes perspectivas. Así, la primera de estas filas recoge el promedio simple de las regiones en los indicadores considerados. Destaca el hecho de que los promedios regionales implican que el crecimiento de la PTF de Solow y la tasa de reducción de los costes inducidos por el progreso técnico son prácticamente idénticos, dado que el efecto de los rendimientos a escala (*YDIR*) se compensa con los efectos totales de ambos tipos de capital. No obstante, el promedio regional simple no es una buena medida de lo que ocurre en el sector industrial español, dado que está muy condicionado por el comportamiento atípico de ciertas regiones. Por ejemplo, Extremadura presenta efectos totales de ambos tipos de capital desmesurados y La Rioja y Canarias efectos *YDIR* muy atípicos, por lo que sesgan los promedios simples, máxime teniendo en cuenta que estas tres regiones conjuntamente sólo suponen un 3 por cien del *output* del sector industrial español. Por esta razón, en la siguiente fila se han computado los promedios simples regionales, excluyendo a esas tres regiones y adicionalmente a las otras dos en las que se obtenían precios sombra del capital público negativos. Como se puede observar éste promedio recoge bastante fielmente lo comentado en los párrafos anteriores para la mayoría de las regiones. Es decir, globalmente el cómputo convencional del crecimiento de la PTF tiene un sesgo al alza, porque fundamentalmente está recogiendo de forma incorrecta el impacto total de las infraestructuras públicas. De hecho, en la siguiente fila se recoge el cómputo correspondiente al total del sector industrial de la economía española, calculado ponderando las 17 Comunidades Autónomas por su peso en el total del sector, obteniéndose el mismo patrón de comportamiento que al calcular el promedio simple excluyendo a las cinco regiones mencionadas. Además, es posible obtener otro resultado relevante si se observa el comportamiento a lo largo del tiempo de la descomposición de la PTF de Solow realizada para el total de la economía española. En concreto, en las dos últimas filas se recogen los promedios para los años de recesión de la economía española (1981-84 y 1991-93) y para los años de expansión (1985-90). En la etapa recesiva  $-\varepsilon_{C,t}$  es muy inferior a  $\tilde{\varepsilon}_{Y,t}$ , debido fundamentalmente a un crecimiento de las infraestructuras muy superior al crecimiento del *output*. En el período de expansión, sin embargo, la situación es claramente la opuesta, debido a que el capital público ha acompañado en gran medida el crecimiento del *output* y el capital privado ha crecido a tasas muy inferiores al mismo.

#### 4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado el efecto del capital privado y de las infraestructuras públicas sobre la producción industrial en las regiones españolas. Para ello, a diferencia de otros planteamientos existentes en la literatura, se ha abordado un enfoque dual, es decir, una aproximación vía función de costes, que permite soslayar algunos de los problemas más evidentes del análisis tradicional de la función de producción agregada. En concreto, la utilización de una función de costes generalizada de Leontief, así como de las demandas derivadas de factores, trabajo y consumos intermedios, permite tener en cuenta la existencia de efectos escala, factores fijos (en este caso el capital privado y público) y relaciones de complementariedad o sustituibilidad entre factores fijos y variables.

Del análisis econométrico realizado es posible extraer fundamentalmente dos tipos de conclusiones para el período muestral 1980-1993: aquellas que hacen referencia a la existencia de precios sombra de los factores cuasi-fijos y las que se refieren a una explicación más pormenorizada que la habitual de la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores. Respecto al primer grupo de resultados, destacar que se ha podido contrastar la existencia de precios sombra positivos y muy significativos del capital privado en las 17 Comunidades Autónomas españolas. Por otra parte, el valor del precio sombra es superior al coste de uso del capital a lo largo de todo el período considerado y en la mayoría de las regiones. Esto parece indicar que ha habido una cierta renuencia a invertir y, por consiguiente, a expandir el capital privado en la industria al ritmo que hubiera sido óptimo desde un punto de vista maximizador por parte de las empresas, generando una considerable escasez de capital privado industrial. No obstante, el crecimiento observado del capital privado parece contribuir positivamente a la generación de empleo en la industria, dado que se obtienen relaciones de complementariedad entre ambos factores productivos. Además, otro hecho destacable es que la reducción de costes de las empresas reflejada en los precios sombra parece tener su origen en la fuerte reducción de los costes asociados a los consumos intermedios.

El panorama es distinto en lo que se refiere a las infraestructuras públicas. Si bien las relaciones de complementariedad y sustituibilidad del capital público con el empleo y los consumos intermedios son las mismas que las del capital privado en promedio, el panorama regional es mucho más heterogéneo. Pese a esta heterogeneidad los precios sombra del capital público son globalmente positivos y significativos, aunque presentan valores negativos en cinco Comunidades Autónomas. A diferencia de los precios sombra del capital privado, los del capital público presentan una clara tendencia decreciente a lo largo del período, lo que apunta a que el sector público ha sido capaz de ir reduciendo la escasez de infraestructuras con la que partía inicialmente el sector industrial. No obstante, todavía queda margen para que el sector público siga realizando un esfuerzo inversor adicional, máxime si tenemos en cuenta que los mayores precios sombra del capital público se localizan en regiones como Cataluña, Madrid, País Vasco o Comunidad Valenciana, que son las de mayor peso industrial.

El segundo grupo de resultados que se han obtenido en las páginas anteriores es el referente a la dinámica de la productividad total de los factores. El primer

hecho destacable es que la inclusión de los consumos intermedios en el análisis reduce, tal y como cabría esperar, el crecimiento de la PTF de Solow respecto a la medición habitual, que utiliza como variable *output* el valor añadido. En segundo lugar, en las regiones más industrializadas, así como en el total nacional, el cómputo del crecimiento de la PTF de Solow presenta un sesgo al alza, porque está recogiendo de forma incorrecta el efecto de las economías de escala y los efectos directos e indirectos de los factores cuasi-fijos. La razón principal es que el efecto total del capital público ha sido positivo, lo que confirma el resultado comentado anteriormente de que el sector público ha sido capaz de ir reduciendo la escasez de infraestructuras con la que partía inicialmente el sector industrial, con el consiguiente efecto positivo sobre la productividad privada (adicionalmente este efecto ha sido mucho más importante en los períodos recesivos, que en los expansivos de la economía española). Respecto al capital privado el efecto total sobre la productividad es bajo, dado que únicamente en los períodos recesivos de la economía española el capital privado ha crecido más que el *output* (reduciendo en consecuencia la escasez del mismo), lo que se ha compensado con el efecto contrario en las expansiones.

Para finalizar el trabajo es necesario hacer algunas consideraciones de política económica y de interpretación de los resultados. Aunque una de las limitaciones del enfoque adoptado es que no permite establecer relaciones del tipo de qué efectos tiene la inversión pública sobre la privada, sí se ha podido establecer que las infraestructuras públicas por sí mismas tienen un efecto positivo sobre la productividad, sobre todo en aquellas regiones en las que existe un “suficiente” tejido industrial, por lo que una política de aumento y mejora de las infraestructuras públicas puede continuar beneficiando a su sector industrial. En las regiones menos industrializadas, sin embargo, la política económica no puede consistir únicamente en ese aumento y mejora de las infraestructuras, sino que debería tener un papel más directo en la incentivación de la inversión privada. Nótese que en estas regiones el precio sombra del capital privado es positivo, e incluso en promedio mayor que en el resto, lo que es indicativo de que se pueden aprovechar ventajas competitivas en algunas ramas industriales, probablemente no tan ligadas a la aglomeración de todo tipo de ramas industriales, como a la disponibilidad de recursos naturales propios.

## APÉNDICE I

Cuadro A.1: COEFICIENTES ESTIMADOS

<i>Parámetro</i>	<i>Coef.</i>	<i>t-ratio</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Coef.</i>	<i>t-ratio</i>
$\alpha_{11}$	0,378	8,20	$\gamma_{1tp}$	0,137	11,2
$\alpha_{12}, \alpha_{21}$	0,291	11,6	$\gamma_{1yg}$	-1,60 e <sup>-4</sup>	-3,92
$\alpha_{22}$	-0,022	-0,36	$\gamma_{1tg}$	0,077	10,1
$\delta_{1y}$	2,02 e <sup>-4</sup>	5,64	$\gamma_{2yp}$	7,53 e <sup>-5</sup>	1,40
$\delta_{2y}$	-6,12 e <sup>-5</sup>	-1,49	$\gamma_{2tp}$	-0,180	-13,3
$\delta_{1t}$	-0,234	-17,0	$\gamma_{2yg}$	1,31 e <sup>-4</sup>	2,59
$\delta_{2t}$	0,252	16,4	$\gamma_{2tg}$	-0,087	-9,61
$\gamma_{1yy}$	-2,52 e <sup>-8</sup>	-2,95	$\gamma_{1pg}$	0,277	8,55
$\gamma_{1yt}$	1,18 e <sup>-6</sup>	0,43	$\gamma_{1pp}$	-0,007	-0,11
$\gamma_{1tt}$	0,014	8,80	$\gamma_{1gg}$	-0,227	-9,45
$\gamma_{2yy}$	1,12 e <sup>-8</sup>	1,02	$\gamma_{2pg}$	-0,580	-17,7
$\gamma_{2yt}$	-1,31 e <sup>-5</sup>	-4,14	$\gamma_{2pp}$	0,251	4,15
$\gamma_{2tt}$	-0,014	-4,37	$\gamma_{2gg}$	0,454	17,5
$\delta_{1p}$	-0,525	-6,13	D1 $\alpha_{11}$	0,041	7,68
$\delta_{1g}$	-0,137	-2,81	D2 $\alpha_{11}$	0,008	1,81
$\delta_{2p}$	0,412	-4,20	D1 $\alpha_{22}$	-0,082	-11,1
$\delta_{2g}$	0,192	3,71	D2 $\alpha_{22}$	0,019	3,26
$\gamma_{1yp}$	-1,13 e <sup>-4</sup>	-2,64			

Función de Costes Variables Medios ( $G/Y$ ):  $R^2 = 0,952$ ;  $R^2$  aj. = 0,945

Función de Demanda de Trabajo ( $LY$ ):  $R^2 = 0,606$ ;  $R^2$  aj. = 0,575

Función de Demanda de Consumos Intermedios ( $CI/Y$ ):  $R^2 = 0,651$ ;  $R^2$  aj. = 0,624

Ecuación de Precio = Coste Marginal ( $P=CMa$ ):  $R^2 = 0,993$ ;  $R^2$  aj. = 0,992

Nº. Observaciones: 238

Nota: D1 y D2 son variables ficticias, que toman valor 1 en Cataluña, Madrid y País Vasco y Canarias, Baleares y Extremadura, respectivamente, y 0 en el resto.

Cuadro A.2: CORRELACIONES DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LAS ESTIMACIONES

	Y	Kp	Kg	v	w
Y	1				
Kp	0,96	1			
Kg	0,78	0,76	1		
v	0,11	0,02	0,26	1	
w	0,13	0,06	0,27	0,90	1

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aschauer, D.A. (1989a): "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, marzo, págs. 177-200.
- Aschauer, D.A. (1989b): "Public investment and productivity growth in the Group of Seven", *Economic Perspectives*, 13(5), págs. 17-25.
- Aviles, A. y Gómez, R. (1996): "La productividad de la infraestructura pública en Andalucía", *Boletín Económico de Andalucía*, 22, págs. 29-38.
- Aviles, A., Gómez, R. y Sánchez, J. (1996): "Los efectos de la infraestructura pública sobre los costes, producción y demanda del sector privado. El caso de España", Documento de trabajo 4, Departamento de Teoría e Historia de la Universidad de Málaga.
- Bayley, M.N. (1981): "The Productivity Growth Slowdown and Capital Accumulation", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, May, págs. 326-331.
- Berndt, E.R. y Fuss, M.A. (1981): "Productivity Measurement Using Capital Asset Valuation to Adjust for Variations in Utilization", Working Paper 8125, Institute for Policy Analysis. University of Toronto.
- Berndt, E.R. y Fuss, M.A. (1986): "Productivity Measurement with Adjustments for Variations in Capacity Utilization and Other Forms of Temporary Equilibria", *Journal of Econometrics*, 33, págs. 36-50.
- Berndt, E.R. y Hansson B. (1992): "Measuring the Contribution of Public Infrastructure Capital in Sweden", *Scandinavian Journal of Economics*, 94, págs. 151-168.
- Conrad, K. y Seitz, H. (1992): "The Public Capital Hypothesis: The Case of Germany", *Recherches Economiques de Louvain*, 58, págs. 309-328.
- Dabán, T.; Díaz, A.; Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (1998): "La base de datos BD.MORES", Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda, Documentos de Trabajo D-98001.
- De La Fuente, A. (1999): "On the Determinants of Cost Performance and the Decomposition of Returns to Scale Measures in the Presence of Quasi-fixed Inputs. A Comment on Morrison and Schwartz (1996) and Related Work", Mimeo, Instituto de Análisis Económico (CSIC).
- Díaz, A. (1998): "Series de consumos intermedios por ramas de actividad y regiones españolas, 1980-1993", Mimeo, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Diewert, W.E. (1986): "The Measurement of the Economic Benefits of Infrastructure Services". En *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, 278, Springer-Verlag, Berlin.
- Domènech, R. (1993): "Funciones de Costes para la banca española: un análisis con datos de panel", *Investigaciones Económicas*, XVII, 2, mayo, págs. 263-284.
- Draper, M. y Herce, J.A. (1994): "Infraestructuras y Crecimiento: un Panorama", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 2, 6, págs. 129-168.
- García-Milà T. y Marimón R. (1996): "Integración Regional e Inversión Pública en España", en R. Marimón (ed.): *La Economía española: una visión diferente*, Antoni Bosch, págs. 197-256.
- Gramlich, E.M. (1994): "Infrastructure Investment: a Review Essay", *Journal of Economic Literature*, XXXII(3), septiembre, págs. 1176-1196.
- Holtz-Eakin, D. (1994): "Public Sector Capital and the Productivity Puzzle", *Review of Economics and Statistics*, 76 (1), págs. 12-21.
- Jorgenson, D.W. y Griliches, Z. (1967): "The Explanation of Productivity Change", *Review of Economic Studies*, 34, págs. 249-282.

- Moreno, R., López-Bazo, E. y Artis, M., (1998): “Infrastructures, *input* substitution and manufacturing industries performance”, Mimeo, Universidad de Barcelona.
- Morrison, C. (1985a): “On the Economic Interpretation and Measurement of Optimal Capacity Utilization with Anticipatory Expectations”, *Review of Economic Studies*, 55, págs. 295-310.
- Morrison, C. (1985b): “Primal and Dual CU: An Application to Productivity Measurement in the US Automobile Industry”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 3(4), págs. 312-24.
- Morrison, C. (1986a): “Structural Models of Dynamic Factor Demands with Non-Static Expectations: An Empirical Assessment of Alternative Expectations Specifications”, *International Economic Review*, 27, págs. 365-386.
- Morrison, C. (1986b): “Productivity Measurement with Non-Static Expectations and Varying Capacity Utilization: An Integrated Approach”, *Journal of Econometrics*, 33, págs. 51-74.
- Morrison, C. (1988): “Quasi-Fixed *inputs* in U.S. and Japanese Manufacturing: A Generalized Leontief restricted Cost Function approach”, *Review of Economics and Statistics*, mayo, 70 (2), págs. 275-87.
- Morrison, C. y Schwartz, A. (1992): “State Infrastructure and Productive Performance”, NBER Working Paper, 3981, National Bureau of Economic Research, New York.
- Morrison, C.J. y Schwartz, A.E. (1996): “State Infrastructure and Productive Performance”, *The American Economic Review*, págs. 1095-1111.
- Nadiri, I. y Mamuneas, T. (1994): “The Effect of Public Infrastructure and R&D Capital on the Cost Structure and Performance of US Manufacturing Industries”, *Review of Economics and Statistics*, febrero, 76(1), págs. 22-37.
- Seitz, H. y Licht, G. (1995): “The Impact of Public Infrastructure Capital on Regional Manufacturing Production Cost”, *Regional Studies*, 29, págs. 231-240.
- Seitz, H. (1994): “Public Capital and the Demand for Private Inputs”, *Journal of Public Economics*, 54, págs. 287-307.
- Solow, R. (1957): “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, 39, págs. 312-320.
- Syrquin, M. (1987): “Growth accounting with intermediate *inputs* and the transmission of technical change”, *Journal of Development Economics*, 26, págs. 17-23.

*Fecha de recepción del original: junio, 1998*

*Versión final: noviembre, 1999*

ABSTRACT

In this paper, we use a dual approach based on cost functions to analyze the effects of private capital and infrastructures on the industrial productive performance of Spanish regions. We find that the shadow prices of private capital are generally high and bigger than the user cost, and that the shadow prices of public infrastructures are positive. In these circumstances, the correction of technical progress measurement, allowing for the direct and indirect effects of the dynamics of fixed factors, points to the existence of important private capital restrictions that began to be corrected only in the last five years of the 1980-1993 period. The public sector has reduced, albeit not completely, the initial relative scarcity of infrastructures. Finally, our results indicate that, on average, both types of capital reduce the use of intermediate inputs and have a considerable positive impact on employment, although with significant exceptions in some regions.

*Keywords:* infrastructures, private capital, cost, productivity.

*JEL classification:* H54, H72, O47.