Investigaciones Económicas (Segunda época). Vol. XI, n.º 3 (1987), págs. 399-426

ELASTICIDAD DE SUSTITUCION ENTRE INPUTS PRIMARIOS EN LAS GRANDES EMPRESAS INDUSTRIALES ESPAÑOLAS

Luis RODRIGUEZ ROMERO*
Universidad Complutense
Fundación Empresa Pública

En este trabajo se estima la elasticidad de sustitución entre inputs primarios para un conjunto representativo de grandes empresas industriales. Se parte de un modelo flexible que permite la existencia de progreso técnico no-neutral y no-homotecidad en la función de producción de referencia. Los resultados obtenidos apuntan la significatividad del parámetro de cambio técnico ahorrador de capital en toda la economía, así como indicios de una posible no-homotecidad de signo opuesto.

1. Introducción

Existe una coincidencia generalizada sobre la gravedad del problema de empleo en la economía española, tal y como se constata de la simple comparación del índice de desempleo con los imperantes en la media de los países desarrollados. En dicha situación ha incidido de forma destacada la evolución del sector industrial, a través tanto de sus efectos directos como de su incidencia en el resto de actividades productivas. Así, el empleo industrial ha experimentado tasas negativas de crecimiento a partir de 1977 con lo que su contribución a la situación general de desempleo ha sido notable en la medida en que ha tendido a incrementar directamente el volumen de paro y, por otra parte, ha dejado de absorber parte del excedente de empleo agrícola como había hecho hasta el momento. Por otra parte, su situación coyuntural ha incidido de forma destacada en las actividades privadas del Sector de Servicios, que tienen un carácter básicamente subordinado a la actividad industrial tal y como han demostrado los análisis de la estructura productiva española a través de la metodología input-output.

* Agradezco el elevado número de comentarios y sugerencias acumulados en el dilatado período de gestación de este trabajo, concentrados especialmente en Jordi Jaumandreu, Gonzalo Mato, Julio Segura y Teo Pérez. Quiero dejar constancia, asimismo, de mi agradecimiento por las interesantes recomendaciones de un evaluador anónimo y por la ayuda de la Fundación del Amo (Universidad Complutense) para financiar una estancia en la Universidad de California, San Diego, durante el tercer trimestre del curso 1985-86.

El esquema analítico normalmente utilizado para la explicación del actual período de crisis y de sus consecuencias sobre el empleo es bien conocido, basándose en las consecuencias directas e indirectas de un «shock» de oferta, exacervadas en los países en los que, como en España hasta 1978, se ha experimentado una actuación defensiva por parte de los salarios[1]. El resultado final es una clasificación del paro existente en dos tipos «keynesiano» y «neoclásico», significando con ello la conjunción de los efectos derivados de una situación recesiva y de la elevación de los salarios-producto por encima de sus niveles de pleno empleo.

Los análisis empíricos realizados sobre la capacidad de generación de empleo de la economía española han seguido en líneas generales el anterior planteamiento analítico[2].

Así, se han centrado principalmente en determinar la incidencia de la evolución salarial, a partir de distintas especificaciones sobre la demanda derivada de empleo y tratando de incorporar sus efectos inducidos sobre el nivel de output de la economía en la línea de los trabajos de Symons (1981, 1985).

Atendiendo a las características básicas que comparten la mayor parte de dichos trabajos, a pesar de sus diferencias metodológicas y conceptuales, se desprenden tres puntos de especial interés:

1) En primer lugar, la ausencia casi total de referencias al coste de uso del capital y, en especial, su falta de consideración a la hora de determinar el precio relativo relevante para la demanda de empleo[3]. En los modelos de «mercado de trabajo» se parte de que el salario real (descontado algún índice general de inflación) es un indicador adecuado del precio del trabajo; en los modelos derivados de una función explícita de producción Cobb-Douglas se realiza el supuesto de que la evolución del salario real y la evolución del salario monetario en relación al coste de uso son intercambiables.

2) En segundo lugar, y en gran parte relacionado con el punto anterior, destaca la ausencia de estimaciones sobre la entidad de la elasticidad de sustitución entre inputs primarios. La demanda de trabajo se localiza para un nivel dado de disponibilidades de capital, considerado como una variable exógena del modelo.

[1] Véase, por ejemplo, Malinvaud, E. (1982). Una interesante discusión sobre la aplicabilidad de un esquema analítico similar a un país de las características de España se encuentra en Rojo, Luis A. (1981).

[2] Espasa, A. (1983); Bara, R. (1983); Dolado, J. J., y Malo de Molina, J. L. (1984); Dolado, J. J., y Malo de Molina, J. L. (1985); Dolado, J. J., Malo de Molina, J. L., y Zabalza, A. (1985); Sebastián, C., y Ley, E. (1985); Bara, R., García, J., y Polo, C. (1986).

[3] La única excepción sería el trabajo de A. Espasa en el que se calcula la evolución del coste relativo del trabajo en términos de coste de uso de capital (véase págs. 284-86 y gráfico II). Sin embargo, a la hora de calcular la ecuación de evolución de empleo, dicho factor no se considera.

3) Por último, las estimaciones sobre la entidad del cambio técnico se realizan sin ningún tipo de consideración sobre cuál es su efecto sobre la utilización relativa de factores, es decir, sobre su carácter[4].

La relativa ausencia de referencias en las contrastaciones empíricas a los tres aspectos enunciados destaca aún más en la medida que dichos aspectos forman parte de las argumentaciones más frecuentemente utilizadas a la hora de explicar la evolución del empleo en nuestra economía. Así, el encarecimiento relativo del factor trabajo, su sustitución por capital y la influencia de un cambio técnico ahorrador de empleo (fruto, en algunas versiones, de la propia elevación de precios relativos), constituyen algunos de los mensajes más frecuentemente repetidos en las discusiones de política económica en nuestro país durante los últimos años. Cada uno de estos aspectos adquiere una cierta evidencia sobre la base de los estudios disponibles pero, quizá, pudiera ser de interés intentar contrastaciones más directas, aún cuando esto suponga, inevitablemente, enfrentarse a los conocidos problemas que acompañan a la teoría de la producción, especialmente en lo que hace referencia al factor capital.

El presente trabajo pretende una estimación de la elasticidad de sustitución entre inputs primarios, capital y trabajo, para la industria española. En este sentido retoma un tema de considerable tradición en la literatura económica que tuvo su momento de mayor auge a raíz de la introducción de las funciones de producción CES (Constant Elasticity of Substitution) en el conocido trabajo de Arrow, Chenery, Minhas, B. y Solow, R. (1961). Siguiendo el mismo marco analítico Julio Segura realizó unas pioneras contrastaciones en nuestro país en su tesis doctoral y un posterior artículo[5].

A diferencia de los anteriores estudios el modelo utilizado en este trabajo no parte de una referencia explícita a una forma funcional determinada. Parte de la definición de la elasticidad de sustitución entendida como una hipótesis de comportamiento, permitiendo la existencia de cambio técnico no-neutral y no-homotecidad de la función de producción. Dado su carácter, se incorpora tanto el stock de capital como la valoración de su coste de uso, y, de hecho, uno de los aspectos más importantes será evaluar la sensibilidad de los resultados entre diferentes especificaciones de estas variables.

Una segunda característica consiste en su carácter de corte transversal, ya que se estima para una muestra de 668 grandes empresas industriales para los

[4] Una excepción a este principio es el trabajo de Dolado, J. J., Malo de Molina, J. L., y Zabalza, A. (1985) en el que se utiliza una especificación de progreso técnico aumentativo de trabajo.

[5] Segura, J. (1969) y Segura J. (1972). Resulta realmente curiosa la similitud entre estos trabajos y otros mucho más recientes, como Raymond, J. L., García, J., y Polo, C. (1986). La ecuación contrastada en el primer modelo de este último artículo es prácticamente idéntica a la empleada por Segura, J., aún cuando se reinterprete como una ecuación derivada de demanda de trabajo. A pesar del tiempo transcurrido, y como ha sucedido con tantas otras cosas que parecían definitivamente desplazadas en los felices sesenta, parece que aún se puede hacer algo con la función de producción neoclásica en España.

períodos 1979-80 y 1980-81. El intento de estimar con muestras de corte transversal hipótesis susceptibles de contrastación en un marco de series temporales, es algo que recientemente está adquiriendo un nuevo auge[6]. Con ello se pretende una visión más adecuada del funcionamiento del modelo a corto plazo así como la posibilidad de analizar su estabilidad para el conjunto de agentes económicos que componen la muestra.

Dado lo anterior el trabajo se estructura según el esquema siguiente. En el próximo apartado se formulará el modelo utilizado en la contrastación empírica. En el apartado 2 se expondrán las características generales de los datos utilizados así como el contenido y adecuación de cada una de las variables empleadas. El apartado 3 recogerá los resultados de la estimación según las diferentes especificaciones de las variables empleadas y, por último, el apartado 4 intentará una breve exposición de las principales conclusiones obtenidas.

2. Modelo

El modelo de partida sigue el empleado por A. Belinfante (1978) en uno de los capítulos del libro de Fuss, M. y MacFadden, D. (1978). Como ya hemos dicho, dicho modelo no parte de una forma funcional explícita de la función de producción, basándose en la contrastación directa de la definición de elasticidad de sustitución.

Como es bien sabido, a partir de las condiciones de optimización de la unidad productiva se llega a una relación de comportamiento definida por la elasticidad de sustitución entre los distintos factores que estemos considerando. Es decir, considerando la relación entre los dos inputs primarios, capital y trabajo, y suponiendo condiciones de competencia perfecta tendríamos:

$$\frac{d\,\mathrm{l}\,(w/s)}{dt} = \frac{1}{\sigma}\,\frac{d\,\mathrm{l}\,(K/L)}{dt} \qquad [1]$$

Siendo:

w = salario
s = coste de utilización del capital
σ = elasticidad de sustitución entre capital y trabajo
K = stock de capital
L = trabajo
l = logaritmo.

Ahora bien, en ausencia de una información adicional sobre las características de la función de producción de referencia se presenta un bien conocido problema de identificación, ya que resulta imposible distinguir entre las condiciones de sustitución puramente técnicas y el efecto de factores tales como el tipo de cambio técnico y la presencia de no-homotecidad en dicha función. Es decir, si

[6] Mairese, J., y Dormont, B. (1985); Dormont, B., y Sevestre, P. (1984).

definimos como δ, el sesgo existente en el cambio técnico respecto a una situación neutral Hicks, y ∂ el posible sesgo en las economías de escala:

$$\delta = \frac{d\,l\,(w/s)}{dt}; \quad K/L,\ Y \text{ fijos} \qquad [2]$$

$$\partial = \frac{d\,l\,(w/s)}{dY}; \quad K/L,\ t \text{ fijos de referencia} \qquad [3]$$

Siendo:

Y = producción
t = período de tiempo.

La relación de sustitución entre factores realmente observada será un conjunto de los tres efectos, es decir:

$$\frac{d\,l\,(w/s)}{dt} = \frac{1}{\sigma}\frac{d\,l\,(K/L)}{dt} + \partial\frac{d\,l\,Y}{dt} + \delta \qquad [4]$$

El expediente normalmente utilizado para solucionar el problema de identificación planteado consiste en proceder a una especificación «ex ante» de la función de producción utilizada, pudiéndose realizar, únicamente, análisis de sensibilidad respecto a determinadas modificaciones en los supuestos empleados.

Otra posibilidad, que es la que se va a seguir en el presente trabajo, consiste en suponer que tanto la elasticidad de sustitución como los distintos sesgos definidos son constantes, con lo que pueden tratar de estimarse como parámetros en un análisis de regresión. En el caso de que esto no se cumpliera, los resultados obtenidos podrían considerarse como una aproximación a sus valores medios[7].

En cualquier caso, la naturaleza de las relaciones subyacentes en la ecuación [4] aconsejan una reordenación de la misma antes de su posible contrastación. Efectivamente, dicha ecuación subsume dos definiciones, las establecidas en [2] y [3], y una única relación de comportamiento que es la que se deriva de la elasticidad de sustitución. Si nuestro objetivo se centra en las condiciones de optimización económicas y, más específicamente, en el efecto de variaciones autónomas de las retribuciones relativas de los factores sobre su utilización, este

[7] De cualquier forma, al suponer constancia en los parámetros estimados se introduce una importante restricción que limita el conjunto de posibles funciones de producción de referencia. De hecho, la función final estimada [5] resulta idéntica a la derivada por Sato, R. (1975-1977) a partir de una clase más general de funciones CES que las empleadas normalmente: la familia de funciones CES con una relación marginal de sustitución y un parámetro de no-homotecidad constante (the Iso-Marginal rate of substitution CES family of the constant non-homothecity Parameter) (Sato, 1977, págs. 566 y 567). Como es evidente, resulta difícil escapar del reino de las funciones de producción ya establecidas.

último, es decir (K/L) debe ser la variable dependiente. Por lo tanto, de cara a su posible estimación la ecuación [4] queda convertida en:

$$\frac{d\,l\,(K/L)}{dt} = \sigma \frac{d\,l\,(w/s)}{dt} - \sigma\partial \frac{d\,l\,Y}{dt} + \sigma\delta \qquad [5]$$

Ahora bien, las principales limitaciones del anterior planteamiento (compartidas por las funciones similares de demanda derivada de trabajo) se derivan del supuesto de la existencia de una total flexibilidad tanto respecto a precios como a cantidades en el mercado de inputs primarios.

Así, en la formulación empleada se está suponiendo una plena capacidad de sustitución entre factores ante variaciones en sus precios relativos, expresada en movimientos automáticos a lo largo de isocuantas continuas y convexas. De igual forma, se supone una total posibilidad de ajuste de los factores ante variaciones en el nivel de producción, pudiendo aumentar o reducir automáticamente su disponibilidad la unidad productiva de manera que se mantenga su utilización relativa si permanecen fijos sus precios.

Los dos anteriores supuestos parece difícilmente trasladables al mundo real, en el que resulta razonable suponer la existencia de importantes rigideces que afectan a las variaciones en la disponibilidad de factores.

Las rigideces mencionadas se intentarán introducir en el modelo utilizado a través de la incorporación de una estructura de desfases en las variables exógenas correspondientes al precio relativo de los factores y a la evolución de la producción.

En el primer caso, al suponer que la variación en la utilización relativa de factores en un período determinado depende no sólo del cambio de precios de dicho período sino del experimentado en otros anteriores, se intenta obtener una aproximación al grado de rigidez existente en el proceso de sustitución entre factores. En el segundo caso, a través del efecto de la variación en el producto sobre la utilización relativa de inputs se intentará recoger no sólo la influencia de posibles condiciones de no-homotecidad en la función de producción de referencia, sino también los problemas de ajuste en la disponibilidad de factores al nuevo nivel de actividad.

Por lo tanto, utilizando una aproximación para cambios discretos entre dos períodos consecutivos, el modelo de referencia a estimar quedará convertido en:

$$\Delta\, l\,(K/L)_t = \sum_{n=t-h}^{t} \sigma_n \Delta\, l\,(w/s)_n - \sum_{n=t-h}^{t} \beta_n \Delta\, l\,(Y)_n + \gamma \qquad [6]$$

siendo:

h = desfases considerados
$\beta = \sigma \cdot \partial$
$\gamma = \sigma \cdot \delta$.

3. Datos y variables utilizadas

Los datos de referencia corresponden al estudio del Ministerio de Industria y Energía «Las grandes empresas industriales españolas» para los años 1979-81. El límite del período elegido viene determinado por la desaparición posterior de dicha fuente de datos, y su reducida extensión se debe a la necesidad de disponer de una muestra suficiente de empresas que contestasen adecuadamente a los apartados relevantes del cuestionario. La muestra total es de 668 empresas cuya división sectorial se refleja en el cuadro A1.

Como materialización de los conceptos utilizados en el modelo se han utilizado las siguientes variables:

Empleo (L): Total de empleo por empresa, donde se incluye trabajadores tanto fijos como eventuales y a tiempo parcial, evaluándose estos últimos en jornadas equivalentes.

Capital (K): Inmovilizado material neto tal y como aparece en el activo de la empresa[8].

Salarios: La encuesta de «Grandes Empresas» no ofrece ninguna información directa referente a salarios. Unicamente dentro del epígrafe de la cuenta de resultados aparecen los gastos de personal. Esto, junto a los datos de empleo, permite obtener un salario medio estimado cuyas variaciones estarán distorsionadas por las variaciones en el número de horas trabajadas y en el grado de cualificación de la mano de obra[9].

Coste de uso del capital (S): Para aproximar el coste del capital se utiliza una aproximación dinámica a la demanda del mismo, lo que implica que, después del proceso de maximización pertinente, el coste de uso de los servicios de capital sin tener en cuenta aspectos fiscales ni costes de ajuste sea igual a:

$$S_t = q_t(r_t - g_t + d)$$

siendo:

q_t = precio bienes de capital
r_t = tipo de interés
g_t = revaluación de los bienes de capital
d = tasa de depreciación.

[8] Las variaciones interanuales computadas sobre la base de esta variable pueden estar distorsionadas si ha existido una regularización contable en el período. De cualquier forma, las estimaciones obtenidas tomando en consideración los movimientos en los Fondos de Regularización no introducen variaciones significativas en los resultados por lo que no se han recogido en este artículo.

[9] En la medida en que tanto posibles mejoras en la cualificación del input trabajo como en la intensificación del proceso productivo tengan una relación directa con el salario monetario, se puede esperar un sesgo *positivo* en la elasticidad de sustitución obtenida sin tener en cuenta estos aspectos. Véase: Lucas, R. (1969), págs. 236-38 y Johnston, J. (1984), pág. 260.

Como índice del precio de los bienes de capital se toma el deflactor de la Contabilidad Nacional correspondiente al epígrafe Formación Bruta de Capital Fijo. Su revaluación se considera únicamente en el período presente, sin tener en cuenta expectativas sobre su evolución futura, lo que se puede justificar con el supuesto de que los bienes de capital en que se materializa la inversión corriente entran instantáneamente en funcionamiento[10].

Como tipo de interés exponente del coste de oportunidad, se considera el Rendimiento interno de las obligaciones privadas para inversores ordinarios tomado de la Memoria del Banco de España[11].

Por último, la depreciación es el único de los elementos constitutivos del coste de uso que se permite variar entre empresas ya que se aproxima por medio del coeficiente de amortización resultante de dividir la Amortización Acumulada por el total del Inmovilizado Material Bruto.

De cualquier forma, y dado lo discutible de identificar las decisiones corrientes de amortización con la situación real la depreciación del equipo capital se ha procedido a utilizar otras dos formulaciones de esta última. Según la primera de ellas, se calcula el coeficiente medio de amortización de los tres años considerados, con objeto de minimizar las razones puramente financieras y fiscales que pueden condicionar la amortización de cada año. Como segunda opción, se ha empleado un coeficiente fijo de depreciación ya utilizado en anteriores trabajos (8,8 por 100 anual).

Producción (Y): Al no poder disponer de cifras sobre variaciones de existencias de productos finales en el período de referencia se ha tomado las ventas como aproximación a la producción. Esta aproximación queda justificada por el elevado grado de correlación entre ambas variables detectado en anteriores períodos (1976-78).

4. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de la contrastación del modelo a los datos anteriormente descritos. En su descripción se diferencian dos grandes apartados. En el primero, se considera la estimación del modelo y su sensibilidad ante las diferentes especificaciones detalladas del coste de uso del capital. En la segunda, se analiza su estabilidad para la muestra de referencia a partir del análisis de heterocedasticidad, valores influyentes y atípicos y, finalmente, desagregación sectorial.

4.1. *Estimación del modelo*

En el cuadro 1 se recoge la estimación del modelo de partida para las tres definiciones de coste de uso consideradas, es decir, la obtenida a partir de

[10] Brechling, F. (1975).
[11] Banco de España. Apéndice Estadístico (1984), pág. 192.

CUADRO 1

Modelo:

$$\Delta 1\,(K/L)_t = \gamma + \sigma_t \Delta 1\,(w/s)_t + \sigma_{t-1}\Delta 1\,(w/s)_{t-1} + \beta_t \Delta 1\,Y_t + \beta_{t-1}\Delta 1\,Y_{t-1} + u_t$$

	Versión 1 Coste uso con depreciación anual indivi-dualizada	Versión 2 Coste uso con depreciación media indivi-dualizada	Versión 3 Coste uso con depreciación constante
γ	0,089 (7,572)[1]	0,141 (9,808)[1]	0,147 (11,343)[1]
σ_t	0,193 (7,993)[1]	0,550 (8,389)[1]	0,778 (11,344)[1]
σ_{t-1}	0,078 (3,790)[1]	0,286 (3,506)[1]	0,378 (4,784)[1]
β_t	−0,032 (−0,881)[3]	−0,129 (−3,515)[1]	−0,165 (−4,608)[1]
β_{t-1}	−0,071 (−2,001)[2]	−0,124 (−3,422)[1]	−0,141 (−4,021)[1]
R^2 corregido	0,101	0,116	0,183
F (global)	19,8[1]	22,8[1]	38,4[1]
$F(\sigma_{t-1}=0;\ \beta_{t-1}=0)$	9,9[1]	9,3[1]	15,2[1]
SEE (desviación estándar de los residuos)	0,218	0,216	0,207

NOTAS:
– Valores del estadístico «t» entre paréntesis.
1 Significado al 1 por 100.
2 Significado al 5 por 100.
3 No significativo.

considerar el coeficiente de depreciación anual de cada empresa igual a su coeficiente de amortización (versión 1), la que se deduce de un coeficiente de depreciación para cada empresa constante en los tres años considerados e igual a la media aritmética de sus coeficientes de amortización en dichos años (versión 2) y la que se deriva de un único y constante coeficiente de depreciación igual a 8,8 por 100 (versión 3).

La línea general de los resultados coincide en los tres casos, registrándose un término constante positivo, interpretable como un cambio técnico ahorrador de trabajo en sentido Hicks; una elasticidad precio, tanto corriente como desfasada un período, positiva e inferior a la unidad; y una elasticidad respecto al producto negativo. Este último resultado puede interpretarse como indicativo

de la existencia de no-homotecidad en la función de producción de referencia, de tal forma que en sus desplazamientos se incrementa en términos relativos la productividad del factor trabajo. Ahora bien, otra posible interpretación, como ya se ha adelantado en el apartado introductorio, es la existencia de desfases de ajuste de mayor importancia para el factor capital que para el trabajo.

De cualquier forma, las coincidencias terminan a la hora de evaluar la entidad de los diferentes coeficientes estimados. Las variaciones de todos ellos entre las distintas versiones del modelo son muy amplias, mostrando un valor más reducido para la versión con coeficientes de depreciación individualizados y un valor superior para la de coeficientes idénticos. Así, la elasticidad de sustitución con los precios corrientes llega a incrementarse cerca de cinco veces pasando de 0,19 a 0,78.

El hecho de que cuanto más se homogenice el comportamiento del coste de uso del capital, mejore de forma muy acusada el grado de ajuste del modelo (el $\bar{R}^2$ pasa de 0,10 a 0,18), parece indicativo de una mala especificación de dicha variable. Este aspecto ha sido percibido en muchos modelos, especialmente de demanda derivada de trabajo, habiéndose analizado con cierto detalle la forma de reducir sus efectos [12].

Normalmente, en cualquier modelo, como el presente, en el que se incorpora el precio relativo del capital y el trabajo se considera que ambos tienen un coeficiente igual y de signo contrario. Esta restricción es lógica y se deriva del principio de homogeneidad del proceso productivo, pero puede tener efectos negativos cuando alguno de los dos precios que conforman el ratio esté expuesto a errores apreciables de medición, como es nuestro caso.

Partiendo de la estimación de una ecuación simplificada del tipo:

$$l\,(K/L) = \gamma + \sigma\, l\,(w/s) + u$$

$$l\,(K/L) = \gamma + \sigma(l\,w - l\,s) + u$$

Donde los parámetros se estiman a partir de un coste de uso de capital estimado $\bar{s}$

$$l\,\bar{s} = l\,s + e$$

Siendo s: verdadero valor del coste de uso del capital
e: error de medición.

Tendríamos realmente el modelo:

$$l\,(K/L) = \gamma + \sigma(l\,w - l\,s - e) + u$$

[12] Véase Clark, K, B., y Freeman, R. B. (1980), págs. 511-12 y la extensión de su método en Dormont, B. (1983), págs. 76-80.

Que en su estimación produce un sesgo mayor de infravaloración del coeficiente α que la versión no restringida:

$$l\,(K/L) = \gamma + \sigma_1\, l\, w - \sigma_2\, l\, s - \sigma_2 e + u$$

En la que el coste de trabajo y el coste de capital tienen coeficientes diferentes, siempre que[13]:

$$\sigma_{\bar{s}w} < \sigma_{\bar{s}^2}$$

Siendo:

$\sigma_{\bar{s}w}$ = covarianza de $\bar{s}$ y w
$\sigma_{\bar{s}^2}$ = varianza de $\bar{s}$

Utilizando nuestros datos de partida y estimando el modelo básico con coeficientes no restringidos en sus versiones 1 y 2, únicas en las que tiene sentido el supuesto de coeficientes diferentes, se obtienen los resultados de varianzas y covarianzas recogidos en el cuadro 2. Como puede observarse en dicho cuadro, el modelo cumple holgadamente las condiciones impuestas, por lo que resultaría aconsejable la estimación no restringida como medio de compensar la infravaloración en el coeficiente obtenido en la anterior estimación.

El cuadro 3 muestra los parámetros obtenidos en el modelo no restringido. El coeficiente obtenido para el factor capital carece de sentido y anula, así mismo, la posible interpretación del término constante como exponente del carácter del cambio técnico. Los restantes coeficientes siguen las pautas generales observa-

CUADRO 2
Varianzas y covarianzas entre coste de uso del capital y salario

a) *Versión 1:* Coste de uso con depreciación anual individualizada. Estimación no restringida.

$$\left.\begin{aligned}\sigma_{\bar{s}_t w_t} &= -0{,}370\text{E-}04\\ \sigma_{\bar{s}_t^2} &= 0{,}575\text{E-}03\end{aligned}\right\} \sigma_{\bar{s}_t^2} < \sigma_{\bar{s}_t w_t}$$

$$\left.\begin{aligned}\sigma_{\bar{s}_{t-1} w_{t-1}} &= 0{,}110\text{E-}04\\ \sigma_{\bar{s}_{t-1}^2} &= 0{,}407\text{E-}03\end{aligned}\right\} \sigma_{\bar{s}_{t-1}^2} > \sigma_{\bar{s}_{t-1} w_{t-1}}$$

b) *Versión 2:* Coste de uso con depreciación media individualizada. Estimación no restringida.

$$\left.\begin{aligned}\sigma_{\bar{s}_t w_t} &= -0{,}272\text{E-}02\\ \sigma_{\bar{s}_t^2} &= 2{,}901\end{aligned}\right\} \sigma_{\bar{s}_t^2} > \sigma_{\bar{s}_t w_t}$$

$$\left.\begin{aligned}\sigma_{\bar{s}_{t-1} w_{t-1}} &= 0{,}249\text{E-}02\\ \sigma_{\bar{s}_{t-1}^2} &= 65{,}149\end{aligned}\right\} \sigma_{\bar{s}_{t-1}^2} > \sigma_{\bar{s}_{t-1} w_{t-1}}$$

[13] Clark, K. B., y Freeman, R. B. (1980), pág. 512.

CUADRO 3

Modelo no restringido: $\Delta \ln (K/L)_t = \gamma + \sigma_{1_t} \Delta \ln w_t + \sigma_{2_t} \Delta \ln s_t + \sigma_{1_{t-1}} \Delta \ln w_{t-1} + \sigma_{2_{t-1}} \Delta \ln s_{t-1} + \beta_t \Delta \ln Y_t + \beta_{t-1} \Delta \ln Y_{t-1} + u_t$

n.º observaciones: 668

	Versión 1 Coste de uso con depreciación anual individualizada	Versión 2 Coste de uso con depreciación media individualizada
γ_t	−0,057 (−2,838)[1]	2,676 (2,772)[1]
σ_{1_t}	0,785 (11,676)[1]	0,776 (11,315)[1]
σ_{2_t}	−0,131 (−5,463)[1]	5,639 (3,310)[1]
σ_{1t-1}	0,416 (5,337)[1]	0,379 (4,846)[1]
σ_{2t-1}	−0,045 (−2,232)[2]	−24,301 (−3,010)[1]
β_t	−0,127 (−3,555)[1]	−0,180 (−5,069)[1]
β_{t-1}	−0,121 (−3,479)[1]	−0,144 (−4,162)[1]
R^2	0,216	0,206
F (global)	31,6[1]	29,7[1]
$F(\sigma_{1_{t-1}}=0;\ \sigma_{2_{t-1}}=0;\ \beta_{t-1}=0)$	13,2[1]	13,6[1]
SEE (desviación estándar de los residuos)	0,204	0,205

NOTAS:
– Valores estadísticos «t» entre paréntesis.
1 Significativo al 1 por 100.
2 Significativo al 5 por 100.

das en anteriores estimaciones, es decir, una elasticidad de sustitución significativa y positiva y una relación inversa entre las variaciones en la intensidad de capital y los movimientos del producto.

Un aspecto importante a destacar es el elevado grado de similitud entre los parámetros obtenidos en esta estimación y los derivados de la versión 3 del modelo restringido (véase cuadro 1).

Como ya hemos mencionado, en dicho caso los coeficientes de sustitución y de no-homotecidad se incrementaron marcadamente aumentando a la par el grado de ajuste del modelo, en la medida que la definición empleada de coste de uso disminuía la variabilidad de dicho concepto tanto entre las distintas empresas como entre los distintos períodos. Una vez introducida la corrección de los errores en la medición del coste de uso del capital a través del modelo no restringido, el grado de ajuste y los coeficientes obtenidos son muy parecidos a los de la versión con un coeficiente de depreciación constante, lo que otorga un elevado grado de coherencia a los resultados derivados hasta el momento.

De dichos resultados se puede concluir que la medición empleada de coste de uso del capital tiene un elevado componente de error que afecta a la estimación y que, por lo tanto, siempre sería mejor emplear la versión o versiones en las que muestre una menor variabilidad. Por este motivo, los siguientes cálculos únicamente se aplicarán a las versiones 2 y 3 del modelo de partida; es decir, a las versiones que emplean coeficientes de depreciación medio individualizado y coeficiente de depreciación constante.

4.2. *Estabilidad del modelo: Heterocedasticidad, valores influyentes-atípicos y desagregación sectorial*

Hasta ahora no se ha considerado la estabilidad de los parámetros estimados para la muestra considerada. Un primer aspecto a incluir dentro de esta concepción amplia de estabilidad es la posible existencia de heterocedasticidad en el modelo. Como es bien sabido, la existencia de unas perturbaciones no esféricas, debido a la relación existente entre su varianza y las variables independientes del modelo, constituye una característica frecuente en los estudios econométricos de «corte transversal». Esto puede ser debido a una característica intrínseca a la relación estimada, así, por ejemplo, la relación transversal entre ingresos y gastos familiares, bien a algún error sistemático de medición de las variables consideradas[14].

De una primera aproximación gráfica de la distribución de los residuos se dedujo su posible no constancia, en especial en su relación con la variable de precios relativos corrientes. Más aún, dentro de la confusión generada por el elevado número de datos, parecía atisbarse un tipo de relación no lineal, ya que los residuos estimados tendían a ser mayores en el extremo superior de la muestra.

Una vez detectada la posible presencia de heterocedasticidad se procedió a su verificación formal, por medio del test de White, y a su corrección, empleando el estimador consistente de la matriz de covarianzas de los parámetros desarrollado por el mismo autor[15]. El test de White resultó claramente positivo para las dos versiones del modelo no rechazadas, $x^2(10) = 509{,}7$ y $x^2(10) = 541{,}0$, y

[14] Pindyck, R. S., y Rubinfeld, D. L. (1980), págs. 126-138.
[15] White, H. (1980).

la reestimación de las varianzas implicó un fuerte descenso en el grado de significatividad de los coeficientes.

Ahora bien, a pesar de que el test de White y las correcciones que de él se derivan destacan por su generalidad, en la medida que son aplicables a cualquier tipo de heterocedasticidad, y fácil aplicación, ya que se encuentran incorporadas como una subrutina en los principales paquetes informativos econométricos, recientes aportaciones han subrayado sus limitaciones y posibles sesgos para muestras finitas[16]. Por lo tanto, y dado que se disponía de indicios de la relación de los residuos con alguna de las variables del modelo se intentó pasar a especificar por medio de un test de Glejser[17] la forma funcional más adecuada para representar la relación entre la varianza del error y los precios relativos, como principal variable independiente causante de la heterocedasticidad, para, en un segundo lugar, aplicar Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG).

Para ello se estimaron relaciones lineales y cuadráticas utilizando una especificación de los errores tanto en términos absolutos como elevada al cuadrado. El ajuste de las funciones cuadráticas fue claramente superior al de las funciones lineales, y de igual forma lo fue el considerar los residuos al cuadrado respecto a su incorporación en términos absolutos (cuadro A3).

Una vez obtenida la que se suponía como una buena modelización de los residuos se procedió a obtener estimaciones de la varianza de los residuos para, a partir de ellas, estimar eficientemente el modelo por medio de MCG[18].

Sin embargo, los resultados de este proceso fueron en gran medida desalentadores ya que ofrecieron estimaciones muy deficientes de la varianza y valores de los parámetros muy distintos a los obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO)[19]. La observación de los residuos de la estimación MCO, así como de los obtenidos de los diferentes intentos de modelización de la varianza de los errores, apuntaron la presencia de un reducido número de casos atípicos que podrían afectar en gran medida ambos resultados.

Para detectar dichos casos se utilizó un doble criterio. Por una parte, se utilizó la medición «*D*» desarrollada por Cook, R. D., cuyo objetivo es la delimitación de casos influyentes[20].

$$D_i = \frac{r_i^2}{P}\left(\frac{v_{ii}}{1 - v_{ii}}\right)$$

[16] Agradezco a Teo Pérez los comentarios en este sentido. Véase Chester A., y Jewitt, I. (1984).
[17] Glejser, H. (1969).
[18] Judge, G. G., Carter, R., Griffiths, W. E., Lütkepohe, H., y Tsoung-Chao, L. (1982), págs. 412-420.
[19] En el mejor de los modelos disponibles (residuos al cuadrado/forma cuadrática) llegaron a darse situaciones ilógicas como obtener estimaciones de la varianza de los errores negativos.
[20] Cook, R. D. (1977) y Cook, R. D., y Weisberg, S. (1980).

siendo:

r_i : residuo estudentizado
P : número de parámetros estimados
v_{ii}: elemento diagonal de la matriz de proyecciones («hat matrix»): $V = X(X'X)^{-1}X'$.

De esta definición se deduce que en la posible influencia de una observación detectada por este índice se combinan dos aspectos: el valor del residuo estudentizado así como su diferencia respecto al valor medio de variables independientes X[21]. Como cota máxima del índice para definir un valor como influyente se tomó 0,02.

El segundo de los criterios se restringió al carácter atípico de los residuos, considerando como tal aquél con un valor absoluto superior a dos veces el valor de la desviación estándar de los errores.

De la combinación de ambos criterios resultaron un total de 26 y 30 valores influyentes y atípicos para la versión 2 y 3 del modelo, respectivamente. La supresión de estos valores, que representan un 3,9 por 100 y un 4,5 por 100 de la muestra, supuso una profunda transformación de los parámetros estimados, revelando el elevado grado de sensibilidad de los resultados respecto a dichos casos.

Como puede observarse en el cuadro 4 la muestra depurada de valores atípicos da lugar a una serie de parámetros estimados muy inferiores a los derivados de la muestra total, aún cuando se mantienen sus características generales. Los valores obtenidos parecen más razonables para una estimación únicamente referida a dos períodos temporales, reflejando un cambio técnico ahorrador de trabajo del orden de un 6-7 por 100 anual y una elasticidad de sustitución global para los dos períodos de 0,36 y 0,53, versión 2 y versión 3 respectivamente. Asimismo, es muy interesante el constatar como si bien el $\bar{R}^2$ se reduce fuertemente la desviación estándar de los errores también decrece significativamente (0,13 y 0,12, respectivamente).

Los valores atípicos, por su parte, muestran un comportamiento completamente diferente a la muestra general, con valores de los parámetros extremadamente elevados y claramente menos significativos. En conjunto parecen representar un subgrupo de empresas inmersas en un fuerte proceso de capitalización de su proceso productivo, independiente, en gran parte, de las variaciones de precios relativos y de la evolución de su producción. Resulta muy reveladora la constatación de que una elevada proporción de estas empresas corresponden a sectores caracterizados por estar procesos de reconversión o reestructuración: Extractivas (27 por 100 y 23 por 100, para el conjunto de atípicos de la versión 2 y versión 3, respectivamente), Maquinaria y Material Eléctrico y Electrónico (15 por 100 y 13 por 100), Material de Transporte (8 por 100 y 10 por 100) y Textil y Confección (15 por 100 y 17 por 100).

[21] Véase: Beckman, R. J., y Cook, R. D. (1983), págs. 139-40. Peña, D. (1987).

CUADRO 4

Estabilidad del modelo para la muestra depurada y los casos influyentes

Modelo: $\Delta \ln (K/L)_t = \gamma + \sigma_t \Delta \ln (w/s)_t + \sigma_{t-1} \Delta \ln (w/s)_{t-1} + \beta_t \Delta \ln Y_t + \beta_{t-1} \Delta \ln Y_{t-1} + u_t$

	Versión 2 (Coste de uso con depreciación media individualizada)		Versión 3 (Coste de uso con depreciación constante)	
	Muestra depurada (642 obs.)	Valores influyentes Atípicos (26 obs.)	Muestra depurada (638 obs.)	Valores influyentes Atípicos (30 obs.)
γ	0,067 (7,027)[1]	0,597 (2,728)[1]	0,081 (9,108)[1]	0,414 (2,416)[1]
σ_t	0,189 (4,240)[1]	1,774 (2,103)[1]	0,385 (7,670)[1]	1,190 (2,194)[1]
σ_{t-1}	0,075 (4,239)[1]	0,743 (1,526)[3]	0,141 (2,747)[1]	1,114 (1,020)[3]
β_t	−0,040 (−1,673)[3]	−0,714 (−1,561)[3]	−0,058 (−2,462)[1]	−0,557 (−1,534)[3]
β_{t-1}	−0,022 (−0,948)[3]	−0,409 (−0,568)[3]	−0,028 (−1,239)[3]	−0,740 (−1,490)[3]
$\bar{R}^2$	0,029	0,357	0,080	0,349
F (global)	4,8[1]	4,5[1]	14,9[1]	4,9[1]
SEE	0,132	0,782	0,126	0,736

NOTAS:

– Valor estadístico «t» entre paréntesis.

1 Significativo al 1 por 100.

2 Significativo al 5 por 100.

3 No significativo.

Como puede observarse en el cuadro A4 la depuración de la muestra supuso una disminución de la intensidad de los indicios de heterocedasticidad en la estimación del modelo, aún cuando su presencia siguió siendo significativa. Sin embargo, en este caso la modelización de los residuos permitió obtener estimaciones a través de MCG que ofrecen valores aceptables de los parámetros en comparación con los estimadores MCO.

Como se desprende del cuadro 5 la corrección de la heterocedasticidad por este procedimiento da lugar a un descenso en el grado de significatividad general del modelo que afecta especialmente a los precios relativos desfasados un período, en cuanto a las variables, y a la versión de coste de uso con depreciación media individual, en cuanto a los modelos. Tanto el carácter ahorrador de trabajo del cambio técnico como la elasticidad corriente de sustitución siguen apareciendo como claramente significativos y resulta subrayable que el modelo con un menor problema de heterocedasticidad sea aquél en que se ha minimi-

CUADRO 5

Corrección de la heterocedasticidad a través de MCG (muestra depurada)

Modelo:

$$\Delta \ln (K/L)_t = \gamma + \sigma_t \Delta \ln (w/s)_t + \sigma_{t-1} \Delta \ln (w/s)_{t-1} + \beta_t \Delta \ln Y_t + \beta_{t-1} \Delta \ln Y_{t-1} + u_t$$

N.º observaciones: 668

Modelo utilizado en la estimación de la varianza de los residuos:

$$\hat{u}^2 = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 \Delta \ln (w/s)_t + \tilde{\alpha} \Delta \ln (w/s)_t^2$$

	Versión 2 (Coste de uso con depreciación media individual)	Versión 3 (Coste de uso con depreciación constante)
γ	0,059 (5,779)[1]	0,079 (8,323)[1]
σ_t	0,138 (2,539)[1]	0,367 (6,032)[1]
σ_{t-1}	0,034 (0,615)[3]	0,103 (1,899)[3]
β_t	−0,046 (−1,960)[1]	−0,069 (−2,913)[1]
β_{t-1}	−0,019 (−0,841)[3]	−0,025 (−1,106)[3]
$\bar{R}^2$	0,011	0,049
F	1,7[3]	9,2[1]
SEE	1,001	1,006

NOTAS:

– Valores estadístico «*t*» entre paréntesis.

1 Significativo al 1 por 100.

2 Significativo al 5 por 100.

3 No significativo.

CUADRO 6
Desagregación sectorial (MCO)
Modelo: $\Delta \, l \, (K/L)_t = \gamma + \sigma_t \, l \, \Delta(w/s)_t + \sigma_{t-1} \, l \, \Delta(w/s)_{t-1} + \beta_t \, l \, \Delta Y_t + \beta_{t-1} \, l \, \Delta Y_{t-1} + u_t$

	Industria básica y extractivas n.º obs.: 132 obs. atípicas: 8	Industria química n.º obs.: 108 obs. atípicas: 4	Productos metálicos, maquinaria y material de transporte n.º obs.: 159 obs. atípicas: 7	Industria ligera n.º obs.: 214 obs. atípicas: 8	Construcción n.º obs.: 24 obs. atípicas: 3
γ	0,056 (2,504)[1]	0,110 (4,806)[1]	0,080 (4,597)[1]	0,079 (4,844)[1]	0,233 (3,876)[1]
σ_t	0,387 (3,242)[1]	0,573 (5,081)[1]	0,405 (4,100)[1]	0,259 (2,684)[1]	0,433 (1,896)[3]
σ_{t-1}	0,120 (1,428)[3]	0,023 (0,176)[3]	0,281 (2,388)[1]	0,176 (1,578)[3]	−0,250 (−1,401)[3]
β_t	−0,018 (−0,438)[3]	−0,167 (−1,787)[3]	−0,046 (−1,000)[3]	−0,028 (−0,499)[3]	−0,458 (−2,646)[1]
β_{t-1}	0,039 (1,059)[3]	−0,107 (−1,592)[3]	0,071 (−1,671)[3]	−0,076 (−1,419)[3]	−0,115 (−0,645)[3]
$\bar{R}^2$	0,097	0,238	0,081	0,027	0,201
F (global)	4,5[1]	9,3[1]	4,5[1]	2,5[2]	2,2[3]
SEE	0,114	0,121	0,137	0,126	0,117

NOTAS:
– Valores estadístico «*t*» entre paréntesis.
1 Significativo al 1 por 100.
2 Significativo al 5 por 100.
3 No significativo.

zado el papel de las variaciones individuales en el coste de uso de capital, elemento que, como se infirió en el apartado 3.1, debe de tener un elevado componente de error.

Como última comprobación de la estabilidad del modelo se procedió a desagregar la muestra de referencia sectorialmente, distinguiendo cinco grupos de actividades: Industria Básica y Extractivas (sectores 1, 2, 3 y 4 del cuadro 1), Química (5 y 6), Productos Metálicos, Maquinaria y Material de Transporte (7, 8, 9 y 10), Industria Ligera (11, 12 y 13) y Construcción (14). Con esta desagregación se trataba de preservar una cierta homogeneidad técnica, manteniendo tamaños significativos de las muestras.

En el cuadro 6 únicamente se recogen los resultados referidos a la versión 3, con objeto de simplificar la presentación. Como en él se puede apreciar, existen ciertas diferencias tanto en la entidad de los coeficientes obtenidos como en el grado de significatividad de la estimación. El test de Chow de estabilidad de los coeficientes da un valor de $F(20,643) = 1,89$ que está justo en el margen de significatividad al 1 por 100.

Dejando aparte el sector de Construcción constituido por una muestra muy reducida de empresas y en el que el modelo no resulta significativo, destaca especialmente el sector Químico en cuanto al coeficiente del carácter ahorrador trabajo del cambio técnico. La elasticidad precio global resulta bastante similar en todos los sectores, variando entre un 0,69 para el Metálico y un 0,44 para Industria ligera. Resulta importante subrayar cómo el parámetro de no-homotecidad pierde significatividad en la desagregación.

De cualquier forma, la desagregación sectorial no llega a eliminar totalmente el problema de heterocedasticidad del modelo, apreciándose indicios de la misma en dos de los cinco sectores distinguidos: Industria Básica y Productos Metálicos. Su corrección por MCG, siguiendo las pautas de la muestra general, implica cambios de consideración en los parámetros estimados del segundo de ellos, disminuyendo el grado general de significatividad de ambos (véase cuadro A5).

5. Conclusiones y consideraciones finales

Cualquiera que sean las conclusiones derivadas de este trabajo siempre han de considerarse matizadas por el posible sesgo introducido por la muestra de partida y el período analizado: un conjunto representativo de grandes empresas industriales, en un momento caracterizado por destacados hechos de política económica como son la segunda subida del precio de los crudos y los primeros intentos de contención salarial.

De cualquier forma, las características del análisis efectuado y los resultados obtenidos parecen ofrecer evidencia de suficiente peso en, al menos, tres direcciones.

1) En primer lugar, del conjunto de estimaciones efectuadas se deriva la significatividad y homogeneidad de comportamiento en el proceso de sustitución entre inputs primarios de los dos factores adicionales a la elasticidad precio que se han considerado: cambio técnico ahorrador de trabajo Hicks y no-homotecidad en la función de producción.

De hecho, de los tres efectos contrastados, la elasticidad de la demanda de trabajo respecto a su precio es el que ha recibido mayor atención a través de excelentes trabajos aplicados en la evolución de nuestra economía. Sin embargo, los dos restantes, aunque mucho menos analizados, tienen una gran importancia ya que suponen una importante cualificación de los resultados obtenidos en los análisis de la elasticidad-precio.

La presencia de un cambio técnico ahorrador de trabajo ya detectada en algún otro estudio[22] supone la existencia de una tendencia constante al crecimiento de la relación capital-trabajo, superpuesta y difícil de identificar respecto al efecto de un encarecimiento relativo del factor trabajo[23]. Dicha tendencia se puede intentar relacionar con la evolución de los precios relativos de los inputs primarios a través de la conocida «curva de posibilidades de innovación» de Kennedy. Así, un encarecimiento del factor trabajo provocaría una capitalización del proceso productivo derivada no sólo de la elasticidad-precio sino también de la intensificación del carácter ahorrador de trabajo del cambio técnico. Con independencia de las críticas ya efectuadas por Salter[24] a esta perspectiva en la medida que no tiene en cuenta las condiciones de costes (producción) para obtener los distintos tipos de cambio técnico, en el caso español resulta aún más difícil de mantener dada la casi total dependencia del sistema productivo respecto a innovaciones desarrolladas en el exterior, y más concretamente en el núcleo de países más desarrollados y con un precio superior del factor trabajo de la economía mundial. El carácter ahorrador de trabajo del cambio técnico puede considerarse, por lo tanto, como un factor autónomo y constante con el que la política económica ha de contar.

2) En segundo lugar, la consideración explícita del factor capital y de su coste de uso ha permitido contrastar la elevada sensibilidad de los resultados obtenidos, especialmente de la elasticidad de sustitución, respecto a sus diferentes especificaciones.

De hecho, los test efectuados señalan la presencia de importantes errores en el cálculo de esta variable que pueden representar sesgos en los coeficientes obtenidos e influyen, asimismo, en la presencia de una fuerte heterocedasticidad en la contrastación. Todo lo anterior aconseja otorgar una mayor fiabilidad a

[22] Dolado, J. J., Malo de Molina, J. L., y Zabalza, A. (1985).

[23] De hecho, al obtenerse normalmente el parámetro del cambio técnico en los estudios empíricos a partir de una tendencia temporal o recogida en un término constante, como en las estimaciones de este trabajo, siempre existe un problema adicional de identificación en cuanto a su posible contenido, pudiendo recoger efectos distintos al propio cambio técnico: economías de escala, etc.

[24] Salter, W. E. G. (1969), págs. 43-44.

aquellas versiones del modelo en las que se ha introducido una menor variabilidad en dicho coste de uso, especialmente la versión 3.

En cualquier caso, la dificultad evidente de tratar adecuadamente el problema no exime de su consideración, desprendiéndose que las pautas de depreciación técnica y económica constituyen uno de los principales aspectos a profundizar, con objeto de dotar de un mayor sentido a los supuestos realizados a la hora de evaluar el coste de uso de capital. La introducción de esta variable en los modelos de este tipo parece, por otra parte, necesaria, ya que condiciona en gran medida los resultados y su evolución no es fácil de captar a través de alguna otra variable instrumental relacionada con ella.

3) Por último, el emplear un análisis de corte transversal ha permitido estudiar los problemas de estabilidad del modelo para la muestra de empresas de referencia, deduciéndose comportamientos diferenciales, con efectos en la presencia de heterocedasticidad en las estimaciones, en dos sentidos:

a) La existencia de un reducido número de empresas cuyo comportamiento se puede considerar como «atípico», y que representando menos del 5 por 100 de la muestra, afectan sin embargo, significativamente los resultados obtenidos.

Estas empresas corresponden en su mayoría a actividades en reestructuración (Extractivas, Material eléctrico y electrodomésticos y Textil, cuero y calzado, principalmente) y se caracterizan por un fuerte proceso de sustitución de trabajo por capital adicional al general de la economía.

Si este comportamiento se pudiera proyectar al total de la economía, supondría una sobrestimación, tanto de la elasticidad-precio como del carácter ahorrador del cambio técnico, debido al comportamiento diferencial de un reducido subgrupo de unidades productivas.

b) La desagregación sectorial, indica asimismo un comportamiento diferencial por grandes grupos de actividad, destacando en especial los valores de cambio técnico ahorrador trabajo del sector Químico. Algunos análisis adicionales efectuados apuntan que dicho comportamiento diferencial aumentaría con el nivel de desagregación, si bien el tamaño de la muestra impone restricciones a este respecto.

En definitiva, los resultados del trabajo aportan, por lo tanto, una pequeña evidencia adicional a una historia conocida y ya mencionada en anteriores estudios sobre la situación de empleo en la economía española[25]. Según dicha historia la evolución salarial no sería la única responsable del proceso de sustitución entre inputs primarios experimentado en nuestra economía, cumpliendo el cambio técnico un papel activo en el mismo. De hecho, sobre la base de los estudios referidos al modo de acceso al cambio técnico en la economía española se podría suponer que este tipo de cambio técnico no tiene relación con la evolución interior de los precios relativos y, como ya se ha mencionado,

[25] Véase, por ejemplo, Martín, C., y Rodríguez, R. L. (1983); Jaumandreu, J. (1986).

se experimentará autónoma y mantenidamente en la medida que existe un destacado desfase tecnológico entre nuestro aparato productivo y las pautas medias de los países desarrollados de nuestra área económica de intercambio.

Siguiendo con la historia mencionada, otro de los capítulos que adquiere cierta confirmación en los resultados obtenidos es aquél que indica la fuerte heterogeneidad del proceso de sustitución dentro de la economía. Al referirse la muestra analizada a grandes empresas no se puede captar la sustitución derivada por la supresión de empresas pertenecientes a la cola inferior de la distribución de unidades productivas, caracterizadas por un menor nivel de eficiencia y una mayor intensidad de trabajo. Sin embargo, aún dentro de las grandes empresas consideradas se detectan elevadas diferencias, que en parte se pueden adscribir a sectores determinados pero que, también, aparecen como un fenómeno puramente individual.

De todo esto, no se concluye, por supuesto, que el control salarial sea una medida ineficiente de política económica, como parecen interpretar esta historia algunos autores. El control salarial supone un factor fundamental para nuestra economía tanto en lo que respecta a la utilización relativa de inputs (se detecta una elasticidad-precio positiva y relevante) como a las consideraciones generales de redistribución del excedente y control anti-inflacionista. Unicamente se apunta que no se puede confiar exclusivamente en él como medio para hacer frente a la situación de empleo.

Apéndice

CUADRO A1
Composición de la muestra

	Sectores C.N.A.E.*	Participación en la muestra (%)
1. Electricidad, gas y agua	15+16	5,7
2. Extractivos	11+12+14 +21+23	5,8
3. Producción y primera transformación de metales	22	4,8
4. Minerales no metálicos	24	4,8
5. Química básica y refino	251+13	5,4
6. Productos químicos	252−255	11,5
7. Productos metálicos	31	5,5
8. Maquinaria y equipo mecánico	32+32	4,6
9. Maquinaria y material eléctrico y electrónico	34+35	8,5
10. Material de transporte	36+37+38	6,3
11. Industrias alimentarias	41+42	14,1
12. Textil, cuero, calzado y confección	43+44+45	11,4
13. Otras industrias ligeras	39, 46−49	7,9
14. Construcción	5	3,7
		100,0

N.º de empresas: 668

* Clasificación nacional de actividades económicas.

CUADRO A2
Media y varianza de los datos utilizados

Variable	1979	1980	1981
Empleo[1]	1.165,1 (2.854,6)	1.144,1 (2.808,4)	1.109,1 (2.626,0)
Capital[2]	7.575,8 (33.431,9)	9.641,4 (43.631,5)	10.297,2 (47.917,8)
Salario[2]	1.049,1 (0,405)	1.252,8 (0,406)	1.431,9 (0,394)
Coste de uso[3] de capital	23.949 (16.946)	30.704 (22.003)	40.684 (26.764)
Depreciación[4]	0,059 (0,049)	0,065 (0,054)	0,068 (0,056)
Producción[2]	5.559,9 (16.247,4)	7.231,7 (23.308,7)	8.794,9 (30.114,5)

1) Personas.
2) Miles ptas.
3) Indice.
4) Tanto por uno.
Entre paréntesis la varianza.

CUADRO A3

Heterocedasticidad en la muestra general: Relación entre los Residuos y los Precios relativos

a) *Versión 2*

(Coste de uso con depreciación media individualizada)

	Forma funcional lineal	Forma funcional cuadrática
Residuos en términos absolutos	$\bar{R}^2$ = 0,034 F = 25,0[1] SEE = 0,166	$\bar{R}^2$ = 0,346 F = 177,8[1] SEE = 0,137
Residuos al cuadrado	$\bar{R}^2$ = 0,098 F = 74,1[1] SEE = 0,309	$\bar{R}^2$ =0,620 F = 546,06[1] SEE = 0,201

$$*\hat{u}_t^2 = \underset{(2,509)^2}{0,027} + \underset{(11,443)^1}{0,948}\ \Delta l\,(w/s)_t + \underset{(30,266)^1}{4,202}\ \Delta l\,(w/s)_t^2$$

b) *Versión 3*

(Coste de uso con depreciación constante)

	Forma funcional lineal	Forma funcional cuadrática
Residuos en términos absolutos	$\bar{R}^2$ = 0,031 F = 23,0[1] SEE = 0,158	$\bar{R}^2$ = 0,335 F = 169,4[1] SEE = 0,131
Residuos al cuadrado	$\bar{R}^2$ = 0,120 F = 91,9[1] SEE = 0,238	$\bar{R}^2$ =0,682 F = 716,4[1] SEE = 0,144

$$*\hat{u}_t^2 = \underset{(-0,054)^3}{-0,000} + \underset{(5,630)^1}{0,309}\ \Delta l\,(w/s)_t + \underset{(34,327)^1}{3,144}\ \Delta l\,(w/s)_t^2$$

NOTAS:
– Valores estadístico «t» entre paréntesis.
1 Significativo al 1 por 100.
2 Significativo al 5 por 100.
3 No significativo.

CUADRO A4

Heterocedasticidad en la muestra depurada: Relación entre los Residuos y los Precios relativos

a) *Versión 2*

(Coste de uso con depreciación media individualizada)

	Forma funcional lineal	Forma funcional cuadrática
Residuos en términos absolutos	$\bar{R}^2 = 0,0$ $F = 0,9^3$ SEE = 0,079	$\bar{R}^2 = 0,028$ $F = 10,3^1$ SEE = 0,078
Residuos al cuadrado	$\bar{R}^2 = 0,0$ $F = 0,0$ SEE = 0,025	$\bar{R}^2 = 0,048$ $F = 17,1^1$ SEE = 0,024

$$*\hat{u}_t^2 = \underset{(12,599)^1}{0,015} + \underset{(3,674)^1}{0,042}\ \Delta 1\,(w/s)_t + \underset{(5,849)^1}{0,196}\ \Delta 1\,(w/s)_t^2$$

b) *Versión 3*

(Coste de uso con depreciación constante)

	Forma funcional lineal	Forma funcional cuadrática
Residuos en términos absolutos	$\bar{R}^2 = 0,001$ $F = 1,7$ SEE = 0,084	$\bar{R}^2 = 0,044$ $F = 15,8^1$ SEE = 0,082
Residuos al cuadrado	$\bar{R}^2 = 0,0$ $F = 0,7$ SEE = 0,029	$\bar{R}^2 = 0,070$ $F = 25,3^1$ SEE = 0,028

$$*\hat{u}_t^2 = \underset{(12,469)^1}{0,019} + \underset{(5,699)}{0,074}\ \Delta 1\,(w/s) + \underset{(7,055)}{0,222}\ \Delta 1\,(w/s)^2$$

NOTAS:
– Valores estadístico «*t*» entre paréntesis.
1 Significativo al 1 por 100.
2 Significativo al 5 por 100.
3 No significativo.

CUADRO A5

Modelo:

$$\Delta l\,(K/L)_t = \gamma + \sigma_t\, l\,\Delta(w/s)_t + \sigma_{t-1}\, l\,\Delta(w/s)_{t-1} + \beta_t\, l\,\Delta Y_t + \beta_{t-1}\, l\,\Delta Y_{t-1} + u_t$$

	Industrias básicas y extractivas n.º obs.: 132 obs. atípicas: 8	Productos metálicos, maquinaria y material de transporte n.º obs.: 159 obs. atípicas: 7
γ	0,051 (2,351)[1]	0,066 (3,363)[1]
σ_t	0,328 (2,342)[1]	0,295 (2,554)[1]
σ_{t-1}	0,140 (1,546)[3]	0,130 (1,013)[3]
β_t	−0,018 (−0,456)[3]	−0,071 (−1,726)[3]
β_{t-1}	0,035 (0,975)[3]	−0,029 (0,594)[3]
$\bar{R}^2$	0,056	0,014
F (global)	3,0[1]	1,6[3]
SEE	1,028	1,022

Referencias

Arrow, K. J.; Chenery, H. B.; Minhas, B. S., y Solow, R. M. (1961): «Capital-Labour Substitution and Economic Efficiency», *Review of Economics and Statistics,* agosto.

Banco de España (1985): *Informe Anual 1984. Apéndice Estadístico.*

Beckman, R. J., y Cook, R. D. (1983): «Outlaier... S», *Technometrics, núm. 2,* vol. 25.

Belinfante, A. (1978): «The Identificational of Technical Change in the Electricity Generating Industry» en Fuss, M., y McFadden, D. (Eds.), *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications,* vol. 2, North-Holland.

Brechling, F. (1975): *Investment and Employment Decisions,* Manchester University Press.

Chesher, A., y Jewitt, I. (1984): «Finite Sample Properties of Least Squares Covariance Matrix Estimations» (Mimeo).

Clark, K. B., y Freeman, R. B. (1980): «How Elastic is the Demand for Labor?», *Review of Economics and Statistics, núm. 4,* noviembre 1980.

Cook, R. D. (1977): «Detection of Influential Observations in Linear Regression», *Technometrics, núm. 19.*

Cook, R. D., y Weisberg, S. (1982): *Residuals and Influence in Regression,* Chapman and Hall.

Dolado, J. J., y Malo de Molina, J. L. (1984): «Un estudio econométrico de la demanda de trabajo en la industria», *Documento de Trabajo EC/1984/12,* Banco de España, Servicio de Estudios.

Dolado, J. J., y Malo de Molina, J. L. (1985): «An expectational Model of Labour Demand in Spanish Industry», *Documento de Trabajo núm. 8517,* Banco de España, Servicio de Estudios.

Dolado, J. J.; Malo de Molina, J. L., y Zabalza, A. (1985): «Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Factors», Ponencia *Conference on the Rise in Unemployment.*

Dormont, B. (1983): «Substitution et couts des facteurs: Une approche en termes de modèles à erreurs sur les variables», *Annales de L'INSEE, núm. 50.*

Dormont, B., y Sevestre, P. (1984): «Modeles Dynamiques de Demande de Travaie: Specification et estimation sur donnes de panel», *Documento de Trabajo,* Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, Centre D'Economie Quantitative et Comparative.

Espasa, A. (1983): «Un estudio econométrico de la tasa de variación del empleo en la economía española», *Estudios Económicos, núm. 2,* Banco de España.

Glejser, H. (1969): «A New Tests for Heteroskedasticity», *American Statistical Association Journal,* marzo 1969.

Jaumandreu, J. (1986): «Producción, empleo, cambio técnico y precios relativos en la industria 1964-83: Una aproximación a través de la estimación de una función de producción» (Mimeo).

Johnston, J. (1984): *Econometric Methods,* Mcgraw Hill (tercera edición).

Judge, G.; Carter, R.; Griffiths, W.; Lütkepohl, H., y Tsoung-Chao, L. (1982): *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics,* John Wiley & Sons.

Lucas, R. E. (1969): «Labor-Capital Substitution in U.S. Manufacturing» en Harberger, A. C. y Bayley, M. (Eds.), *The Taxation of Income from Capital,* Brooking Institution.

Mairesse, J., y Dormont, B. (1985): «Labour and Investment Demand at the Firm Level», *European Economic Review, núm. 28.*

Malinvaud, E. (1982): «Wages and Unemployment», *Economic Journal,* marzo.

Martín, C., y Rodríguez, L. (1983): «Cambio técnico y empleo. Nuevas dimensiones de un problema secular» en Martín, C., y Rodríguez, L. (Eds.), *Tecnología y Empleo,* Fundación Empresa Pública, Libros OGEIN núm. 3.

Ministerio de Industria y Energía: «Las grandes empresas industriales» (varios años).

Peña, D. (1987): «Observaciones influyentes en modelos econométricos», *Investigaciones Económicas* (Segunda época), *núm. 1,* vol. X.

Pyndyck, R., y Rubinfeld, D. (1980): *Modelos Econométricos,* Ed. Labor Universitaria.

Raymond Bara, J. L. (1983): «Una nota sobre la demanda de empleo, nivel de actividad económica y salarios reales», *Papeles de Economía Española, núm. 15.*

Raymond, J. L.; García, J., y Polo, C. (1986): «Factores explicativos de la demanda de empleo», *Papeles de Economía Española, núm. 26.*

Rojo, L. A. (1981): «Desempleo y factores reales», *Papeles de Economía Española, núm. 8.*

Salter, W. E. G. (1969): *Productiviry and Technical Change,* Cambridge University Press.

Sato, R. (1975): «The Most General Class of CES Functions», *Econométrica, núms. 5-6,* vol. 43.

Sato, R. (1977): «Homothetic and Non-Homothetic CES Production Functions», *American Economic Review, núm. 4,* vol. 67.

Sebastián, C., y Ley, E. (1985): «Una aproximación econométrica al comportamiento de la empresa industrial española en 1983», *Documento de Trabajo núm. 8502,* Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA).

Segura, J. (1969): *Función de producción, macrodistribución y desarrollo,* Tecnos.

Segura, J. (1972): «¿Se puede hacer algo con la función de producción neoclásica en España?, *Anales de Economía, núm. 16,* octubre-diciembre.

Segura, J. (1983): «Cambio técnico y utilización de factores: Fundamentos teóricos y el caso español» en Martín, C., y Rodríguez, L. (Eds.), *Tecnología y Empleo,* Fundación Empresa Pública, Libros OGEIN, núm. 3.

Symons, J. (1981): «The Demand for Labour in British Manufacturing», *Discussion Paper, núm. 91.* London School of Economics, Centre for Labour Economics.

Symons, J. (1985): «Relative Prices and the Demand for Labour in British Manufacturing», *Econométrica, núm. 52.*

White, H. (1980): «A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econométrica, núm. 4.*

Abstract

In this paper is estimated the labor-capital elasticity of subtitution refered to a representative sample of large spanish enterprises. The model used allows for the existance of Hicks non-neutral technological change and non-homotecity in the reference production function. The results indicate a significative labor saving technological change in all the sectors of the economy as well as some indications of an opposite non-homotecity.

Recepción del original, diciembre 1986.
Versión final, junio 1987.