

## **POSIBILIDADES DE SUSTITUCION ENTRE INPUTS ENERGETICOS EN LA INDUSTRIA MANUFACTURERA ESPAÑOLA**

Fernando RESTOY\*

*Universidad de Harvard*

*En este trabajo se formula la estima para diversos sectores manufactureros una especificación translog dinámica de la función de coste unitario de la energía. Sobre la base de estas estimaciones se analizan las elasticidades precio y sustitución de los factores energéticos, los sesgos de progreso técnico y la verosimilitud de especificaciones más simples de la tecnología.*

### **1. Introducción**

La fuerte subida de los precios de los productos energéticos en la década de los setenta ha afectado de forma importante a las condiciones de crecimiento y los equilibrios macroeconómicos de las naciones occidentales. Paralelamente, se han producido alteraciones sustanciales en la estructura de precios relativos de estos *inputs* que han ocasionado procesos de sustitución, cuya evaluación, como la del primer conjunto de efectos, parece pertinente para documentar cualquier diseño de política energética donde la existencia de un cierto grado de planificación es de aceptación generalizada.

El análisis de las elasticidades de sustitución entre factores productivos exige la descripción de un marco tecnológico y la adopción de hipótesis sobre el comportamiento de los agentes. Para analizar las relaciones entre *inputs* energéticos, en general se supone que estos son separables del resto configurando una subtecnología que puede ser modelizada de forma independiente. Para esta tarea, habida cuenta de que es conveniente incluir en el modelo más de dos *inputs*, resulta de interés adoptar formas funcionales flexibles que no impongan restricciones de igualdad de las elasticidades de sustitución. Así, tradicionalmente se utilizan funciones translogarítmicas que permiten la obtención de elasticidades diferentes para cada par de *inputs* y cada observación muestral<sup>1</sup>.

\* Este trabajo es el resultado de una investigación realizada en el seno del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública. Agradezco los comentarios que Gonzalo Mato y Julio Segura realizaron a una primera versión.

<sup>1</sup> La forma funcional translog es debida a Christensen, Jorgenson y Lau (1973). Una excepción al empleo de esta forma funcional se encuentra en Peterson (1979) que utiliza la función generalizada de Leontief.

Un problema asociado a las especificaciones econométricas habitualmente utilizadas es su carácter estático. De este modo, los análisis de sustitución entre *inputs* energéticos con datos de series temporales como los que realizan Hudson y Jorgenson (1974), Peterson (1979) y Magnus y Woddland (1980) ofrecen estimaciones difícilmente interpretables como elasticidades en la medida en que el ajuste de cantidades a variaciones en los precios no se realice en el intervalo temporal considerado.

Una solución que permite obtener estimaciones de elasticidades, más acordes con el concepto teórico es el trabajo con datos de sección cruzada como el que realizan Halvorsen (1977) o con datos de Panel como en Griffin (1977), Pindyck (1979) o Polo (1984). Sin embargo, este tipo de enfoques puede llevar a estimaciones poco eficientes si el rango de variación de las variables (especialmente precios) no es suficientemente amplio y, en cualquier caso, está poco indicado si se pretende obtener conclusiones sobre la evolución de las elasticidades de sustitución en un determinado país.

De esta manera, sorprende la casi total ausencia, en este campo, de trabajos que utilicen especificaciones dinámicas de formas funcionales flexibles<sup>2</sup>. Este enfoque permite encontrar estimaciones interpretables como elasticidades a largo plazo si se adoptan ciertas hipótesis convencionales sobre la existencia de soluciones estacionarias en el modelo. Por otra parte, la aplicación de propiedades de flexibilidad permite analizar la evolución temporal de las posibilidades de sustitución de los *inputs*.

Otro problema generalmente poco valorado en la literatura es el derivado de la utilización de datos agregados en estimaciones de funciones translog. Esta práctica como se observa en la segunda sección de este trabajo puede acarrear problemas econométricos y de interpretación de resultados no triviales.

De este modo, tanto la utilización de enfoques estáticos como el empleo de datos de valor o cantidad agregados pueden estar en la base del poco satisfactorio comportamiento econométrico que se observa en la mayoría de las estimaciones. Por otra parte, no parece que estos problemas sean ajenos a la divergencia de las elasticidades estimadas en los trabajos citados y que difícilmente son justificables en su totalidad por la no coincidencia del escenario donde son obtenidas.

En el caso español existen estudios empíricos centrados en el análisis de la respuesta dinámica de la demanda de ciertos *inputs* energéticos (Fuel-oil, electricidad) ante variaciones de los precios respectivos y otras variables explicativas (ver por ejemplo Treadway *et al.* (1981), García-Pardo (1982), González-Calvo y Peña (1986) y Peña (1988)). La metodología utilizada en estos trabajos (Análisis Box-Jenkins) permite obtener elasticidades-precio a corto y largo plazo utilizando especificaciones dinámicas muy generales. Sin embargo, paralelamente se suponen demandas log-lineales en precios y se ignoran sistemáticamente efectos precio cruzados. De este modo, la tecnología subya-

<sup>2</sup> Es el caso de Griffin (1977), Pyndyck (1979) y Polo (1984).

cente presenta un aspecto muy restrictivo y, en cualquier caso, no se permite obtener conclusiones sobre la magnitud de las elasticidades de sustitución entre *inputs* energéticos. La utilización de formas funcionales translog no comparte estas limitaciones aunque, en conexión con las carencias estadísticas habituales obliga a realizar especificaciones dinámicas menos generales.

En este trabajo se pretende obtener evidencia empírica sobre las posibilidades de sustitución entre *inputs* energéticos en la industria manufacturera española en el período 1959-1983. Para ello se formula un modelo general dinámico construido sobre una especificación translog de la tecnología energética que presenta homotecidad y cambio técnico no neutral en el sentido de Hicks.

Este modelo es estimado en cinco sectores manufactureros (Materiales para la Construcción, Transformados Metálicos, Química, Automóviles e Industria Ligera). En los sectores donde ha sido posible se ha utilizado un procedimiento simple de agregación que permite filtrar en alguna medida los sesgos producidos por los cambios en la composición de cada uno de ellos.

En la segunda sección de este trabajo se especifican el marco tecnológico global y la subtecnología energética, se formula el modelo econométrico y se analizan los problemas derivados de los procedimientos habituales de agregación. En la tercera sección se estudian las propiedades teóricas del modelo estimado, se contrastan especificaciones más simples de la tecnología y se obtienen y analizan diferentes conceptos de elasticidades y los sesgos del progreso técnico. La sección cuarta está dedicada a señalar las conclusiones fundamentales del trabajo.

## 2. El modelo de referencia

### 2.1. Especificación de la tecnología

Supongamos que la tecnología es representable mediante una función de transformación  $F(\underline{Y}, \underline{X}, \underline{E}, t)$  donde  $\underline{Y}' = (Y_1 \dots Y_m)$  es un vector de *outputs*;  $\underline{X}' = (X_1 \dots X_k)$  un vector de *inputs* no energéticos;  $\underline{E}' = (E_1 \dots E_n)$  es un vector de *inputs* energéticos y  $t$  es un índice de cambio técnico.

Supóngase además que la función  $F$  tiene las propiedades usuales. Es decir:

- i)  $F$  es continua en  $(\underline{Y}, \underline{X}, \underline{E})$  para todo  $t$ .
- ii)  $F$  es no decreciente, homogénea de grado 1 y cóncava en  $(\underline{X}, \underline{E})$  para todo  $t$ .
- iii)  $F$  es decreciente en  $\underline{Y}$  para todo  $t$ .

Supóngase por último que  $F$  exhibe separabilidad homotética de los *inputs* energéticos respecto al resto. De este modo

$$F(\underline{Y}, \underline{X}, \underline{E}, t) = \tilde{F}(\underline{Y}, \underline{X}, f(\underline{E}, t), t) \quad [1]$$

donde  $f$  es una función agregadora homogénea de grado 1 en  $\underline{E}$  para todo  $t^3$ .

Por las propiedades i), ii), iii) se verifica que existe una función de Costes  $C$  asociada a  $F$  de modo que

$$C = C(\underline{P}^X, \underline{P}^E, \underline{Y}, t) \quad \underline{P}^X, \underline{P}^E \gg 0; Y > 0$$

donde  $\underline{P}^X$  y  $\underline{P}^E = (P_1 \dots P_n)$  son respectivamente los vectores de precios de los *inputs* no energéticos y energéticos, tal que  $^4$ .

- i')  $C$  es continua en  $(\underline{P}^X, \underline{P}^E, \underline{Y})$  para todo  $t$ .
- ii')  $C$  es creciente, homogénea de grado 1 en  $(\underline{P}^X, \underline{P}^E)$  para todo  $t$ .
- iii')  $C$  es estrictamente creciente en  $\underline{Y}$  para todo  $t$ .

Como  $F$  es homotéticamente separable en  $\underline{E}$  se verifica que  $C$  es homotéticamente separable en  $\underline{P}^E$  y, por tanto, puede escribirse de la forma:

$$C(\underline{P}^X, \underline{P}^E, \underline{Y}, t) = \tilde{C}(\underline{P}^X, c(\underline{P}^E, t), \underline{Y}, t)$$

con  $c$  homogénea de grado 1 en  $\underline{P}^E$  (ver Blackorby, Primont, Russel (1978), cap. 3).

Se comprueba que  $c$  puede ser escrita como una función de coste unitario agregado de la energía, dual de la función  $f$  y que satisface las propiedades de toda función de costes. Es decir

$$c(\underline{P}^E, t) = \min_{\underline{E}} \{ \underline{P}^E \cdot \underline{E} / f(\underline{E}, t) = 1 \} \quad [2]$$

donde

- $c$  es continua, en  $\underline{P}^E$  para todo  $t$
- $c$  es creciente, homogénea de grado 1 y cóncava en  $\underline{P}^E$  para todo  $t$ .

Es claro entonces que por los supuestos de regularidad y separabilidad realizados, las relaciones técnicas entre los *inputs* energéticos son modelizables satisfactoriamente mediante una función de coste unitario del conjunto de *inputs* separables donde los únicos argumentos son sus precios respectivos y el índice de cambio técnico.

## 2.2. La función de coste unitario de la energía

Supóngase que la función [2] tiene la forma trascendental logarítmica:

$$\begin{aligned} \ln c(p_1 \dots p_n, t) = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j + \alpha_t t + \\ & + \sum_i \alpha_{ii} \ln p_i t + \frac{1}{2} \alpha_{tt} \cdot t^2 \end{aligned} \quad [3]$$

<sup>3</sup> A partir de la condición de homotecidad de la función agregada, con una transformación siempre es posible obtener una expresión del tipo [1] con  $f$  linealmente homogénea. Ver Blackorby, Primont y Russel (1978), cap. 3.

<sup>4</sup> Ver Diewert (1974) o McFadden (1979).

Por la simetría de la matriz de Slutsky se verifica

$$\alpha_{ij} = \alpha_{ji} \quad , \quad i = 1 \dots n \tag{S}$$

y por la condición de homogeneidad de grado 1 en precios

$$\begin{aligned} \sum_i \alpha_i &= 1 \\ \sum_j \alpha_{ij} &= \sum_j \alpha_{ji} = 0, \quad i = 1 \dots n \end{aligned} \tag{H}$$

Llamando  $S_i$  a la participación del *input* energético  $i$ -ésimo en el coste total, se verifica por el lema de Shephard:

$$S_i = \frac{p_i E_i}{\sum_j p_j E_j} = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln p_i} \quad , \quad i = 1 \dots n$$

Por lo tanto, la condición de crecimiento monótono de  $c$  en  $\underline{P}^E$  equivale a

$$S_i \geq 0 \quad , \quad \text{para todo } i = 1 \dots n \tag{M}$$

Del mismo modo la concavidad de  $c$  en  $\underline{P}^E$  se verifica si y sólo si (ver Jorgenson, 1984),

$$\alpha + SS' - \hat{S} \text{ es semidefinida negativa} \tag{C}$$

donde

$$\begin{aligned} \alpha &= \begin{vmatrix} \alpha_{11} & \dots & \alpha_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ \alpha_{n1} & \dots & \alpha_{nn} \end{vmatrix} \\ S' &= |S_1 \dots S_n| \\ \hat{S} &= \begin{vmatrix} S_1 & \dots & 0 \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & \dots & S_n \end{vmatrix} \end{aligned}$$

Derivando la expresión [3] respecto al precio de cada *input* se obtiene el sistema de ecuaciones:

$$S_i = \alpha_i + \sum_j \alpha_{ij} \ln p_j + \alpha_{it} \quad , \quad i = 1 \dots n \tag{4}$$

que por su atractiva forma lineal proporciona la base de un modelo econométrico que permite estimar los parámetros de la función de costes translog.

Obsérvese que los términos  $\alpha_{ij}$  pueden ser interpretados como elasticidades de participación en el coste total de cada *input* respecto a los precios y el parámetro  $\alpha_{it}$  constituye una medición del sesgo del cambio técnico sobre el *input*  $i$ -ésimo.

Otros conceptos habituales de elasticidades son directamente obtenibles a partir de los parámetros de la función translog. Así, la elasticidad de sustitución Allen-Uzawa ( $\sigma_{ij}$ ) y la elasticidad-precio ( $\varepsilon_{ij}$ ) definidas como:

$$\sigma_{ij} = c \cdot \left[ \frac{\partial c}{\partial p_i} \cdot \frac{\partial c}{\partial p_j} \right]^{-1} \cdot \frac{\partial^2 c}{\partial p_i \partial p_j}$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\partial \ln E_i}{\partial \ln p_j} \quad , \quad i, j = 1 \dots n$$

adquieren la expresión:

$$\sigma_{ij} = 1 + \frac{\alpha_{ij}}{S_i S_j} \quad , \quad i, j = 1 \dots n \quad i \neq j \quad [5]$$

$$\sigma_{ii} = [\alpha_{ii} + S_i(S_i - 1)]/S_i^2 \quad , \quad i = 1 \dots n \quad [5']$$

$$\varepsilon_{ij} = S_j \cdot \sigma_{ij} \quad , \quad i, j = 1 \dots n \quad [6]$$

Las expresiones [5] y [5'] ilustran la flexibilidad de la forma funcional translog al señalar la no imposición de constancia de las elasticidades de sustitución entre los distintos pares de *inputs* y permitir la variación de éstas a lo largo de la muestra que sirva para estimar los parámetros del modelo. De este modo la función translog se diferencia de las formas C.E.S. y Cobb Douglas que imponen constancia e igualdad de las elasticidades de sustitución y su estimación permite contrastar la verosimilitud de los supuestos más restrictivos que imponen aquéllas.

Como es conocido la función translog [3] constituye una aproximación de segundo orden en el desarrollo en serie de Taylor a una función de coste unitario arbitraria. En particular, si [3] verifica<sup>5</sup>  $\alpha_{ij} = 0$  para todo  $i, j = 1 \dots n$  aproximará una función Cobb-Douglas en un entorno del punto

$$[p_1^0, \dots, p_n^0, t] = [1, \dots, 1, 0]$$

Del mismo modo, representará una aproximación local a una función C. E. S. si verifica<sup>6</sup>.

$$\alpha_k \alpha_h \alpha_{ij} = \alpha_{hk} \alpha_i \alpha_j \quad , \quad k, j, h, k = 1 \dots n$$

$$\begin{matrix} i \neq j \\ h \neq k \end{matrix}$$

que no es más que la condición de igualdad  $\sigma_{ij} = \sigma_{hk}$  en el punto de aproximación.

<sup>5</sup> Obviamente, la condición de que la subtecnología energética es globalmente representable por una función Cobb-Douglas, exigiría además  $\gamma_u = \gamma_v = 0$ .

<sup>6</sup> La aproximación translog a funciones CES está tratada en Christensen, Jorgenson y Lau (1973) y en Berndt y Christensen (1977).

2.3. Especificación econométrica

Supondremos que el sistema de ecuaciones [4] representa el patrón de comportamiento de los agentes productores y que las relaciones que implica son las que se verifican en el largo plazo. En el corto plazo los agentes sólo responden parcialmente a los movimientos percibidos y/o esperados de los precios que son función de los valores presentes y pasados que efectivamente se observan.

En términos econométricos estos supuestos implican la existencia de relaciones en el corto plazo modelizables por un sistema dinámico de ecuaciones del tipo.

$$\lambda(L)S(t) = \gamma + \Upsilon(L)q(t) + B_t + \varepsilon(t) \quad , \quad t = 1 \dots T \quad [7]$$

donde  $T$  es el número de observaciones,  $L$  es el operador retardo y

$$\lambda(L) = \begin{bmatrix} \lambda_{11}(L) & \dots & \lambda_{1n}(L) \\ \lambda_{n1}(L) & \dots & \lambda_{nn}(L) \end{bmatrix}$$

$$\lambda_{ij}(L) = 1 + \lambda_{ij}^1 L + \dots + \lambda_{ij}^R L^R \quad , \quad i, j = 1 \dots n$$

$$S(t) = \begin{bmatrix} S_1(t) \\ \vdots \\ S_n(t) \end{bmatrix}$$

$$\lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_n \end{bmatrix}$$

$$\Upsilon(L) = \begin{bmatrix} \gamma_{11}(L) & \dots & \gamma_{1n}(L) \\ \gamma_{n1}(L) & \dots & \gamma_{nn}(L) \end{bmatrix}$$

$$\gamma_{ij}(L) = \gamma_{ij}^0 + \gamma_{ij}^1 L^1 + \dots + \gamma_{ij}^H L^H \quad , \quad i, j = 1 \dots n$$

$$q(t) = \begin{bmatrix} 1n p_1(t) \\ \vdots \\ 1n p_n(t) \end{bmatrix}$$

$$B_t = \begin{bmatrix} \gamma_{1t} & \dots & 0 \\ \vdots & & \\ 0 & \dots & \gamma_{nt} \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon(t) = \begin{bmatrix} \varepsilon_1(t) \\ \vdots \\ \varepsilon_n(t) \end{bmatrix}$$

Definiremos el vector de perturbaciones aleatorias aditivo,  $\varepsilon(t)$ , de forma tal que su distribución presenta media cero y ausencia de correlación no contemporánea entre sus componentes. Es decir,

$$E[\varepsilon_i(t) \varepsilon_j(t')] = \begin{cases} \delta_{ij} & t=t' \\ 0 & t \neq t' \end{cases}$$

y por lo tanto,

$$V[\varepsilon(t)] = \Sigma \quad \text{con} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \delta_{11} & \dots & \delta_{1n} \\ \delta_{1n} & \dots & \delta_{nn} \end{pmatrix}$$

Con el fin de simplificar la estructura dinámica del sistema, se supondrá adicionalmente

$$R = 1$$

$$\lambda_{ij}^1 = \begin{cases} -\lambda & \text{si } i=j \\ 0 & \text{si } i \neq j \end{cases}$$

De este modo el sistema [7] puede ser escrito de la forma:

$$S_i(t) - \lambda S_i(t-1) = \gamma_i + \sum_{j=1}^n \sum_{l=1}^H \gamma_{ij}^l q_j(t-1) + \gamma_u \cdot t + \varepsilon_i(t) \quad [8]$$

$i = 1 \dots n$

Suponiendo que las series de precios convergen en una solución estacionaria en el largo plazo, los parámetros de la función traslog por los supuestos realizados pueden ser recuperados a partir de los del sistema [8]:

$$\alpha_{ij} = \sum_{l=0}^H \gamma_{ij}^l / (1-\lambda) \quad , \quad i, j = 1 \dots n$$

$$\alpha_u = \gamma_u / (1-\lambda) \quad , \quad i = 1 \dots n$$

$$\alpha_i = \gamma_i / (1-\lambda) \quad , \quad i = 1 \dots n \quad [9]$$

Obsérvese que, por definición, debe verificarse

$$\sum_i S_i(t) = 1 \quad \text{para todo } t = 1 \dots T$$

De este modo el sistema [8] debe satisfacer la llamadas condiciones de aditividad<sup>7</sup>

$$\sum_i \gamma_i = 1 - \lambda$$

$$\sum_i \gamma_{ij}^l = \sum_i \beta_u = 0 \quad , \quad \begin{matrix} i = 1 \dots n \\ l = 0 \dots H \end{matrix} \quad [10]$$

<sup>7</sup> Una discusión más general sobre las restricciones de actividad en modelos dinámicos puede verse en Anderson y Blundell (1982).



Es claro que las restricciones [10] implican la no independencia lineal de las ecuaciones [8] y, por tanto, la singularidad de  $\Sigma$ . La solución habitual es eliminar una ecuación en la estimación y utilizar las restricciones de aditividad para identificar todos los parámetros<sup>8</sup>.

Las restricciones que las propiedades teóricas de la función de costes imponen sobre los parámetros en el modelo especificado sólo requieren ser verificadas en sus expresiones a largo plazo. De este modo, una forma óptima de trabajar sería estimar el modelo [8] tras eliminar una ecuación, identificar los parámetros a largo plazo utilizando las expresiones [9] y las condiciones de aditividad para posteriormente contrastar e imponer, en su caso, las restricciones teóricas del modelo y la verosimilitud de especificaciones más elementales de la tecnología.

Sin embargo, por condicionamientos econométricos se ha juzgado oportuno imponer homogeneidad de grado 1 en precios tanto en el corto como en el largo plazo.

De este modo, en el sistema [8] deben verificarse además de [10] las restricciones

$$\sum_j \gamma_{ij}^1 = 0 \text{ para todo } i = 0 \dots H \tag{11}$$

Así, si se elimina la ecuación n-ésima, el modelo puede escribirse de la forma.

$$S_i(t) = \lambda S_i(t-1) + \gamma_i + \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{l=0}^H \gamma_{ij}^l \ln \frac{p_j(t-1)}{p_n(t-1)} + \gamma_{ii} \cdot t + \varepsilon_i(t) \tag{8'}$$

$i = 1 \dots n-1$

donde el vector de perturbaciones

$$\tilde{\varepsilon}(t) = \begin{bmatrix} \varepsilon_1(t) \\ \vdots \\ \varepsilon_{n-1}(t) \end{bmatrix}$$

se distribuye con media 0 y matriz de varianzas  $\Sigma$  no singular. Obsérvese que el supuesto de homogeneidad en precios realizado (condición [11]) implica aceptar que los agentes toman únicamente en consideración los precios relativos de los *inputs* energéticos a la hora de establecer sus conductas óptimas. Esta forma de proceder no se altera por la existencia de costes de ajuste o carencias informativas que impiden a los agentes adaptarse instantáneamente a los movimientos de precios.

En la medida en que en el modelo utilizado las variables de decisión son las proporciones del gasto total que se asigna a cada *input*, este supuesto no

<sup>8</sup> Obsérvese que en un modelo dinámico general esto no sería posible en la medida en que se dispondría de más parámetros a identificar que la suma de restricciones y parámetros estimados.

parece excesivamente restrictivo y proporciona la posibilidad de estimar el modelo con mayores grados de libertad y reduciendo sensiblemente el problema de multicolinealidad que aparece en las series originales de precios en un período de crecimiento sostenido de todos ellos.

#### 2.4. El problema de la agregación de datos

El significado tecnológico que tienen los parámetros a estimar en el modelo econométrico de referencia sugiere la necesidad de utilizar un enfoque desagregado.

En el mismo sentido, si se emplea una muestra de series temporales de utilización de datos agregados de precios y valor puede dificultar sensiblemente la estimación consistente de los parámetros en un contexto de variaciones significativas en la composición de cada macrosector considerado.

Así, si se supone que existen  $M$  unidades productivas elementales cuya subtecnología energética es representable por una función de coste unitario translog del tipo [3] donde suponemos por simplicidad cambio técnico neutral, ajuste instantáneo e igualdad de los precios relevantes de los *inputs* energéticos para cada unidad  $h$  ( $h = 1 \dots M$ ) el enfoque óptimo consistiría en estimar  $M$  sistemas individuales de proporciones de gasto

$$S_i^h(t) = \alpha_i^h + \sum_j \alpha_{ij}^h q_j(t) + \varepsilon_i^h(t) \quad , \quad i = 1 \dots n \quad [12]$$

donde se ha añadido la perturbación aleatoria aditiva con los supuestos habituales

$$E[\varepsilon_i^h(t)] = 0 \quad , \quad i = 1 \dots n$$

$$E[\varepsilon_i^h(t) \varepsilon_j^h(t')] = \begin{cases} \sigma_{ij}^h & t=t' \\ 0 & t \neq t' \end{cases}$$

Llamando  $S_i^*(t)$  a la proporción del gasto total de las  $M$  unidades correspondiente al *input*  $i$ , es claro que la consideración agregada del modelo conduce a estimar el sistema.

$$S_i^*(t) = \alpha_i^*(t) + \sum_j \alpha_{ij}^*(t) \cdot q_j(t) + \varepsilon_i^*(t) \quad i = 1 \dots n$$

donde es fácil ver que

$$S_i^*(t) = \sum_h W^h(t) S_i^h(t)$$

$$\alpha_i^*(t) = \sum_h W^h(t) \alpha_i^h(t)$$

$$\alpha_{ij}^*(t) = \sum_h W^h(t) \alpha_{ij}^h(t)$$

$$\varepsilon_i^*(t) = \sum_h W^h(t) \varepsilon_i^h(t)$$

con

$W^h(t) = V^h(t) / \sum V^h(t)$  y donde  $V^h(t)$  es el valor de los *inputs* energéticos adquiridos por la unidad  $h$  en  $t$ .

De este modo, los cambios en la composición del agregado afectarán vía redistribución del gasto energético a la estabilidad de los coeficientes y a la homocedasticidad del término de error<sup>9</sup>.

Obsérvese que este último problema subsiste aún suponiendo que los parámetros son constantes a lo largo de las unidades correspondientes a cada sector considerado.

Una solución computacionalmente simple, si existe información estadística, es realizar una agregación ponderada de las proporciones de gasto individuales utilizando como pesos la participación de cada unidad en el coste global de la energía consumida por cada sector en un período base. De este modo, es inmediato observar que los parámetros del sistema agregado tienen la atractiva interpretación de ser una media de los parámetros individuales ponderada según una composición determinada del sector y las perturbaciones tienen una distribución que satisface las hipótesis estadísticas habituales. Este procedimiento será el utilizado en este trabajo en los sectores donde la disponibilidad de datos lo permita.

### 3. Resultados empíricos

El modelo econométrico especificado en la anterior sección se ha contrastado en cinco industrias manufactureras, MATERIALES PARA LA CONSTRUCCION (NM), AUTOMOVILES (A), QUIMICA (Q), TRANSFORMADOS METALICOS (M) e INDUSTRIA LIGERA (L) para tres factores, CARBON (C), DERIVADOS DEL PETROLEO (D) y ELECTRICIDAD (E) en el período 1959-1983.

Las fuentes estadísticas básicas han sido las Estadísticas Industriales (1959-1977) y la Encuesta Industrial (1978-1983). Para los sectores  $Q$  y  $M$  ha sido posible poner en práctica el procedimiento de agregación sugerido en la sección anterior (en el apéndice se resume el procedimiento de obtención de las series).

Tras elegir una formulación restringida a partir del modelo dinámico general [8'] por medio del análisis de las propiedades estadísticas de ambos y el test del ratio de verosimilitud, se contrasta, utilizando los tests de Wald y del ratio de verosimilitud, la hipótesis de simetría. En el modelo restringido estimado con la hipótesis de simetría impuesta se obtienen las elasticidades participación, sustitución y precio y se contrastan las hipótesis de aproximación a tecnologías C. E. S. y Cobb-Douglas.

<sup>9</sup> Estas circunstancias lógicamente invalidan los análisis de inferencia estadística habituales y, en particular, el contraste del cumplimiento de las hipótesis teóricas en el modelo estimado.

La especificación general elegida para cada sector elimina, según los requerimientos del modelo, la ecuación correspondiente al carbón debido a la insignificancia de las proporciones de utilización de este *input* en la última parte de la muestra, lo que podría dañar la precisión de las estimaciones de los parámetros de esa ecuación.

Habida cuenta del problema existente de grados de libertad se ha incluido un solo retardo de las variables exógenas en todos los sectores excepto en el de la Industria Ligera donde a la vista del comportamiento residual de las estimaciones se ha optado por incluir un retardo adicional en la ecuación correspondiente a los derivados del petróleo.

El modelo general a estimar, de este modo, adquiere la forma

$$S_E(t) = \lambda S_E(t-1) + \gamma_E + \sum_{i=0}^1 \gamma_{iE}^1 \ln \left( \frac{p_E(t-1)}{p_c(t-1)} \right) + \sum_{i=0}^1 \gamma_{iE}^0 \ln \left( \frac{p_0(t-1)}{p_c(t-1)} \right) + \gamma_{E1} \cdot t + \varepsilon_E(t)$$

$$S_0(t) = \lambda S_0(t-1) + \gamma_0 + \sum_{i=0}^m \gamma_{i0E}^1 \ln \left( \frac{p_E(t-1)}{p_c(t-1)} \right) + \sum_{i=0}^m \gamma_{i00}^1 \ln \left( \frac{p_0(t-1)}{p_c(t-1)} \right) + \gamma_{01} \cdot t + \varepsilon_0(t)$$

con  $m = 1$  para *NM*, *M*, *Q*, *A* y  $m = 2$  para *L*.

El carácter fuertemente administrado de los precios de los *inputs* energéticos en nuestro país facilita su tratamiento como variables exógenas. En consecuencia, es aplicado el método iterativo de estimación conjunta de Zellner (1962) que posee propiedades teóricas deseables en ausencia de simultaneidad.

En los cuadros 1 a 5 se presentan los resultados econométricos de la estimación conjunta de las ecuaciones correspondientes a la electricidad ( $EQ \cdot E$ ) y a los derivados del petróleo ( $EQ \cdot O$ ).

El ajuste y comportamiento residual de las estimaciones es en general aceptable. No hay evidencia de ruptura de las hipótesis sobre la distribución de los residuos, si bien resultan algo elevados los valores del estadístico  $Q$  de Box-Pierce ( $X_{BP}^2(3)$ ) en *NM* y el estadístico de contraste de heteroscedasticidad autorregresiva ( $X_{ARCH}^2(1)$ ) en *M*.

En el cuadro 6 figuran los valores de los estadísticos del ratio de verosimilitud ( $L$ ) y de Wald ( $W$ ) para contrastar la hipótesis de simetría. Como se observa, la hipótesis no puede ser rechazada al 5 % de significatividad en todos los casos excepto en el sector de Transformados Metálicos donde  $W$  rechaza la hipótesis nula y  $L$  sólo permite no rechazarla al 1 %.

Habida cuenta de la peculiaridad del período de análisis, parece sensato preguntarse por la estabilidad de los resultados tras la crisis de mediados de los 70. A pesar de que existe un problema subyacente de grados de libertad se ha

CUADRO I  
Sector: Materiales para la Construcción (\*)

Parámetro	Mod. general		Mod. restringido		Mod. restringido simétrico	
$\gamma$	0,62 (7,01)		0,70 (8,69)		0,68 (8,67)	
$\gamma_E$	0,14 (3,99)		0,14 (4,07)		0,15 (4,15)	
$\gamma_{Et}^0$	0,30 (5,59)		0,25 (5,21)		0,25 (5,17)	
$\gamma_{Et}^1$	-0,20 (-4,02)		-0,24 (-5,55)		-0,23 (-5,49)	
$\gamma_{E0}^0$	-0,14 (-4,99)		-0,16 (-5,55)		-0,16 (-5,12)	
$\gamma_{E0}^1$	0,079 (2,29)		0,095 (2,73)		0,09 (2,76)	
$\gamma_{ET}$	$0,29 \times 10^{-2}$ (1,67)		—		—	
$\gamma_0$	0,21 (4,57)		0,14 (5,68)		0,14 (5,88)	
$\gamma_{00}^0$	0,12 (2,60)		0,14 (3,06)		0,15 (4,25)	
$\gamma_{00}^1$	0,21 (4,57)		-0,17 (-3,43)		-0,17 (-3,57)	
$\gamma_{0E}^0$	-0,29 (-3,33)		-0,24 (-2,86)		-0,21 (-2,74)	
$\gamma_{0E}^1$	0,074 (0,88)		0,14 (1,93)		0,14	
$\gamma_{0r}$	$0,35 \times 10^{-2}$ (0,12)		$0,24 \times 10^{-2}$ (0,96)		$0,35 \times 10^{-2}$ (1,86)	
	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>
<i>SCR</i>	$0,22 \times 10^{-2}$	$0,65 \times 10^{-2}$	$0,25 \times 10^{-2}$	$0,66 \times 10^{-2}$	$0,25 \times 10^{-2}$	$0,70 \times 10^{-2}$
$\sigma$	-0,010	0,017	0,011	0,018	0,011	0,018
<i>DW</i>	2,48	2,33	2,19	2,23	2,14	2,07
<i>h</i>	-1,20	-0,82	-0,48	-0,57	-0,91	-0,95
$X^2 BP (3)$	6,88	4,83	5,14	4,58	4,73	3,54
$X^2 ARCH (1)$	—	—	—	—	0,92	1,88
$R^2$	0,89	0,94	0,83	0,94	0,88	0,93
$L^*$	—		2,63		0,42	

(\*) *SCR* es la suma de los cuadrados de los residuos;  $\sigma$  el error estándar de la regresión, *DW* el estadístico Durbin Watson; *h* el test de Durbin para especificaciones con la variable endógena desfasada;  $X^2 BP (3)$  es el estadístico de Box-Pierce para tres retardos (2 grados de libertad);  $X^2 ARCH (1)$  es el test ARCH-ENGEL de heterocedasticidad autorregresiva;  $R^2$  es el coeficiente de determinación ajustado y  $L^*$  el estadístico del ratio de verosimilitud sobre la especificación anterior. Entre paréntesis figuran los estadísticos *t*.

CUADRO 2  
Sector: Transformados Metálicos (\*)

Parámetro	Mod. general		Mod. restringido		Mod. restringido simétrico	
$\gamma$	0,13 (1,47)		0,14 (1,54)		0,18 (2,02)	
$\gamma_t$	0,64 (9,07)		0,65 (10,2)		0,60 (9,07)	
$\gamma_{tt}^0$	0,10 (3,97)		0,11 (4,53)		0,095 (3,95)	
$\gamma_{tt}^1$	-0,12 (-0,42)		—		—	
$\gamma_{t0}^0$	-0,12 (6,49)		-0,12 (-7,16)		-0,11 (-6,24)	
$\gamma_{t0}^1$	0,017 (0,85)		0,014 (0,85)		0,024 (1,40)	
$\gamma_{tT}$	$0,58 \times 10^{-2}$ (6,19)		$0,51 \times 10^{-2}$ (7,83)		$0,52 \times 10^{-2}$ (6,82)	
$\gamma_0$	0,13 (8,67)		-0,13 (9,49)		0,11 (8,32)	
$\gamma_{00}^0$	0,10 (8,31)		0,11 (10,15)		0,10 (9,03)	
$\gamma_{00}^1$	-0,04 (-2,81)		-0,038 (-3,06)		-0,040 (-2,99)	
$\gamma_{0t}^0$	-0,07 (-3,98)		-0,075 (-4,87)		-0,077 (-4,61)	
$\gamma_{0t}^1$	-0,072 (-3,98)		0,0046 (0,36)		-0,009	
$\gamma_{0T}$	$0,21 \times 10^{-3}$ (0,51)		—		—	
	$EQ \cdot E$	$EQ \cdot 0$	$EQ \cdot E$	$EQ \cdot 0$	$EQ \cdot E$	$EQ \cdot 0$
SCR	$0,34 \times 10^{-2}$	$0,15 \times 10^{-2}$	$0,34 \times 10^{-2}$	$0,16 \times 10^{-2}$	$0,39 \times 10^{-2}$	$0,19 \times 10^{-2}$
$\sigma$	0,012	$0,80 \times 10^{-2}$	0,012	$0,80 \times 10^{-2}$	0,013	$0,89 \times 10^{-2}$
DW	2,41	1,96	2,39	1,87	2,33	1,77
$h$	-1,12	0,11	-1,05	0,35	-0,90	0,63
$X^2 BP (3)$	4,13	1,94	3,76	2,32	2,74	0,16
$X^2 ARCH (1)$	—	—	—	—	5,52	0,23
$\bar{R}^2$	0,91	0,92	0,91	0,92	0,90	0,90
$L^*$	—		0,36		6,6	

CUADRO 3  
Sector: Química (\*)

Parámetro	Mod. general	Mod. restringido	Mod. restringido simétrico
$\gamma$	0,18 (2,97)	0,197 (3,48)	0,20 (3,57)
$\gamma_{\epsilon}$	0,44 (8,83)	0,41 (9,71)	0,37 (11,53)
$\gamma_{\epsilon\epsilon}^0$	0,26 (5,67)	0,28 (7,81)	0,29 (8,91)
$\gamma_{\epsilon\epsilon}^1$	0,012 (0,30)	—	—
$\gamma_{\epsilon 0}^0$	-0,010 (-2,92)	-0,012 (-3,86)	-0,082 (-4,54)
$\gamma_{\epsilon 0}^1$	0,044 (-1,23)	—	—
$\gamma_{\epsilon T}$	0,013 (6,70)	0,014 (7,25)	0,016 (9,72)
$\gamma_0$	0,20 (7,69)	0,21 (8,12)	0,23 (9,60)
$\gamma_{00}^0$	-0,022 (-0,79)	-0,011 (-0,50)	-0,025 (-1,35)
$\gamma_{00}^1$	-0,062 (-2,84)	-0,079 (-4,33)	-0,079 (-4,24)
$\gamma_{0\epsilon}^0$	-0,16 (-4,76)	-0,16 (-4,95)	-0,17 (-5,68)
$\gamma_{0\epsilon}^1$	0,091 (3,47)	0,092 (3,98)	0,088
$\gamma_{0T}$	$0,73 \times 10^{-2}$ (5,26)	$0,67 \times 10^{-2}$ (5,01)	$0,54 \times 10^{-2}$ (5,24)

	$EQ \cdot E$	$EQ \cdot 0$	$EQ \cdot E$	$EQ \cdot 0$	$EQ \cdot E$	$EQ \cdot 0$
SCR	0,0133	$0,575 \times 10^{-2}$	0,0139	$0,602 \times 10^{-2}$	0,0147	$0,642 \times 10^{-2}$
$\sigma$	0,024	0,015	0,024	0,016	0,025	0,016
DW	1,52	1,40	1,29	1,29	1,31	1,49
$h$	1,23	1,53	1,81	1,81	1,76	1,30
$X^2 BP (3)$	2,79	1,70	3,83	2,17	2,64	1,14
$X^2 ARCH (1)$	—	—	—	—	0,53	0,74
$R^2$	0,89	0,98	0,88	0,98	0,87	0,98
$L^*$	—	—	1,72	—	1,89	—

CUADRO 4  
Sector: Automóviles\*

Parámetro	Mod. general		Mod. restringido		Mod. restringido simétrico	
$\gamma$	0,03 (-0,28)		—		—	
$\gamma_{EK}$	0,75 (3,15)		0,74 (26,28)		0,74 (25,60)	
$\gamma_{EK}^0$	0,17 (4,75)		0,16 (5,18)		0,18 (6,03)	
$\gamma_{EK}^1$	0,084 (0,042)		—		—	
$\gamma_{EO}^0$	-0,16 (-6,22)		-0,12 (-5,97)		-0,12 (-5,72)	
$\gamma_{EO}^1$	0,038 (0,34)		—		—	
$\gamma_{EF}$	$0,64 \times 10^{-2}$ (5,51)		$0,54 \times 10^{-2}$ (5,22)		$0,64 \times 10^{-2}$ (7,19)	
$\gamma_0$	0,27 (8,17)		0,26 (9,58)		0,24 (8,98)	
$\gamma_{00}^0$	0,093 (3,60)		0,067 (3,37)		0,078 (3,95)	
$\gamma_{00}^1$	-0,32 (-1,07)		—		—	
$\gamma_{0E}^0$	-0,098 (-2,6)		-0,08		-0,12	
$\gamma_{0E}^1$	0,018 (0,52)		—		—	
$\gamma_{0r}$	$-0,18 \times 10^{-3}$ (-1,75)		$-0,15 \times 10^{-2}$ (-1,55)		$-0,28 \times 10^{-2}$ (-3,93)	
	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>
SCR	$0,589 \times 10^{-2}$	$0,60 \times 10^{-2}$	$0,74 \times 10^{-2}$	$0,58 \times 10^{-2}$	$0,78 \times 10^{-2}$	$0,75 \times 10^{-2}$
$\sigma$	0,016	0,016	0,017	0,017	0,018	0,018
DW	1,92	1,50	1,76	1,36	1,63	1,31
h	0,12	1,47	—	—	—	—
$X^2 BP (3)$	5,14	4,53	5,61	2,79	3,98	3,00
$X^2 ARCH (1)$	—	—	—	—	2,45	0,09
$R^2$	0,85	0,65	0,85	0,65	0,84	0,64
$L^*$	—		6,86		3,41	



CUADRO 5  
Sector: Industria ligera\*

Parámetro	Mod. general	Mod. restringido	Mod. restringido simétrico			
$\gamma$	0,389 (2,89)	0,399 (2,47)	0,48 (3,59)			
$\gamma_t$	0,41 (4,49)	0,41 (4,42)	0,35 (3,79)			
$\gamma_{EE}^0$	0,13 (6,34)	0,13 (6,36)	0,13 (6,15)			
$\gamma_{EE}^1$	-0,081 (-3,23)	-0,088 (-3,27)	-0,08 (-2,99)			
$\gamma_{EO}^0$	-0,11 (-6,48)	-0,11 (-5,49)	-0,11 (-6,09)			
$\gamma_{EO}^1$	0,067 (2,91)	0,068 (2,97)	0,078 (3,26)			
$\gamma_{ET}$	$0,6 \times 10^{-3}$ (1,26)	$0,6 \times 10^{-3}$ (1,24)	$0,10 \times 10^{-2}$ (2,20)			
$\gamma_0$	0,094 (5,01)	0,095 (5,13)	0,083 (4,47)			
$\gamma_{00}^0$	0,05 (1,39)	0,045 (1,30)	0,048 (1,32)			
$\gamma_{00}^1$	-0,045 (-1,10)	-0,043 (-1,06)	-0,045 (-1,06)			
$\gamma_{00}^2$	-0,06 (-2,39)	-0,057 (-2,36)	-0,055 (-2,23)			
$\gamma_{0E}^0$	-0,091 (-2,17)	-0,10 (-2,70)	-0,12 (-2,91)			
$\gamma_{0E}^1$	-0,078 (1,30)	0,11 (2,76)	0,068			
$\gamma_{0E}^2$	0,263 (0,41)	—	—			
$\gamma_{0T}$	$0,82 \times 10^{-2}$ (3,75)	$0,77 \times 10^{-2}$ (3,70)	$0,52 \times 10^{-2}$ (2,89)			
	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>	<i>EQ · E</i>	<i>EQ · 0</i>
SCR	$0,137 \times 10^{-2}$	$0,49 \times 10^{-2}$	$0,137 \times 10^{-2}$	$0,49 \times 10^{-2}$	$0,16 \times 10^{-2}$	$0,55 \times 10^{-2}$
$\sigma$	$0,77 \times 10^{-2}$	0,014	$0,77 \times 10^{-2}$	0,014	$0,82 \times 10^{-2}$	0,015
DW	2,20	1,46	2,21	1,48	2,14	1,36
h	-0,63	1,69	-0,65	1,63	-0,44	1,90
X <sup>2</sup> BP (3)	2,07	3,67	0,82	3,0	1,07	3,34
X <sup>2</sup> ARCH (1)	—	—	—	—	0,074	0,011
R <sup>2</sup>	0,82	0,97	0,82	0,97	0,80	0,96
L*			0,40		4,27	

CUADRO 6  
Contrastes de simetría (\*)

Sector	L	W
Mat. Construcción (NM)	0,42 <sup>a</sup>	0,47 <sup>a</sup>
Transf. Metálicos (M)	6,6 <sup>b</sup>	7,3
Química (Q)	1,89 <sup>a</sup>	1,95 <sup>a</sup>
Automóviles (A)	3,41 <sup>a</sup>	3,57 <sup>a</sup>
Industria ligera (L)	4,27 <sup>b</sup>	4,51 <sup>b</sup>

CUADRO 7  
Contrastes de cambio estructural (\*\*)

Sector	Test global (*)	Ecuación E (*)	Ecuación 0 (*)
Mat. Construcción (NM)	22,03 <sup>a</sup>	0,62 <sup>a</sup>	0,44 <sup>a</sup>
Transf. Metálicos (M)	26,80 <sup>a</sup>	0,21 <sup>a</sup>	1,24 <sup>a</sup>
Química (Q)	31,74 <sup>b</sup>	1,08 <sup>a</sup>	2,55 <sup>b</sup>
Automóviles (A)	27,41 <sup>a</sup>	0,59 <sup>a</sup>	0,99 <sup>a</sup>
Industria ligera (L)	29,71 <sup>a</sup>	0,98 <sup>a</sup>	0,86 <sup>a</sup>

(\*) Hipótesis nula:  $\sum_{i=0}^H \gamma_{i0}^1 = \sum_{i=0}^H \gamma_{0E}^1$ . Ambos estadísticos se distribuyen con una  $\chi^2$  con 1 grado de libertad.

(\*\*) Hipótesis nula: Ausencia de cambio estructural. El TEST GLOBAL se distribuye como una  $\chi^2$  con  $2 \times T_b$  grados de libertad, donde  $T_b$  es 10 para M, Q, A, L y 7 para NM y los test individuales (E y 0)  $F_{i0, 1b-k}$  donde  $k$  es el número de parámetros y  $T_a$  es 14.

a = Valor de no rechazo de la hipótesis nula al 5 %.

b = Valor de no rechazo de la hipótesis nula al 1 %.

intentado contrastar la existencia de cambio estructural a partir de 1973. Para ello se ha realizado en cada ecuación el test convencional de Chow y para analizar la estabilidad conjunta se ha utilizado el procedimiento de Mauleón (1985). Los resultados se presentan en el Cuadro 7.

La hipótesis de ausencia de cambio estructural no es rechazada por los datos al 5 % de significatividad en NM, M, A y L y al 1 % en Q. Estos resultados, lejos de negar la existencia de alteraciones en los parámetros de la tecnología que previsiblemente se producen tras la crisis, parecen más bien subrayar la flexibilidad de la forma funcional *translog* y el escaso carácter restrictivo de sus

supuestos y, en particular, la constancia de las elasticidades de participación. Este supuesto, como se verá, en absoluto contradice la existencia de cambios significativos en las posibilidades de sustitución de los *inputs* energéticos.

Resulta algo preocupante, la violación de la negatividad de los elementos de la diagonal principal de la matriz de Slutsky que se produce en el sector Químico y que significa el incumplimiento de una condición necesaria de concavidad. Este hecho se produce en el elemento correspondiente al *input* electricidad que por este motivo aparecerá con elasticidades precio y sustitución con signo perverso. Es significativo de cualquier modo la permanencia de este resultado insatisfactorio cuando se estiman especificaciones dinámicas más completas que la inicial, modelos individuales para cada subsector y/o se ignoran las observaciones posteriores a 1973. De la misma manera resulta llamativo la presencia de este mismo problema, para el mismo sector y el mismo *input* en el estudio de Magnus y Woodland (1980) para la economía holandesa.

En los cuadros 8 y 9 aparecen las elasticidades sustitución y precio estimadas con los parámetros resultantes de la estimación econométrica del modelo aplicando las expresiones [5], [5'], [6] y [9] y las restricciones de aditividad y simetría.

Para las elasticidades de sustitución, en lugar de computar sus valores estimados para cada año de la muestra se ha optado por calcularlas para tres períodos (1959-1983, 1959-1973 y 1974-1983). En cada uno de ellos se ha tomado la media de los valores de  $S_i$  observados y se han computado las desviaciones estándar asintóticas sobre el supuesto de que aquéllas no son aleatorias<sup>10</sup>.

Atendiendo primero a las elasticidades-precio se observa en primer lugar que, con independencia de lo que ocurre en el sector Químico, el carbón es el *input* más elástico y la electricidad el menos sensible a las variaciones de su propio precio. Mientras el consumo de electricidad no es elástico en ningún sector, el de derivados del petróleo lo es en  $Q$  y  $L$  y el de carbón en  $NM$ ,  $M$  y  $L$ .

En cuanto a la evolución de las elasticidades se aprecia una relativa estabilidad de  $\epsilon_{EE}$  en los dos períodos mientras  $\epsilon_{00}$  baja sensiblemente en todos los sectores excepto en  $M$  donde se mantiene estable  $\epsilon_{CC}$  crece de forma muy apreciable en  $NM$ ,  $M$  y  $L$  y se reduce en  $Q$  y  $A$ .

El comportamiento diferenciado de la demanda de carbón en  $Q$  y  $A$  está motivado por la complementariedad que aparece en estos sectores entre carbón y electricidad mientras la tónica en el resto es la sustituibilidad. En la medida en que además se observa un crecimiento de la intensidad de este tipo de relación parece natural que en estos sectores la elasticidad-precio del carbón sea reducida y decreciente<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Anderson y Thursby justifican esta opción argumentando que es la que otorga mejores propiedades estadísticas a las estimaciones según los análisis de Montecarlo efectuados.

<sup>11</sup> Obsérvese que por [6], [5] y [5'] debe verificarse que  $\sum \epsilon_{ij} = 0$ ;  $i = 1 \dots n$ .

CUADRO 8  
Elasticidades de Sustitución (\*)

Sector	Mat. Construcción		Metálica		Química		Automóviles		Ind. Ligera					
	59-80	59-73	74-80	59-83	59-73	74-83	59-83	59-73	74-83	59-83	59-73	74-83		
$\sigma_{ff}$	-1,95 (0,57)	-1,88 (0,53)	-2,13 (0,64)	-1,18 (0,05)	-0,21 (0,06)	-0,14 (0,05)	0,48 (0,16)	0,53 (0,17)	0,42 (0,14)	-0,13 (0,07)	-0,13 (0,07)	-0,10 (0,07)	-0,37 (0,05)	-0,39 (0,05)
$\sigma_{fn}$	-0,40 (0,26)	-0,78 (0,33)	-0,07 (0,20)	0,33 (0,08)	0,25 (0,08)	0,41 (0,07)	0,39 (0,13)	0,20 (0,17)	0,55 (0,10)	0,42 (4,14)	0,40 (0,10)	0,43 (0,09)	0,62 (0,10)	0,71 (0,07)
$\sigma_{fc}$	3,64 (0,85)	2,74 (0,57)	15,29 (4,64)	0,74 (0,45)	0,86 (0,29)	0,33 (1,43)	-2,33 (0,43)	-1,22 (0,29)	-13,93 (1,94)	-1,70 (0,72)	-1,01 (0,54)	-3,64 (1,24)	0,42 (0,29)	0,67 (0,16)
$\sigma_{fn}$	-1,42 (0,27)	-2,3 (0,47)	-0,66 (0,14)	-1,87 (0,18)	-1,95 (0,21)	-1,74 (0,14)	-3,11 (0,22)	-4,49 (0,34)	-2,06 (0,14)	-1,31 (0,18)	-1,33 (0,19)	-1,30 (0,19)	f-3,67 (0,45)	-6,44 (0,93)
$\sigma_{ur}$	-3,72 (0,45)	3,40 (0,40)	10,81 (1,64)	2,91 (0,58)	2,28 (0,39)	6,75 (1,74)	5,35 (0,53)	4,43 (0,42)	17,54 (2,03)	4,80 (5,07)	3,84 (0,70)	7,83 (1,70)	6,51 (0,98)	5,49 (0,80)
$\sigma_{fc}$	-13,38 (1,88)	-6,59 (0,86)	-271,26 (47,9)	-18,84 (3,90)	-10,37 (1,51)	-98,27 (42,68)	-3,99 (1,80)	-2,45 (0,72)	0,12 (41,57)	-14,54 (9,99)	-13,07 (-2,42)	-8,01 (31,32)	-20,39 (2,89)	-8,26 (0,93)

(\*) Desviaciones estandar asintóticas entre paréntesis.

CUADRO 9  
Elasticidades precio (\*)

Sector	Mat. Construcción		Metálica		Química		Automóviles		Ind. Ligera						
	59-80	59-73	74-80	59-83	59-73	74-83	59-83	59-73	74-83	59-83	59-73	74-83			
$\epsilon_{Lz}$	-0,60 (0,17)	-0,59 (0,16)	-0,61 (0,18)	-0,13 (0,04)	-0,14 (0,04)	-0,11 (0,04)	0,24 (0,08)	0,25 (0,08)	0,23 (0,07)	-0,08 (0,05)	-0,08 (0,05)	-0,07 (0,05)	-0,22 (0,03)	-0,22 (0,03)	-0,23 (0,03)
$\epsilon_{Ln}$	-0,19 (0,12)	-0,28 (0,12)	-0,04 (0,13)	-0,075 (0,02)	0,05 (0,02)	0,10 (0,02)	0,13 (0,04)	0,05 (0,05)	0,24 (0,04)	0,14 (0,03)	0,13 (0,03)	0,14 (0,03)	0,18 (0,03)	0,09 (0,03)	0,27 (0,03)
$\epsilon_{Lc}$	0,78 (0,18)	0,88 (0,18)	0,65 (0,19)	0,05 (0,03)	0,09 (0,03)	0,006 (0,03)	-0,37 (0,07)	-0,31 (0,07)	-0,46 (0,06)	-0,06 (0,02)	-0,05 (0,02)	-0,07 (0,02)	0,04 (0,03)	0,12 (0,03)	-0,04 (0,03)
$\epsilon_{no}$	-0,68 (0,13)	-0,84 (0,17)	-0,44 (0,09)	-0,42 (0,04)	-0,41 (0,04)	-0,43 (0,04)	-1,05 (0,07)	-1,22 (0,09)	-0,88 (0,06)	-0,43 (0,06)	-0,43 (0,06)	-0,43 (0,06)	-1,06 (0,13)	-1,30 (0,19)	-0,88 (0,10)
$\epsilon_{oe}$	-0,12 (0,80)	-0,24 (0,10)	-0,02 (0,05)	0,23 (0,05)	0,18 (0,06)	0,30 (0,05)	0,20 (0,06)	0,09 (0,08)	0,30 (0,05)	0,27 (0,06)	0,25 (0,06)	0,28 (0,06)	0,38 (0,06)	0,28 (0,08)	0,42 (0,04)
$\epsilon_{n}$	0,80 (0,09)	1,08 (0,13)	0,46 (0,70)	0,19 (0,04)	0,23 (0,04)	0,13 (0,04)	0,85 (0,08)	1,12 (0,11)	0,58 (0,07)	0,16 (0,03)	0,18 (0,03)	0,15 (0,03)	0,68 (0,10)	1,01 (0,15)	0,46 (0,08)
$\epsilon_{cc}$	-2,89 (0,40)	-2,10 (0,27)	-11,61 (2,05)	-1,21 (0,25)	-1,07 (0,16)	-1,92 (0,83)	-0,64 (0,29)	-0,62 (0,18)	-0,04 (1,38)	-0,50 (0,34)	-0,61 (0,25)	-0,15 (0,61)	-2,13 (0,30)	-1,52 (0,17)	-5,93 (1,21)
$\epsilon_{ct}$	1,11 (0,26)	0,86 (0,17)	4,37 (1,32)	0,56 (0,32)	0,59 (0,19)	0,24 (1,04)	-1,17 (0,22)	-0,58 (0,13)	-7,50 (1,04)	-1,08 (0,46)	-0,64 (0,34)	-2,39 (0,82)	0,26 (0,17)	0,41 (0,10)	-0,81 (0,70)
$\epsilon_{co}$	1,78 (0,21)	1,24 (0,14)	7,24 (1,09)	0,65 (0,13)	0,48 (0,08)	1,67 (0,43)	1,81 (0,18)	1,20 (0,11)	7,50 (0,87)	1,58 (0,31)	1,25 (0,23)	2,55 (0,55)	1,88 (0,28)	1,11 (0,16)	6,73 (1,13)

(\*) Desviaciones estándar asimétricas entre paréntesis.

En el resto de las elasticidades cruzadas se observa un predominio notable de la sustituibilidad que se hace especialmente patente entre Carbón y Derivados del Petróleo. Esta relación como parecía previsible ha crecido en todos los sectores sustancialmente tras 1973 como consecuencia del incremento notable de la respuesta del consumo de carbón a las variaciones en los precios de los combustibles líquidos<sup>12</sup>.

Entre Derivados del Petróleo y Electricidad existe sustitución en todo el período en  $M, Q, A, L$  donde  $\sigma_{E0}$  además se incrementa en el segundo subperíodo. En el sector de Materiales para la Construcción, sin embargo, la relación es de complementariedad aunque ésta decrece sensiblemente tras 1973.

Sobre los resultados de las estimaciones restringidas para cada sector se han computado contrastes de cambio técnico neutral en el sentido de Hicks y de presencia de tecnologías Cobb-Douglas y C. E. S.

La hipótesis de cambio técnico neutral se ha analizado mediante tests del ratio de verosimilitud ( $L$ ) y de Wald ( $W$ ) sobre los parámetros  $\gamma_i$  del modelo estimado. Como se observa en el cuadro 10 la hipótesis nula es rechazada al 5 % de significación en  $M, Q, A, L$  aunque aceptada en  $NM$ .

Obsérvese que, como se ha señalado, en multitud de ocasiones la forma aquí utilizada de medir el cambio técnico mediante una tendencia determinista es un tanto insatisfactoria. Dos son las razones fundamentales: por un lado se está considerando que el cambio técnico es completamente exógeno y no depende de la variación de precios relativos; por otro, se está encubriendo errores de especificación econométrica y sustituyendo posibles variables relevantes que tienen una evolución monótona y que se encuentran ausentes en la estimación.

No obstante estas limitaciones y con las reservas expuestas, a la vista del cuadro 10, los resultados de las estimaciones y la expresión [10] en los sectores  $M, Q, A, L$  aparecen factores tendenciales que en todos los casos son ahorradores de carbón y desahorradores de electricidad. En lo que se refiere a los derivados del petróleo aparecen sesgos hacia el uso de este *input* en  $Q$  y  $L$ , sesgo ahorrador en  $A$  y neutralidad en  $M$ . En cuanto al sector de Materiales de Construcción si bien el contraste de cambio técnico neutral ofrece valores de aceptación de la hipótesis nula en la estimación se ha incluido el parámetro  $\gamma_{0r}$  que adquiere un valor positivo al borde de la significatividad.

Por último se han contrastado hipótesis sobre la verosimilitud de especificaciones Cobb-Douglas y C. E. S.

Para el primer caso se ha contrastado

$$\sum_{i=0}^H \hat{\gamma}_{EF}^i = \sum_{i=0}^H \hat{\gamma}_{E0}^i = \sum_{i=0}^H \hat{\gamma}_{00}^i = 0$$

<sup>12</sup> Obsérvese que los términos  $\epsilon$  y  $\sigma$  que se retieren al *input* carbón tienen en algunos casos valores anormalmente altos para el subperíodo 1974-1983. Estos datos son resultado de la escasa precisión con que son estimados estos términos cuando  $S_c$  es muy reducido.

Para el segundo tipo de forma funcional se ha contrastado la condición de aproximación de la función tránslog a una función C. E. S. Es decir:

$$[A] \hat{\gamma}_C \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{E0}^l = \hat{\gamma}_0 \cdot \left( - \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{EE}^l - \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{E0}^l \right)$$

$$\hat{\gamma}_E \left( - \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{E0}^l - \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{00}^l \right) = \hat{\gamma}_0 \left( - \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{EE}^l - \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{E0}^l \right)$$

y la condición necesaria de tecnología C. E. S.

$$[B] \hat{\alpha}_{E0} = \hat{\alpha}_{EC} = \hat{\alpha}_{0C}$$

computadas para los valores medios muestrales de las participaciones.

Todos estos contrastes han sido realizados mediante el test de Wald y como se aprecia en el cuadro 10 muestran valores de rechazo de la hipótesis nula. Por tanto, como parecía deducirse de las propias estimaciones realizadas, los datos muestran evidencia de la necesidad de modelizar las relaciones de sustitución entre *inputs* mediante formas funcionales flexibles que no impongan constancia o igualdad de las elasticidades de sustitución.

CUADRO 10  
Especificación de la tecnología (\*)

SECTOR	Cambio técnico (L. W.) (*)		Cobb-Douglas (W) (**)	C. E. S. (W) (***)	
	L	W		A	B
Mat. Construcción (NM)	2,46 <sup>b</sup>	2,76 <sup>b</sup>	79,65 <sup>a</sup>	188,24 <sup>a</sup>	69,49 <sup>a</sup>
Transf. Metálicos (M)	31,63 <sup>a</sup>	46,45 <sup>a</sup>	84,93 <sup>a</sup>	47,79 <sup>a</sup>	31,33 <sup>a</sup>
Química (Q)	49,41 <sup>a</sup>	113,89 <sup>a</sup>	131,85 <sup>a</sup>	69,63 <sup>a</sup>	130,22 <sup>a</sup>
Automóviles (A)	29,7 <sup>a</sup>	54,54 <sup>a</sup>	52,93 <sup>a</sup>	26,53 <sup>a</sup>	19,97 <sup>a</sup>
Industria Ligera (L)	8,8 <sup>a</sup>	10,42 <sup>a</sup>	72,20 <sup>a</sup>	61,36 <sup>a</sup>	37,74 <sup>a</sup>

(\*) Hipótesis nula  $\hat{\gamma}_{El} = \hat{\gamma}_{0l} = 0$  · L y W se distribuyen  $\chi^2$  (2) en Q, A, L y  $\chi^2$  (1) en NM y M.

(\*\*) Hipótesis nula:  $\sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{E0}^l = \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{EE}^l = \sum_{l=0}^H \hat{\gamma}_{00}^l = 0$  · se distribuye como  $\chi^2$  (2).

(\*\*\*) Hipótesis nulas:

A.  $\hat{\gamma}_E \hat{\gamma}_{0C} = \hat{\gamma}_0 \hat{\gamma}_{EC} = \hat{\gamma}_C \hat{\gamma}_{E0}$  · W se distribuye  $\chi^2$  (2).

B.  $\hat{\alpha}_{E0} = \hat{\alpha}_{EC} = \hat{\alpha}_{0C}$  · W se distribuye  $\chi^2$  (2).

a = Valor de rechazo de la hipótesis nula al 5 %.

b = Valor de rechazo de la hipótesis nula al 1 %.

#### 4. Conclusiones

La adopción de un enfoque dinámico y el tratamiento dado a la agregación de datos parece haber permitido lograr resultados econométricos satisfactorios sobre los que obtener conclusiones acerca de las relaciones técnicas entre los *inputs* energéticos.

Se ha encontrado que, en general, la formulación translog es adecuada para definir la tecnología energética y que otras especificaciones más simples son decisivamente rechazadas por los datos.

Un resultado relativamente esperado es la escasa elasticidad-precio de la electricidad. Este hecho se justifica por ser éste el *input* de mayor precio por unidad calórica equivalente. De este modo, el consumo de electricidad se realiza para aquellos usos en los cuales es escasa la posibilidad de utilizar otro *input*.

Una explicación similar sirve para justificar la mayor elasticidad-precio del carbón sobre la de derivados del petróleo. En este sentido, sorprenden los resultados de Halvorsen (1977) que encuentra una  $\varepsilon_{CC}$  menor que  $\varepsilon_{00}$  y Pindyck (1979) para EE. UU. que obtiene una  $\varepsilon_{EE}$  menor que  $\varepsilon_{00}$ .

En nuestras estimaciones hemos encontrado además que la elasticidad-precio del Carbón crece mientras la de derivados del petróleo disminuye en el segundo subperíodo. La explicación parece clara. En el caso del Carbón, el rápido incremento de su precio relativo en el período 1959-1973, ha incentivado el uso de fuentes alternativas por lo que es normal pensar que en este tramo el consumo sea más inelástico que en el segundo donde su precio en relación al de derivados del petróleo ha disminuido sensiblemente. Del mismo modo, el rápido crecimiento del precio de los crudos a partir de 1973 ha provocado un proceso de sustitución por otros *inputs*. Lógicamente, el consumo de combustibles líquidos que permanece tras este shock es necesariamente más inelástico.

En lo que respecta a las elasticidades de sustitución, este trabajo como los de Halvorsen y Pindyck obtiene que la característica prevaleciente entre los *inputs* energéticos es la sustitución. Esta aparece como relativamente débil entre Carbón y Electricidad y entre Electricidad y Derivados del Petróleo, pero adquiere dimensiones notables entre Carbón y Derivados del Petróleo.

En todos los casos, las elasticidades de sustitución son inequívocamente mayores en el segundo subperíodo como corresponde a un intervalo donde las diferencias de precios relativos se han incrementado sensiblemente.

Hay que mencionar por último que las contrastaciones efectuadas otorgan un significativo poder explicativo en la evolución del consumo de *inputs* energéticos a factores de cambio técnico que aparecen como netamente ahorradores de carbón y desahorradores de electricidad.



## Apéndice: datos y sectores

Las fuentes estadísticas básicas han sido las Estadísticas Industriales (1959-1977)<sup>13</sup> y la Encuesta Industrial (1978-1983)<sup>14</sup>. Estas fuentes, si bien son las únicas que proporcionan series de consumo desagregado en cantidad y valor de un conjunto relevante de *inputs* energéticos, en el caso de las Estadísticas Industriales no realizan una investigación exhaustiva de los datos sectoriales, tienen problemas de homogeneidad temporal de la muestra de establecimientos y dejan sin investigar sectores de cierta importancia.

Sin embargo, la no consideración de cifras absolutas de valor sino proporciones de gasto en la especificación econométrica y el carácter en ocasiones altamente desagregado de la información permiten rebajar el efecto distorsionador de la heterogeneidad temporal de la muestra si ésta es depurada adecuadamente.

De este modo, para los sectores cuyos datos debieron ser obtenidos por agregación de cifras subsectoriales (*NM, Q, L*), se han seleccionado aquellos conceptos para los cuales aparece información en la totalidad del período. Una matización hay que hacer en el sector de Materiales para la Construcción donde la carencia de información en los cinco primeros años sobre el subsector Cemento ha obligado, dada su importancia relativa, a realizar la estimación del valor de los *inputs* energéticos consumidos por éste a partir de cifras de cantidad y precios. Este procedimiento ha sido, así mismo, el empleado para reemplazar cifras de valor inconsistentes.

De los sectores analizados hay que mencionar la ausencia de los sectores metálicos básicos, alimentos, bebidas y tabaco y otro material de transporte. El primer sector no ha sido incluido tanto por contener lagunas e inconsistencias llamativas como por la peculiaridad que presenta el sector siderúrgico al utilizar el carbón tanto como combustible como materia prima. Este hecho dificulta la asunción de las hipótesis de reparabilidad y ausencia de sesgos de escala realizadas y limita la comparación de resultados con los de otros sectores.

El sector alimentario por su parte presenta grandes dificultades de tratamiento al no disponerse de datos para los importantes subsectores lácteo y cárnico hasta 1963 y poseer las series de valor correspondientes a la lista de conceptos permanentes escasa entidad relativa conjunta en el sector y presentar gran erraticidad.

Esta misma erraticidad junto con lagunas de información en los primeros años ha motivado también la exclusión del sector de otro material de transporte.

<sup>13</sup> Aunque existen datos para 1958, éstos son notoriamente inconsistentes con el resto de las series.

<sup>14</sup> Las encuestas industriales son recopiladas por el INE a partir de los datos de la Organización Sindical. La Encuesta Industrial es elaborada directamente por el INE.

La cobertura de los sectores elegidos puede apreciarse en el cuadro A1. Se presentan los datos correspondientes a los años 1978 y 1983 que son los que marcan el período para el cual se dispone de cifras totales correspondientes a una investigación exhaustiva. Como se observa, en los dos años se sobrepasa el 60 % del gasto energético en el conjunto de la industria manufacturera llegando a ocupar el 96 % del gasto total en carbón en el año 1983, año para el cual el consumo de productos petrolíferos y electricidad de la muestra representan el 60 % y el 59 % del total.

A pesar de que todos los sectores considerados han experimentado un apreciable cambio en su composición en el período analizado, la disponibilidad de información desagregada sólo ha permitido utilizar el procedimiento de agregación ponderada que se analiza en la sección anterior en los sectores Químico e Industria Ligera.

En el primer caso, se ha podido diferenciar entre Química de Base (Orgánica e Inorgánica) y Química de Transformación (resto de productos químicos industriales y productos químicos de consumo). En la industria ligera se han ponderado los datos de proporciones de gasto de la Industria Textil, Confección, Cuero y Calzado, Madera y Muebles, Papel e Imprentas y Caucho y Plásticos. En ambos casos se han utilizado pesos correspondientes al último año de la muestra. Como se puede apreciar en cuadro A2 en ambos sectores la distribución del gasto energético global ha variado sustancialmente y, los distintos subsectores utilizan los factores en proporciones dispares. Por todo ello parece sensato pensar que agregaciones simples pueden conducir a sesgos y otros problemas econométricos en un nivel no despreciable.

En lo que respecta a la lista de *inputs* considerados es de destacar en primer lugar la omisión del gas natural y los gases licuados de petróleo debido a la no existencia de datos en las Estadísticas Industriales sobre estos *inputs* hasta 1975. Por otra parte, a la vista de los datos agregados, su consumo en los primeros años de la muestra aparece como ciertamente insignificante y, a pesar del crecimiento de su utilización industrial en la última parte del período, éste no pasa de representar el 5,6 % del gasto energético global en 1983.

Se ha decidido, así mismo, agregar los derivados del petróleo (Gasolina, Gas-Oil, Fuel-Oil) como consecuencia de la relativa estabilidad que muestran los precios relativos de estos *inputs* a lo largo de la muestra (ver Gráfico 1) lo que permite no desconfiar excesivamente de la aplicabilidad del Teorema de Agregación de Hicks.

Para obtener las series de precios se han utilizado tres fuentes principales, los deflatores implícitos de las estadísticas industriales, una serie enlazada del Índice de Precios al Por Mayor (IPM, 1959-1974) y el Índice de Precios Industriales (IPRI, 1974-1983) y los datos de precios suministrados por UNESA para el sector eléctrico y el INH para los derivados del petróleo. Dado el carácter desagregado del estudio, se ha preferido utilizar el concepto de coste unitario de adquisición del *input* para cada sector, lo que lógicamente hace diferir ligeramente las series para cada uno de ellos. Estas diferencias provienen de la distinta composición de los *inputs* carbón y derivados del petróleo

CUADRO A1  
Cobertura de la muestra del gasto energético global de la industria manufacturera (%)

	Carbón (C)		Prod. Petról. (O)		Electricidad (E)		Otros (G)		Total (C+O+E+G)		Total (C+O+E)	
	1978	1983	1978	1983	1978	1983	1978	1983	1978	1983	1978	1983
Metal (M) (311-355) (*)	7,2	1,37	3,61	4,39	8,9	8,6	11,2	12,3	6,7	6,9	6,4	6,4
Material Construcción (NM) (241-249) (*)	30,02	88,6	36,5	18,7	12,6	12,7	38,3	30,3	24,4	21,2	23,6	20,2
Química (Q) (251-255) (*)	6,7	3,2	12,5	115,9	15,06	13,9	14,3	15,0	13,8	13,9	13,8	13,6
Automóviles (A) (361-363) (*)	0,3	0,4	1,8	2,7	3,5	3,9	4,2	1,0	2,8	3,0	2,7	2,9
Ind. Ligera (L) (431-482) (*)	14,4	2,5	16,5	18,5	21,8	19,8	14,8	14,3	19,1	17,8	19,3	17,8
TOTAL (M+NM+Q+A+L)	58,6	96,07	70,9	60,19	61,9	58,9	82,8	72,9	66,8	62,8	65,8	60,9

(\*) Equivalencia CNAE-74

CUADRO A2  
Evolución de la participación del gasto energético global (%) y de las proporciones de utilización de cada *input* ( $S_c$ ,  $S_o$ ,  $S_E$ ) en las industrias Química y Ligera

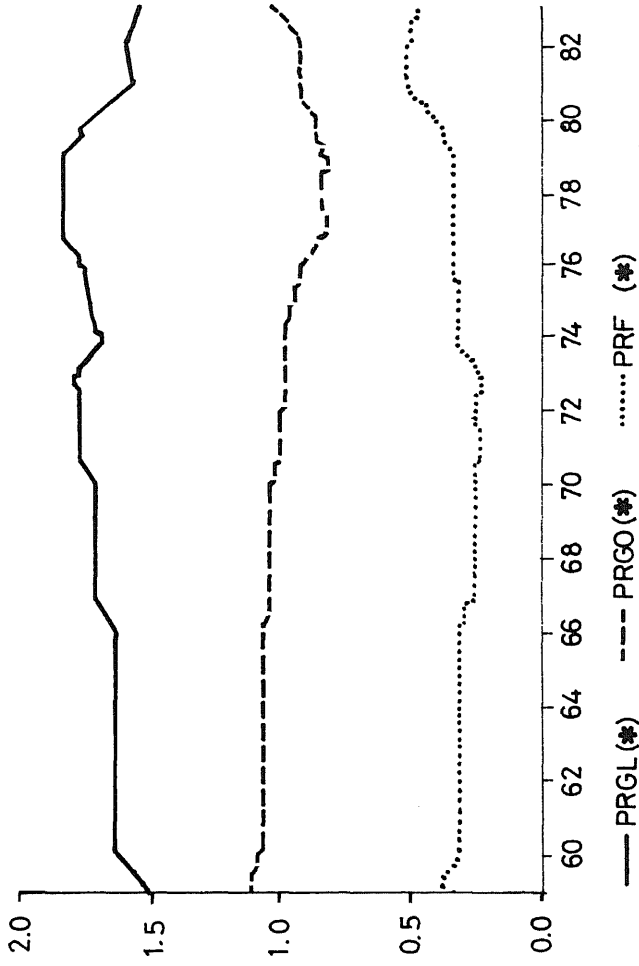
			QUIMICA BASICA			QUIMICA DE TRANSFORMACION				
			%	$S_c$	$S_o$	$S_E$	%	$S_c$	$S_o$	$S_E$
1960*	75,4	38,1	13,8	48,1	24,6	47,8	25,8	26,3		
1973	51,5	6,3	37,4	56,3	48,5	4,0	36,6	59,4		
1983	48,0	3,4	45,9	50,7	52,0	0,5	42,8	56,7		

INDUSTRIA LIGERA																								
TEXTIL			CONFECCION			CUERO Y CALZADO			MADERA Y MUEBLES			PAPEL E IMPRENTAS			CAUCHO Y PLASTICOS									
%	$S_c$	$S_o$	$S_E$	%	$S_c$	$S_o$	$S_E$	%	$S_c$	$S_o$	$S_E$	%	$S_c$	$S_o$	$S_E$	%	$S_c$	$S_o$	$S_E$					
1959	15,4	29,0	20,0	21,0	1,0	10,0	8,0	82,0	6,1	17,2	13,6	13,6	7,1	10,0	19,0	71,0	55,0	38,2	9,7	52,1	15,4	34,0	8,0	58,0
1973	14,0	11,1	28,4	60,4	3,6	1,0	19,5	79,5	5,4	1,2	24,8	24,8	18,3	0,9	16,8	82,3	44,7	5,7	35,0	59,3	14,0	5,7	26,8	67,5
1983	19,4	0,6	35,6	63,8	3,9	0,06	34,0	66,0	3,2	0,2	54,7	54,7	16,1	0,08	33,6	66,32	38,0	1,8	46,1	52,1	19,4	1,2	29,8	69,0

(\*) No se reproducen los datos de 1959 por mostrar éstos una cobertura incompleta de los productos químicos de consumo.

Gráfico A1  
 Evolución del precio relativo de la gasolina (PRGL), Gas-Oil (PRGO)  
 y Fuel-Oil (PRF)



(\*) Computados tomando como denominador la media aritmética de los precios de los tres derivados del petróleo.

que consume cada sector y, en menor medida, de la heterogeneidad tarifaria del suministro de energía eléctrica. Sobre el primer punto, la hipótesis de partida es que si existen cambios en la composición del consumo de cada *input*, ésta no se debe en una medida significativa a la variación de los precios relativos de cada componente. A la luz de los datos del IPM, IPRI y del INH este supuesto no parece excesivamente restrictivo en la medida en que los precios relativos de los diferentes tipos de carbón y combustibles líquidos muestran una notable estabilidad<sup>15</sup>.

Las series para los sectores *NM*, *M* y *Q* han sido obtenidas de los deflatores de las Estadísticas Industriales y la Encuesta Industrial. Este mismo procedimiento ha sido el utilizado para el sector de Automóviles si bien el comportamiento errático de los deflatores de carbón de la Encuesta Industrial ha obligado a utilizar las tasas de variación del IPRI para este *input* en la última parte de la muestra. Del mismo modo, los precios de adquisición de la energía para el sector ligero han sido obtenidos utilizando los datos de UNESA (electricidad), el INH (derivados del petróleo) y el IPRI (carbón) (\*). Para el *input* derivados del petróleo se ha construido un índice de Paasche que aproxima como en los demás sectores el coste unitario de utilización del *input*.

Por último, debido a la escasa fiabilidad de los datos de valor correspondientes a 1977<sup>16</sup> que recoge la Estadística Industrial ha sido preciso obtener las proporciones de valor correspondientes a ese año por interpolación, habida cuenta de la ausencia de fuentes alternativamente homologables. Los datos de precios en los sectores donde estos son obtenidos por deflatores implícitos han sido estimados aplicando las tasas de variación de las fuentes externas ya señaladas.

## Referencias

- Anderson, G. J. y Blundell, R. (1982): «Estimation and Hypothesis in Dynamic Singular Equation Systems», *Econometrica*, Vol. 50, págs. 1559-1571.
- Anderson, C. J. y Thursby, J. (1986): «Confidence Intervals for Elasticity Estimators in Translog Models», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, págs. 647-656.
- Berndt, E. y Christensen, L. (1973): «The Internal Structure of functional Relationships: Separability, Substitution and Aggregation», *Review of Economic Studies*, Vol. 40, págs. 391-404.
- Blackorby, C. y Russell, R. (1976): «Functional Structure and Allen Partial Elasticities of Substitution: An Application of Duality Theory», *Review of Economic Studies*, Vol. 43, págs. 285-291.
- Blackorby, C.; Primont, D. y Russell, R. (1978): *Duality, Separability and Functional Structure: Theory and Economic Applications*, North-Holland.

<sup>15</sup> Si bien el concepto medido por el IPM e IPRI no es equivalente al precio de adquisición, los datos de las Tablas *Input-Output* para los años 70, 75 y 80 muestran que al menos la imposición indirecta por unidad de producto en el sector de combustibles minerales es de importancia reducida y relativamente estable.

<sup>16</sup> En esta fecha, desaparecida la Organización Sindical, entidad suministradora de gran parte de la información que recopilaba el INE, la estadística industrial se muestra notablemente incompleta.

- Christensen, L.; Jorgenson, D. y Lau, L. (1973): «Transcendental Logarithmic Production Frontiers», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, págs. 28-45.
- Diewert, W. (1974): «Applications of Duality Theory» en *Frontiers on Quantitative Economics*, M. Intriligator y D. Kendrick, eds., North Holland.
- García Pardo, J. (1982): La Demanda de Fuel-Oil en España, Banco de España, *Estudios Económicos*, núm. 28.
- González, O. y Peña, J. (1986): «Efectos precio sobre la demanda de Productos Energéticos». F. E. D. E. A. *Documento de Trabajo* 86-19.
- Griffin, J. (1977): «Interfuel Substitution Possibilities A Translog Application to Inter-country Data», *International Economic Review*, Vol. 18, págs. 755-770.
- Halvorsen, R. (1977): «Energy Substitution in U. S. Manufacturing», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 59, págs. 381-388.
- Jorgenson, D. (1984): «Econometric Methods of Modeling Producer Behaviour». Harvard Institute of Economic Research. *Discussion Paper* núm. 1086.
- Lau, L. (1978): «Testing and Imposing Monotonicity Convexity and Quasiconvexity Constraints» en *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*. Vol. I. M. Fuss and D. McFadden, eds., North Holland.
- Magnus, J. y Woodland, A. (1980): «Interfuel Substitution in Dutch Manufacturing: A Multivariate Error Components Approach», University of British Columbia, *Discussion Paper* núm. 80-39.
- McFadden, D. (1979): «Cost, Revenue and Profit Functions» en *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, Vol. I, M. Fuss y D. McFadden, eds., North Holland.
- Mauleon, I. (1985): «A Stability Test for Simultaneous Equation Models», Banco de España, Documento de Trabajo 8517.
- Peña, I. (1988): «La Demanda de Energía Eléctrica en los Grandes Sectores Industriales Españoles», *Economía Industrial*, núm. 262.
- Peterson, W. (1979): «Fuel Use in U. K.», en *Energy Models for the European Community*, A. Strub, eds.
- Pindyck, R. (1970): «Interfuel Substitution and the Industrial Demand for Energy. An International Comparison», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, págs. 169-174.
- Polo, C. (1984): «Sobre la Sustitución de Factores Energéticos. Un Estudio del Sector Manufacturero en USA, 1970-1980», Universidad Autónoma de Barcelona, Tesis Doctoral.
- Treadway, A. B.; García-Pardo, J. y Carbajo, R. (1981): Análisis Económico de la Demanda Española de Energía: Resumen de algunos resultados. Mimeo no publicado.
- Zellner, A. (1962): «An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias», *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, págs. 585-612.

## Abstract

In this paper it is specified and estimated a dynamic translog model for the energy cost function for several sectors of spanish manufacturing. The estimations allow to obtain evidence about the price and substitution elasticities between fuel *inputs*, biases of the technical change and the likelihood of more elementary specifications of the technology.

*Recepción del original, noviembre de 1988*  
*Versión final, julio de 1989*