

## **PRODUCCION, EMPLEO, CAMBIO TECNICO Y COSTES RELATIVOS EN LA INDUSTRIA ESPAÑOLA, 1964-85**

Jordi JAUMANDREU\*

*Universidad Nacional de Educación a Distancia.  
Fundación Empresa Pública*

*En este trabajo se estima una función de producción para la industria española con datos del período 1964-85. La especificación utilizada modifica, con un mínimo de complejidad, el supuesto de perfecta sustituibilidad a corto plazo entre capital y trabajo y pone el acento en diversos problemas de utilización de los factores. Los parámetros estimados se emplean para intentar algunas conclusiones sobre la evolución de la demanda de empleo. La idea más polémica que se perfila en estas conclusiones es la minimización del papel relativo de la evolución del coste del trabajo en la destrucción del empleo industrial y la fuerza que adquiere la existencia de una poderosa tasa de progreso técnico.*

### **1. Introducción**

De 1964 a 1975, en la industria española se crearon —en términos netos— unos 800.000 empleos asalariados. En este último año, la producción industrial empezó a mostrar una tendencia al estancamiento. Desde 1976, el empleo en la industria ha decrecido de tal forma que, en 1985, el número de asalariados era de nuevo similar al de 1964. La explicación de este proceso de destrucción de empleo ha sido la preocupación de gran número de trabajos econométricos —ceñidos a la industria u ocupándose específicamente de ella Dolado y Malo de Molina (1984 y 1985), Dolado, Malo de Molina y Zabalza (1985), Raymond Bara, García y Polo (1986); desde el punto de vista del conjunto de la economía Espasa (1983), Raymond Bara (1983)—. Con distintas variantes, estos trabajos han partido esencialmente de especificar funciones de demanda de empleo y extraer conclusiones de los parámetros estimados<sup>1</sup>.

\* Este artículo es una versión ligeramente modificada de una memoria de investigación finalizada en abril de 1986 para el Banco de España, institución de la que recibí una beca que agradezco. Entre los numerosos comentarios y sugerencias recibidas en los distintos momentos de esta investigación, quiero agradecer en particular los de Julio Segura, Luis Rodríguez Romero y Ana Martín; así como los de Iñaki Mauleón y Gonzalo Mato, más centrados en su parte econométrica.

<sup>1</sup> Este es también el enfoque adoptado en el ejercicio de simulación de Sebastián y Servén (1986).

El enfoque adoptado aquí es distinto. El objetivo es ajustar a los datos de la industria española una función de producción, intentar captar las relaciones técnicas que han operado en la producción y, como subproducto de los parámetros estimados, ensayar algunas conclusiones desde el punto de vista de la demanda de empleo.

Estimar una función de producción, en otros tiempos una actividad frecuente, es desde luego una tarea sujeta a un cúmulo de críticas —véase, por ejemplo, Segura (1972)—. Pero lo cierto es que en la actualidad se han vuelto a utilizar a menudo especificaciones relativamente sencillas de las relaciones de producción para abordar el estudio de los más diversos problemas.

La especificación que aquí se utiliza es muy simple, y arranca de las empleadas en modelos de desequilibrio o racionamiento como el de Drèze y Sneessens (1986). Tiene limitaciones obvias (por ejemplo, sólo se consideran dos factores y no se contrasta sino que se impone una elasticidad de sustitución unitaria en el largo plazo), pero permite un tratamiento más completo que otras aproximaciones de dos problemas importantes: la ausencia de sustituibilidad entre los factores en el corto plazo y el grado de utilización de éstos. Es precisamente en estos temas en los que se ha puesto el acento en la especificación y estimación. Y en esta tarea, han jugado un papel clave algunas de las ideas contenidas en el trabajo de estimación de una función de producción para la industria británica de Mendis y Muellbauer (1983). En realidad, son también las conclusiones metodológicas de estos autores las que confieren buena parte de su valor al ejercicio realizado. Estas conclusiones apuntan a que la principal dificultad en la tarea de estimación de una función de producción no son los más clásicamente citados de agregación y simultaneidad, sino los de medida y utilización.

El trabajo econométrico ha intentado compatibilizar las restricciones del modelo con una estimación rigurosa, en particular definiendo el modelo en tasas de variación e intentando evitar correlaciones espúrias. En cierta manera, y frente a la escasez de datos y su discutible calidad, la estimación llevada a cabo representa una apuesta por una especificación simple pero cuidadosa en lugar del intento de estimación de complejas estructuras dinámicas. El resultado en este terreno no puede ser considerado negativo.

Finalmente, el resultado conseguido parece permitir extraer una serie de conclusiones económicamente relevantes acerca de la evolución del empleo en la industria y señalar temas que permanecen oscuros. La idea más polémica que se perfila en las conclusiones, es la minimización del papel de la evolución del coste relativo del trabajo en la destrucción de empleo industrial y la fuerza que parece adquirir el progreso técnico, con una parte probablemente importante de este progreso generada por cambios en la estructura productiva.

El artículo está organizado como sigue. En la segunda sección se analiza el modelo básico, los problemas de utilización y se hacen algunas reflexiones sobre la agregación. En la tercera, se comentan los datos y se analizan los problemas relativos a la especificación de algunas variables, en particular los costes relati-

vos del trabajo y el capital. La cuarta contiene el análisis econométrico, y en la quinta se formulan las conclusiones e implicaciones de la estimación.

## 2. Una función de producción para la industria

Uno de los supuestos menos satisfactorios que incorporan las estimaciones simples de funciones de producción es el de perfecta sustituibilidad entre trabajo y capital en el corto plazo. Si esta sustituibilidad no existe, la relación observada entre producción, empleo y capital no es la relación técnicamente óptima proporcionada por la función de producción. Por ejemplo, una depresión de la demanda tomada como transitoria por las empresas llevará probablemente a una modificación del trabajo aplicado y a una infrautilización del equipo capital instalado. Sin embargo, si se está interesado en captar las relaciones técnicas empleo-producción con cierta fiabilidad, es básico dar cuenta de este fenómeno. Por este motivo el modelo que aquí se desarrolla intenta en primer lugar introducir con un mínimo de complejidad una serie de modificaciones al supuesto de perfecta sustituibilidad a corto plazo.

El modelo que se empleará es una ampliación parcial del introducido en Sneessens (1981), y utilizado después con ligeras modificaciones en Sneessens (1983) y Drèze y Sneessens (1986), para modelizar la producción en el marco de pequeños modelos macroeconómicos de desequilibrio o racionamiento<sup>2</sup>. Su funcionamiento es muy simple: las empresas eligen proporciones óptimas de los factores basándose en consideraciones de largo plazo, mientras que ante las modificaciones transitorias de la situación —como fluctuaciones de la demanda— no están en condiciones de variar las técnicas introducidas. Trabajo y capital aparecen entonces como sustituibles en el largo plazo, pero deben ser utilizados como factores complementarios en el corto. De ahí que el modelo haya sido bautizado con el nombre de Cobb Douglas-Leontief. Una de las principales ventajas de esta modelización es que permite distinguir netamente entre el empleo potencial y el real, admitiendo la aparición transitoria de excesos de capacidad. A describir el funcionamiento de este modelo se dedica el apartado 2.1.

Otra preocupación tradicional, en relación a la estimación de funciones de producción, ha sido la medida adecuada de los factores empleados, constantemente afectados por distintos grados de utilización. De hecho, la constatación empírica de fuertes movimientos cíclicos en la productividad del trabajo poco explicables mediante simples características de la tecnología, abona la idea de que el trabajo empleado no siempre experimenta un mismo grado de utilización. Este problema aparece además con toda su crudeza cuando se piensa en términos de ausencia de sustituibilidad perfecta en el corto plazo. En el modelo especificado los ajustes a corto plazo tienden a recaer sobre el factor trabajo,

<sup>2</sup> Esta ha sido también la forma elegida para modelizar la producción en el proyecto de modelo macroeconómico para la Comunidad (COMPACT). Véase al respecto Dramais (1986).

pero este factor no puede ser considerado totalmente variable ni ajustable sin retraso. De ahí que sea clave realizar un esfuerzo para aproximar el trabajo efectivamente utilizado en la producción. Las soluciones propuestas para hacerlo se describen en el apartado 2.2.

Finalmente, se está intentando captar una relación técnica agregada que tiene su origen en las relaciones producción-empleo de gran número de empresas. Conviene analizar algunos de los sesgos que por esta razón pueden producirse. Este análisis está contenido en el apartado 2.3.

### 2.1. *La frontera de producción a largo y a corto plazo*

El punto de partida que se adoptará es suponer que la tecnología puede ser representada adecuadamente de alguna manera por una función de producción generalizada del tipo

$$Y = e^{\lambda t} h^{\gamma} L^{\alpha} K^{\beta}$$

donde  $\lambda$  representa la tasa de progreso técnico no incorporado,  $h$  el número de horas por trabajador,  $L$  el número de trabajadores y  $K$  el equipo de capital instalado<sup>3</sup>. Pero para intentar captar la relación real entre la producción y los factores utilizados en ella, se introducirá la distinción entre las relaciones o fronteras de producción a largo y a corto plazo.

Supóngase que las empresas derivan sus decisiones de inversión y (capacidad) de empleo de considerar los costes a largo plazo. Esto es, en un momento de tiempo  $t$ , la relación capital/trabajo por la que optan las empresas es la derivada de la solución al problema de minimización de costes

$$\begin{array}{ll} \min & w^e L + q^e K \\ & K, L \\ \text{s.a} & Y = e^{\lambda t} h^{\gamma} L^{\alpha} K^{\beta} \end{array}$$

donde  $w^e$  y  $q^e$  son los costes del trabajo y el capital que los empresarios esperan prevalezcan al tomar sus decisiones, y  $h^e$  es el número de horas esperado de la jornada de trabajo. La solución óptima a este problema, determina el coeficiente técnico  $\rho$  con el que se va a llevar a término la producción

$$\rho = \left[ \frac{K}{L} \right]^* = \frac{\beta}{\alpha} \frac{w^e}{q^e}$$

Aquí son necesarias dos precisiones. La primera, que introducir el número de horas de la jornada de trabajo como una variable esperada implica que, en el

<sup>3</sup> Para la justificación general de una función de producción de este tipo véase, por ejemplo, Feldstein (1967).

largo plazo, los empresarios consideran éste como un dato determinado exógenamente más que como una variable del control y, en consecuencia, sus decisiones se basan antes en la consideración del coste por trabajador que en el coste horario del trabajo.

La segunda, que puede pensarse en la solución al problema de minimización de costes de dos maneras: originando una función de oferta en la que dado un precio esperado del producto queda determinada la producción y las cantidades empleadas de trabajo y capital (siempre que se cumpla la restricción  $\alpha + \beta < 1$ ), o determinando también las cantidades de trabajo y capital a utilizar en la producción a partir de las expectativas que los empresarios se forjan sobre la demanda del producto ( $Y = Y^e$ ) y que implican la elección de una capacidad deseada de producción.

A corto plazo, dado un equipo en funcionamiento  $K$  y un coeficiente técnico implicado por este equipo, puede definirse el empleo potencial  $LP$  —número máximo de trabajadores combinable eficientemente con el equipo instalado—, como  $\frac{K}{\rho}$ . Si se define similarmente la producción potencial  $YP$  como la alcanzable mediante la plena utilización del equipo instalado para una jornada  $h$  de trabajo, esta producción puede expresarse como

$$YP = e^{\lambda t} h^{\gamma} LP^{\alpha} K^{\beta}$$

o también, en función del coeficiente técnico  $\rho$

$$YP = e^{\lambda t} h^{\gamma} LP^{\alpha+\beta} \rho^{\beta} \quad [1]$$

Pero, a corto plazo, las fluctuaciones de la demanda pueden implicar un alejamiento del empleo de su valor potencial. Si la capacidad instalada no está siendo plenamente utilizada, y  $L$  representa el número de trabajadores efectivamente utilizados en la producción,  $\rho L$  será la parte del equipo capital que está siendo empleada, permaneciendo ocioso el resto del equipo instalado. La relación entre la producción que se observará en este caso y el número de trabajadores empleados, puede escribirse como

$$Y = e^{\lambda t} h^{\gamma} L^{\alpha} (\rho L)^{\beta}$$

o bien

$$Y = e^{\lambda t} h^{\gamma} L^{\alpha+\beta} \rho^{\beta} \quad [2]$$

La combinación de [1] y [2] permite deducir una sola expresión para la producción observada,

$$Y = e^{\lambda t} h^{\gamma} \rho^{\beta} \min (L^{\alpha+\beta}, LP^{\alpha+\beta})$$

Dado que el número de trabajadores efectivamente utilizados no puede superar el empleo potencial, esta expresión puede simplificarse, y escribirse como sigue en términos de empleo efectivo:

$$Y = e^{\lambda t} h^{\gamma} L^{\alpha + \beta} \rho^{\beta} \quad [3]$$

La idea subyacente en esta modelización es clara: en el largo plazo, los empresarios adecuan la tecnología a la evolución de los costes relativos del trabajo y el capital; en el corto, cristalizadas las decisiones de inversión y empleo en una capacidad instalada y un coeficiente técnico rígido, harán frente a las fluctuaciones de la demanda adaptando el trabajo utilizado a la producción.

La especificación adoptada, permite que esta adaptación se realice de dos formas: mediante la variación del número de trabajadores empleado y del número de horas realizado por trabajador. Es en este marco que adquiere su significado la elasticidad de las horas de trabajo  $\gamma$ , que es esencialmente una elasticidad de corto plazo. Obsérvese la restricción implícita: la ampliación o reducción de la jornada de trabajo no modifica la tasa de utilización del equipo de capital instalado, sólo amplía o reduce el flujo de servicios del trabajo y del equipo capital que están siendo utilizados. Dicho de otra forma: a corto plazo, se supone que los empresarios sustituyen trabajadores por horas de trabajo y viceversa (con criterios probablemente basados en costes de ajuste<sup>4</sup>), pero no pueden utilizar las modificaciones de la jornada de trabajo para escapar a sus restricciones técnicas. La determinación de  $\gamma$  es entonces una cuestión empírica, y su valor dependerá de los efectos de la variación de la jornada de trabajo en unas mismas condiciones técnicas de producción.

El modelo [3] en tasas logarítmicas, se convierte en

$$\Delta \ln Y = \lambda + \gamma \Delta \ln h + (\alpha + \beta) \Delta \ln L + \beta \Delta \ln \rho$$

Si se supone ahora que el incremento del coeficiente técnico puede aproximarse por un polinomio en retardos de las variaciones sufridas por los precios relativos, que refleje tanto la relación entre las variaciones esperadas y las pasadas como el retraso en el ajuste de la tecnología a la evolución de los costes relativos, se tiene

$$\Delta \ln \rho = \theta(L) \Delta \ln \frac{w}{q}$$

de donde

$$\Delta \ln Y = \lambda + \gamma \Delta \ln h + (\alpha + \beta) \Delta \ln L + \beta \theta(L) \Delta \ln \frac{w}{q} \quad [4]$$

<sup>4</sup> Sobre las consideraciones que pueden guiar estas decisiones en un modelo teórico plenamente dinámico véase Abadía y Fanjul (1983).

De acuerdo con esta especificación de la función de producción, pueden distinguirse dos conceptos de demanda de empleo:

La demanda potencial, *LDP*, que corresponde a la capacidad instalada a partir de las expectativas de largo plazo y que en función del capital disponible puede escribirse

$$LDP = \frac{K}{\rho}$$

o, en tasas, y sustituyendo  $\rho$

$$\Delta \ln LDP = -\theta(L)\Delta \ln \frac{w}{q} + \Delta \ln K$$

Esta es la demanda que prevalecerá en el caso de que las empresas no encuentren ninguna restricción para dar salida a su producción.

La demanda «keynesiana», *LDK*, que corresponde a la situación en que las empresas se encuentran operando por debajo de su capacidad instalada. Puede obtenerse simplemente por inversión de la función de producción sustituyendo  $Y$  por las previsiones que los empresarios se forjan sobre la demanda a corto plazo  $Y^*$

$$LDK = e^{-\lambda/\alpha + \beta} h^{-\gamma/\alpha + \beta} \rho^{-\beta/\alpha + \beta} \gamma^* 1/\alpha + \beta$$

o también

$$\Delta \ln LDK = -\frac{\lambda}{\alpha + \beta} - \frac{\gamma}{\alpha + \beta} \Delta \ln h - \frac{\beta}{\alpha + \beta} \theta(L)\Delta \ln \frac{w}{q} + \frac{1}{\alpha + \beta} \Delta \ln Y^*$$

## 2.2. *El trabajo efectivamente utilizado*

Queda pendiente un problema esencial. Se ha obtenido una relación teórica entre la producción y el trabajo utilizado en ausencia de sustituibilidad perfecta en el corto plazo. Pero nada garantiza que el trabajo estadísticamente medido coincida con el trabajo efectivamente aplicado en la producción. Sin embargo, para una estimación consistente de la relación [4] parece básico que el trabajo medido sea efectivamente el trabajo utilizado.

Dada la especificación de la función de producción, es necesario plantear el problema desde dos puntos de vista: cómo medir las horas efectivamente realizadas por trabajador, y cómo medir el empleo efectivo cuando los costes de ajuste impliquen la existencia de trabajadores redundantes.

Resolver razonablemente ambos problemas es importante para el ajuste de la función de producción, porque cada uno de ellos domina en una parte de la

muestra utilizada. La evolución del empleo en la industria presenta, como ya se ha dicho, un perfil muy simple: un crecimiento monótono hasta 1975 y un descenso continuo y acelerado a partir del año siguiente. Sean cuales sean las razones a las que se achaque esta evolución, es un tema conocido y ampliamente aceptado que las prácticas de empleo han sido distintas en cada uno de los dos períodos, favorecidas —entre otras cosas— por los cambios institucionales<sup>5</sup>. Como confirma un simple repaso a los datos, en el primer período hay un predominio del ajuste del factor trabajo a través de las variaciones en la jornada de trabajo, en el segundo a través de la variación del número de trabajadores.

Primero, se analizará desde un punto de vista teórico la medición de las horas de trabajo introduciendo el concepto «jornada efectiva de trabajo» y sugiriendo una forma de medición. A continuación, se aborda el tema del ajuste del empleo.

#### a) HORAS EFECTIVAMENTE TRABAJADAS

Si las variaciones de la jornada de trabajo en torno a una cierta tendencia son intensas, puede pensarse que la simple consideración de la jornada de trabajo permite mejorar sensiblemente la capacidad de captar las variaciones en la utilización del factor trabajo. Sin embargo, esto sólo es parcialmente cierto, puesto que la jornada medida estadísticamente incorpora de forma asimétrica los datos que señalan una intensificación de la actividad y los que señalan una disminución. Las formas habituales de registro estadístico de las horas trabajadas incluyen las horas normales y extraordinarias realizadas por los trabajadores, pero no excluyen del cómputo las horas perdidas en el puesto de trabajo por falta ocasional de trabajo. Al igual que el empresario puede recurrir temporalmente a las horas extras para eludir costes de contratación, puede admitir temporalmente que se pierdan horas para evitar costes de ajuste a la baja en el empleo. Análogamente, los datos estadísticos sobre la jornada de trabajo no pueden recoger aspectos cualitativos como la infrautilización temporal de sectores de trabajadores o la pérdida de intensidad del trabajo aplicado, fenómenos ligados a los momentos bajos del ciclo y a los que se puede atribuir una equivalencia en horas perdidas de trabajo.

Como lo relevante desde el punto de vista de la utilización del trabajo son las horas efectivamente trabajadas, la solución que se propone es aproximar la variable inobservable «jornada efectiva de trabajo por trabajador» por un método cuyo fundamento teórico es el mismo que el del índice de utilización de Mendis y Muellbauer (1983).

Sea  $h^*$  el número de horas efectivamente realizadas por trabajador. Supondremos que  $h^*$  puede medirse correctamente si se logra captar las desviaciones que

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, Malo de Molina (1983).

las oscilaciones cíclicas imponen sobre la jornada normal media de trabajo. Esto es

$$h^* = h^n(1 + g)$$

donde  $h^n$  es la jornada normal por trabajador que nos proporcionan los datos estadísticos, y  $g$  es la proporción en que la jornada efectiva media se desvía de la normal.

Resulta sencillo comprobar que esta desviación agregada puede obtenerse simplemente como una suma ponderada de las desviaciones proporcionales  $g_i$  que se produzcan empresa a empresa de sus propias jornadas normales medias. Esto es,

$$g = \sum_i \theta_i g_i$$

donde  $\theta_i$  es la proporción que el total de horas normales realizadas en la empresa  $i$ -ésima representan sobre el total de la industria<sup>6</sup>.

Supóngase entonces que los problemas de utilización se manifiestan por empresas. Es decir, en cualquier momento del tiempo existen empresas realizando jornadas efectivas superiores a su jornada normal (mediante el recurso a las horas extras), y empresas realizando jornadas efectivas inferiores (que no son observables).

Sea  $\hat{g} = \sum_i (\theta_i g_i | g_i \geq 0)$  la media con ponderaciones  $\theta_i$  de las desviaciones de aquellas empresas que las presentan no negativas<sup>7</sup>. El valor de  $\hat{g}$  es observable y, en realidad, no es más que la proporción que las horas extras por trabajador suponen sobre las horas normales medias  $h^e/h^n$ <sup>8</sup>.

Análogamente, sea  $\bar{g} = -\sum_i (\theta_i g_i | g_i < 0)$  el valor absoluto de la media ponderada de las desviaciones de aquellas empresas que las presentan negativas. Por definición, resulta que la desviación agregada  $g$  puede obtenerse así

$$g = \sum_i \theta_i g_i = \sum_i (\theta_i g_i | g_i \geq 0) - \sum_i (\theta_i (-g_i) | g_i < 0) = \hat{g} - \bar{g}$$

<sup>6</sup> Con notación obvia,

$$g = \sum_i \frac{L_i}{L} \frac{h_i^n}{h^n} \frac{h_i^*}{h_i^n} - \frac{h_i^n}{h_i^n} = \sum_i \theta_i g_i$$

<sup>7</sup> Obsérvese que esta media es distinta de  $E(g_i | g_i \geq 0)$ .

<sup>8</sup> Para  $g_i \geq 0$   $g_i = h_i^e/h_i^n$  y

$$\sum_i (\theta_i g_i | g_i \geq 0) = \frac{1}{h^n} \frac{\sum_i L_i h_i^e}{L} = \frac{h^e}{h^n}$$

Supóngase ahora que existen numerosas empresas y una distribución de las desviaciones aproximable por una distribución continua como la de la figura 1, que se desplaza lateralmente según el momento del ciclo. Es decir, al margen de cuál sea la forma concreta de la distribución, en un momento de fuerte incremento de la actividad se encontrará un elevado número de empresas con desviaciones positivas de su jornada normal y un reducido número con desviaciones negativas y viceversa. Estos movimientos implican una relación inversa «suave» entre  $\hat{g}$  y  $\bar{g}$ . Una forma especialmente simple de esta relación es  $\hat{g} \bar{g} = c$ , que Deaton ha probado puede deducirse de una distribución de Student<sup>9</sup>.

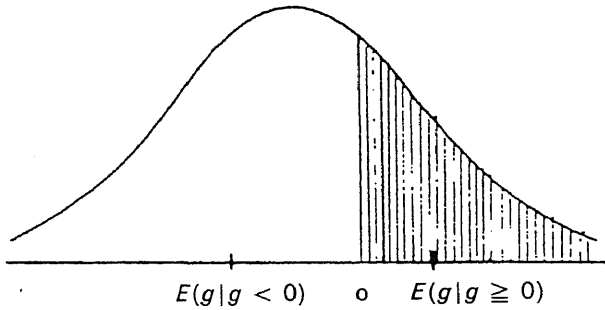


Figura 1.

La inobservabilidad de  $h^*$  puede entonces ser salvada si se supone una relación entre  $\hat{g}$  y  $\bar{g}$  que nos permita realizar una estimación de  $g$ . Si, por ejemplo, se parte de la relación  $\hat{g} \bar{g} = c$  las horas efectivas de trabajo pueden aproximarse como

$$h^* = h^n \left( 1 + \frac{h^e}{h^n} - c \frac{h^n}{h^e} \right) \quad \text{o bien} \quad h^* = h \left( 1 - c \frac{h^{n2}}{h^e h} \right)$$

donde  $h = h^n + h^e$  y  $c$  es un parámetro a estimar.

En tasas,

$$\Delta \ln h^* \simeq \Delta \ln h - c \Delta u$$

donde  $u = \frac{h^{n2}}{h^e h}$ , y la sustitución en [4] de  $\Delta \ln h$  por la expresión de  $\Delta \ln h^*$  permite una aproximación de las horas efectivas y una estimación del parámetro  $c$ .

<sup>9</sup> Véase Mendis y Muellbauer (1983).

## b) TRABAJADORES EFECTIVOS

Es un fenómeno bien conocido y empíricamente comprobado, que el ajuste del empleo a los valores de equilibrio requiere tiempo. Desde el punto de vista de la estimación de una función de producción, esto no plantea especiales problemas cuando el empleo es creciente. Pero sí lo hace cuando la demanda se sitúa por debajo del número de trabajadores empleados, y el retraso del ajuste en el tiempo implica la existencia de trabajadores redundantes. La relación a estimar es una relación basada en los trabajadores efectivamente utilizados en la producción, que en esta situación constituyen una variable inobservable.

Además, pueden existir fuertes dificultades para distinguir la existencia de trabajadores redundantes, la eliminación de cuyos puestos de trabajo va a ser llevada a término en un plazo relativamente corto, y el ajuste del input de trabajo llevado a cabo a través de las oscilaciones de la jornada de trabajo. Pero éste es ya un problema fundamentalmente empírico, sobre el que se volverá más adelante, y cuya solución viene facilitada en el período considerado por la existencia de dos subperíodos muy diferenciados. A continuación, lo que se discute es la forma de intentar una aproximación al empleo efectivo en el marco de la función de producción propuesta.

Por una parte, se supondrá que el retardo en el ajuste del empleo real al empleo demandado pueden modelizarse por un mecanismo de ajuste parcial como

$$\ln L = \varphi \ln LD + (1 - \varphi) \ln L_{-1} \quad [5]$$

donde  $LD$  es la demanda de empleo ( $LDP$  o  $LDK$  según sea la demanda prevaleciente). Por otra parte, el empleo efectivo  $L^*$  —distinto del observado  $L$  cuando las empresas desean proceder a un reajuste del empleo a la baja— puede escribirse como

$$\ln L^* = \ln L + \text{mín} (0, \ln LD - \ln L) \quad [6]$$

Manipulando [5], puede llegarse a la siguiente expresión

$$\ln LD - \ln L = \frac{1 - \varphi}{\varphi} \Delta \ln L \quad [7]$$

y sustituyendo [7] en [6] queda

$$\ln L^* = \ln L + \frac{1 - \varphi}{\varphi} \text{mín} (0, \Delta \ln L)$$

o en tasas

$$\Delta \ln L^* = \Delta \ln L + \frac{1 - \varphi}{\varphi} \Delta v$$



Sin embargo, los términos (a) y (c) no parecen presentar a priori grandes problemas. Si suponemos que las variaciones de la jornada de trabajo y del coeficiente técnico se distribuyen aleatoriamente en torno a la variación media e independientemente del tamaño relativo de las empresas, estos términos se anularán<sup>10</sup>. Por el contrario, el término (b) plantea más problemas. Este término será positivo si existe una correlación positiva entre las tasas de crecimiento del empleo y la diferencia entre las cuotas de producción y empleo. Manipulando ligeramente la expresión, puede llegarse a

$$(b) = \sum_i s_i \left( \frac{\pi_i}{\pi} - 1 \right) (\Delta \ln L_i - \Delta \ln L)$$

donde  $\pi_i = \frac{Y_i}{L_i}$  es la productividad media del trabajo en la empresa  $i$ -ésima y  $\pi = \frac{Y}{L}$  la productividad del conjunto de la industria. Esta expresión puede verse como una covarianza ponderada por las cuotas de empleo entre las desviaciones respecto a la productividad media y las desviaciones de la tasa de variación del empleo respecto a su tasa media. Como existe cierta evidencia de una evolución distinta del empleo en las empresas de mayores dimensiones y más productivas, al menos en una parte del período que después va a considerarse<sup>11</sup>, es necesario tener en cuenta las posibles consecuencias de este hecho.

Si este término permanece esencialmente constante, puede representar una contribución a la tasa agregada estimada de progreso técnico, como efecto de la redistribución del output entre empresas de distinta eficiencia. Si por el contrario lo interpretamos como un error en la medición de la variable  $\Delta \ln L$  puede llegar a ser causa de inconsistencia en la estimación de  $(\alpha + \beta)$ . Por ejemplo, un efecto plausible podría ser la subestimación de  $(\alpha + \beta)$ .

Por otra parte, el primer término del segundo miembro de [8] indica que la tasa agregada estimada de progreso técnico debe ser interpretada como una media ponderada de las tasas de progreso técnico individuales. Supongamos ahora por un momento que  $E(\lambda_i) = \lambda$ , es decir, que las tasas individuales se distribuyen aleatoriamente con una esperanza  $\lambda$ . Entonces

$$\sum_i w_i \lambda_i = \lambda + \sum_i w_i (\lambda_i - \lambda) = \lambda + n \text{Cov}(w, \lambda) = \lambda + \rho_{w, \lambda} \sigma_\lambda c_w$$

donde  $\rho_{w, \lambda}$  es el coeficiente de correlación entre las cuotas y las tasas de progreso técnico,  $\sigma_\lambda$  la varianza de estas tasas y  $c_w$  el coeficiente de variación de las cuotas. Esta última expresión indica que si existe una correlación positiva entre  $w$  y  $\lambda$ , la tasa agregada que se estime de progreso técnico será más elevada cuanto mayor sea la varianza de las tasas y/o la desigualdad de tamaños entre las empresas.

<sup>10</sup> Bajo este supuesto, (a) =  $n \text{Cov}(w, \Delta \ln h) = 0$  y (c) =  $n \text{Cov}(w, \Delta \ln \rho) = 0$ .

<sup>11</sup> Véase Jaumandreu (1986a).

Un análisis dinámico de las implicaciones de esta expresión escapa al objetivo propuesto. Obsérvese, sin embargo, que es claro que la tasa agregada de progreso técnico no es independiente de fenómenos como la concentración industrial o el incremento de la eficiencia productiva en las grandes empresas. Por ejemplo, una caída de  $E(\lambda_i)$  puede ser compensada agregadamente por una redistribución del output entre empresas de distinto tamaño o un incremento de la eficiencia productiva de las mayores.

### 3. Los hechos y la especificación de las variables

En esta sección se comentan de forma sucinta los principales hechos que se desprenden de la evolución de las variables implicadas en el ajuste de la función de producción, así como los problemas peculiares que aparecen en la especificación de algunas de estas variables (la variable de utilización  $u$  y los costes relativos del trabajo y el capital). En el apéndice al artículo se encuentra una descripción detallada de las fuentes de datos utilizadas<sup>12</sup>.

#### 3.1. *Los hechos*

De 1964 a 1985 el producto industrial —medido por el valor añadido real— casi se ha triplicado. A la vez, el número de asalariados ocupados en la industria en 1985 es aproximadamente el mismo que en 1964<sup>13</sup>. Pero este lapso de tiempo consta de dos subperíodos de idéntica extensión temporal muy diferenciados. Hasta 1974, producción y empleo crecen a un ritmo acelerado. El año 1975 inaugura un período de estancamiento relativo de la producción industrial, y al año siguiente el empleo comienza a descender monótonamente. La eliminación en términos netos de puestos de trabajo asalariado todavía no se ha detenido en 1985.

En el gráfico 1 se representa la evolución de la producción y el empleo asalariado. Hasta 1974, el valor añadido industrial crece a una tasa media del 9 por 100, a menudo con tasas espectaculares; a partir del año siguiente, esta tasa se transforma en la mucho más modesta del 1,3 por 100, apareciendo algunos años con incrementos ligeramente negativos. Hasta 1975, año en que aparece la primera tasa negativa en el incremento del valor añadido, el empleo crece a

<sup>12</sup> Los problemas de enlace de series que presentan distintas rupturas desaconsejan su utilización en forma de cifras absolutas. Sin embargo, las series de valor añadido y empleo utilizadas señalan una multiplicación del primero por 2,9 y del segundo por 0,98.

<sup>13</sup> Aunque en este apartado se utilicen el conjunto de datos disponibles (1964-85), la estimación del modelo se realizará únicamente con los datos 1964-83. La razón es doble: los datos de los dos últimos años presentan una mayor falta de homogeneidad con el resto (cambio de base de la CN) y, además, era conveniente ignorarlos para contrastar la capacidad predictiva del modelo. Sin embargo, las estimaciones con el conjunto de los datos proporciona resultados idénticos.

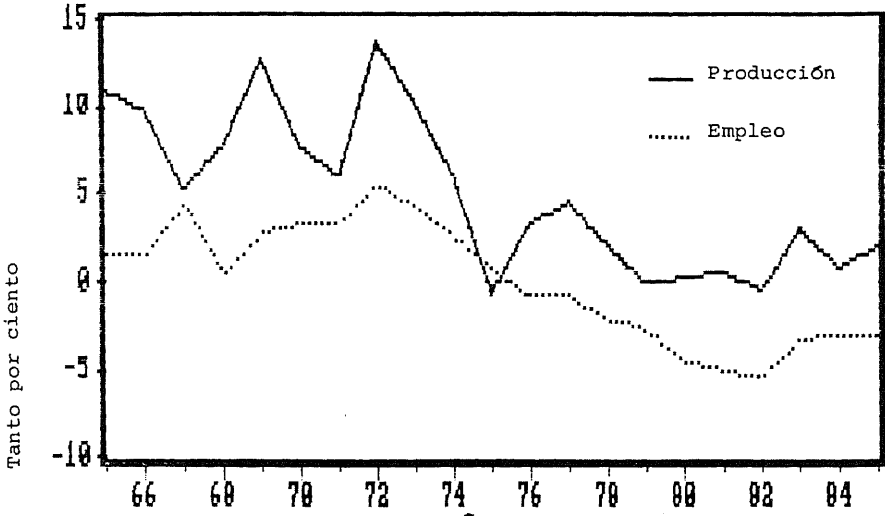


Gráfico 1. Tasas de variación del valor añadido y el empleo industrial 1965-85.

una tasa media del 2,9 por 100; a continuación, va a pasar a caer a la misma tasa media en que había crecido. En términos absolutos, hasta 1975 se crean en la industria unos 800.000 puestos de trabajo asalariado; este es aproximadamente el número de empleos asalariados que después va a desaparecer.

Pero éste no es el único hecho relevante desde el punto de vista del trabajo utilizado en la producción. El gráfico 2 muestra la evolución de la jornada de trabajo. Mientras hasta 1974 la reducción de la jornada de trabajo se realiza a

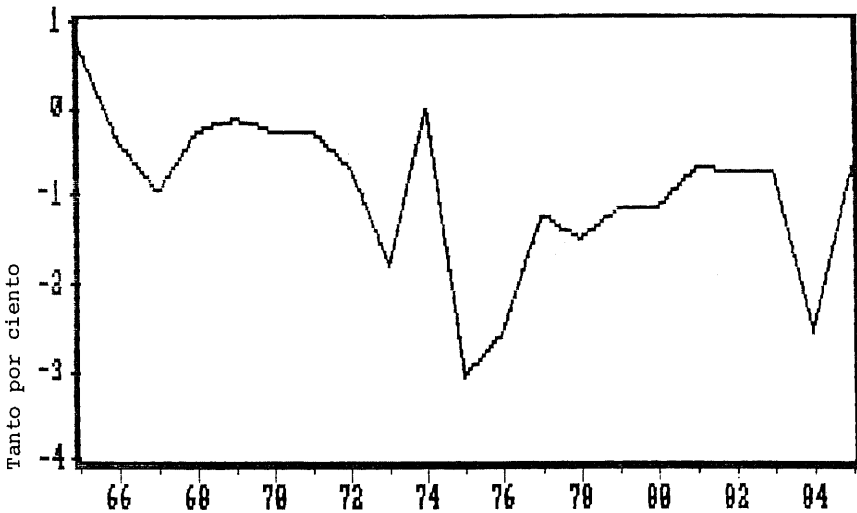


Gráfico 2. Tasas de variación del número de horas por trabajador 1965-85.

una tasa media cercana al medio punto porcentual, a partir de este año la reducción media va a situarse en casi un punto y medio. Esta aceleración de la caída de las horas de trabajo no es uniforme, siendo más espectacular en la primera parte del segundo subperíodo. Pero en cualquier caso es importante señalar que la caída del empleo industrial va acompañada de una importante caída de las horas de trabajo que parece necesario integrar en el análisis<sup>14</sup>.

A la luz de estos datos, parece obvio que los problemas de medida de la utilización del factor trabajo tienen que ser importantes. En la segunda sección se ha propuesto dar cuenta de parte de ellos con un índice de horas efectivas de trabajo. Como la construcción de este índice a partir de la relación horas extras/horas normales no está exenta de problemas, en el siguiente apartado se discuten con cierto detalle.

Por otra parte, como no se dispone de ninguna estimación fiable del incremento del stock de capital en la industria no es posible poner estos datos directamente en relación con su evolución<sup>15</sup>. Pero, dado el modelo propuesto en la segunda sección, esto tampoco es estrictamente necesario. Porque lo que se va a intentar es aproximar el cambio en la relación capital/trabajo a partir de la evolución en los precios relativos. Dada entonces la importancia de la variable representativa de los precios relativos, merece la pena detenerse en los problemas peculiares que presenta su construcción. Esto es lo que se hace en el último apartado de esta sección.

### 3.2. *La relación horas extras/horas normales y la variable u*

El gráfico 3 muestra que la proporción de las horas extras sobre las normales ha tenido una evolución muy particular, atribuible en gran medida a factores institucionales. Pueden distinguirse claramente tres subperíodos: *a*) desde 1964 hasta 1969 en que la proporción de horas extraordinarias es considerable, oscilando en torno a una media del 4,1 por 100; *b*) desde 1969 hasta 1974, en que se produce una clara tendencia al incremento de la proporción que las horas extras significan sobre las normales (en 1974 llegan a representar un valor igual al 6 por 100 de la jornada normal); *c*) un posterior descenso pronunciado del recurso a las horas extraordinarias que parece continuar hasta situarlas, en los últimos años considerados, en apenas el 1 por 100 de las horas normales.

En este perfil puede apreciarse netamente la influencia de factores institucionales: el escaso coste relativo de las horas extraordinarias durante los años 60 y

<sup>14</sup> A menudo se ha invocado la presumible mala calidad de los datos acerca de la jornada de trabajo para obviar su utilización. Pero ni su calidad parece cualitativamente peor que, por ejemplo, los datos de empleo ni parece que pueda prescindirse de ellos sin incurrir en sesgos importantes.

<sup>15</sup> De hecho, ni siquiera existe una serie de inversión bruta referida a la industria. La estimación del stock de capital en la industria contenida en Dolado y Malo de Molina (1984) parte de una serie de inversión aproximadamente atribuible a las «empresas no financieras».

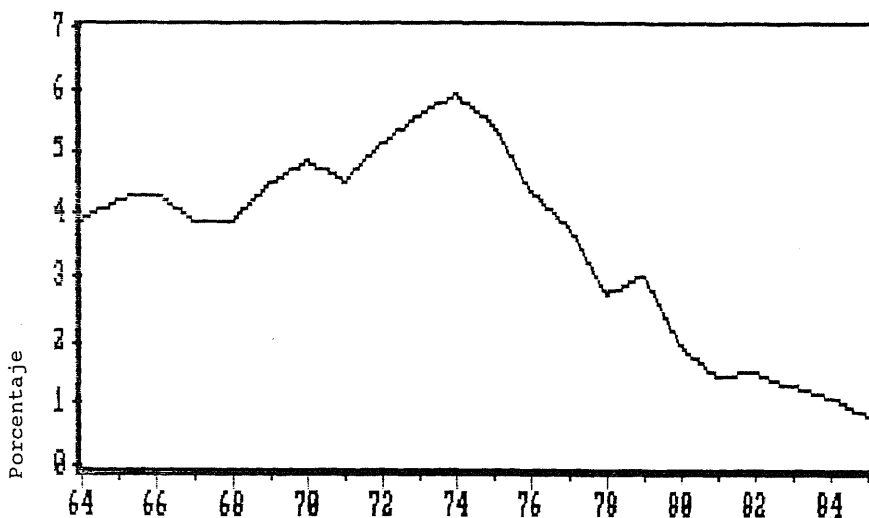


Gráfico 3. Proporción de las horas extras sobre las normales 1964-85.

comienzos de los 70, que implica una elevada utilización de las mismas e incluso una tendencia desde finales de los 60 a «sustituir» horas normales por extraordinarias, y una continua reversión posterior de este proceso, desde el momento en que aparece la primera legislación que pone límites cuantitativos a su número y tiende a encarecerlas (Ley de Relaciones Laborales de 1976)<sup>16</sup>.

Esta evolución tendencial de la proporción de las horas extraordinarias plantea una dificultad a la construcción del índice de horas efectivas de trabajo: la distinción entre las variaciones debidas a las oscilaciones en la producción y los incrementos o reducciones debidos a factores institucionales. Para intentar salvar esta dificultad, y de acuerdo con lo que el análisis descriptivo de los datos sugiere, el intento de corregir las horas totales de trabajo a través de la variable *u* se ha llevado a cabo como sigue: *a*) aunque la variable ajustaba bien algunos años más, se ha preferido limitar su efecto hasta 1975, considerando que a partir de este año es muy difícil separar el componente tendencial de las reducciones de la proporción de horas extras y que el problema de la infrautilización del trabajo se expresa esencialmente a través de la existencia de trabajadores redundantes; *b*) para dar cuenta en el subperíodo considerado de la existencia de una proporción de las horas extraordinarias que no puede considerarse determinada por las necesidades coyunturales de ampliación o reducción del input trabajo, y su importancia creciente desde finales de 1960 hasta 1975, se han probado distintas especificaciones de la relación del apartado 2.2 del tipo

$$(\hat{g} - \phi)\bar{g} = c$$

<sup>16</sup> Sobre la evolución de las horas extraordinarias hasta 1975, existe el excelente análisis contenido en Serrano y Malo de Molina (1979).

donde  $\phi$  puede interpretarse como una aproximación a la proporción «estable» que las horas extraordinarias representaron sobre la jornada normal. Alternativamente, esta expresión también puede verse como una relación asimétrica entre  $\hat{g}$  y  $\bar{g}$  que ha sufrido algunos desplazamientos<sup>17</sup>.

### 3.3. *Los costes relativos del trabajo y del capital*

La especificación de los costes relativos  $\frac{w}{q}$ , presenta una acumulación de dificultades teóricas y prácticas. Aquí, se sintetizan brevemente para enmarcar la poco satisfactoria solución adoptada y señalar algunas vías que permitan volver de nuevo sobre el tema.

La definición convencional del coste de uso del capital puede expresarse como  $q = p(d + r - \pi^e)$ , donde  $p$  es el precio de los bienes de capital,  $d$  la tasa de depreciación de los mismos (en principio depreciación física), y  $\pi^e$  representa una tasa esperada de inflación. En esta definición se prescinde directamente de los complejos problemas impositivos y la expresión  $r - \pi^e$  puede verse como un tipo de interés real esperado<sup>18</sup>.

Desde el punto de vista teórico, Ando y otros (1974) exponen cómo el concepto de tipo de interés real es ambiguo. En un modelo con perfecta sustituibilidad a corto plazo de los factores, el tipo de interés real relevante es simplemente el tipo nominal menos la tasa esperada de cambio en los precios de los bienes de capital en el período en curso. Esta regla de cálculo «miope» no tiene mayores consecuencias, puesto que la relación capital trabajo puede ser variada en cualquier momento<sup>19</sup>. Sin embargo, en un modelo putty-clay, argumentan que el tipo relevante es un tipo esperado de largo plazo que depende de las expectativas a largo sobre la inflación. Una complicación adicional es que la vida esperada de un bien de capital ya no puede ser considerada como un dato exógeno derivado de sus propiedades tecnológicas, sino como una función de los cambios tecnológicos esperados y de las variaciones en los precios relativos. Y ello tiene implicaciones sobre el horizonte para el que el empresario optimizador realizará sus previsiones. Además, Ando y otros muestran que en este caso, la inflación esperada relevante debe medirse en términos de los precios del output.

El modelo aquí desarrollado es, como señala Sneessens (1981), un modelo intermedio, en el que los costes de ajustar el equipo capital instalado a los cambios en los precios relativos son positivos pero finitos. ¿Cuál es entonces el tipo de interés real relevante?

<sup>17</sup> El mejor resultado —mayor significatividad de la variable— se ha conseguido con  $\phi = 3,5$  desde 1964 a 1969,  $\phi = 4,0$  de 1970 a 1973 y  $\phi = 5,0$  en 1974 y 1975, aunque distintas pruebas arrojaron resultados muy similares.

<sup>18</sup> Véase, por ejemplo, el modelo clásico simple de maximización multiperíodo de los beneficios expuesto en Brechling (1975).

<sup>19</sup> Esta miopía desaparece en el momento en que simplemente se consideran costes en el ajuste al ratio capital-trabajo deseado.

Por otra parte, la especificación de las expectativas de precios siempre ha sido un problema de difícil solución, puesto que lo que se trata es de aproximar una tasa subjetivamente anticipada sobre la que no existen datos. En el propio trabajo de Ando y otros, puede observarse cómo las estimaciones de una función de inversión tienden a ser sensiblemente mejores cuando: *a)* se consideran tipos de interés nominales; *b)* se supone que sólo parte de los empresarios corrigen estos tipos de interés nominales; *c)* se suponen cambios dentro del período en la manera de forjarse las expectativas. Esto arroja a priori bastantes dudas sobre las posibilidades de modelizar con éxito estas expectativas en un período caracterizado por una fuerte inestabilidad de precios y la quiebra presumible de la manera de abordar las decisiones.

En la práctica, y durante el período considerado, la especificación de  $\frac{w}{q}$ , y en particular de  $q$ , se ha revelado como un tema insalvable satisfactoriamente de una manera simple. A continuación se repasan brevemente los problemas presentados y la solución elegida.

Para empezar hay que señalar que las series de coste laboral disponibles, con origen en la Encuesta de Salarios del INE, están bajo fundada sospecha de importantes sesgos al alza en su evolución más reciente (véase al respecto Albarracín (1986)). Sin embargo, no hay más alternativa que su utilización.

Por otra parte, en cuanto se exploran los resultados de poner en relación las series de coste laboral habitualmente utilizadas con un simple índice de precios de los bienes de capital, esto es se inspecciona el cociente  $\frac{w}{p}$ , aparecen problemas llamativos. Por ejemplo, si se utiliza la serie de coste laboral por persona elaborada en el Banco de España y el deflactor implícito de la inversión en «Material de transporte» y «Maquinaria y otro material de equipo» de la Contabilidad Nacional, se obtiene un índice continuamente creciente hasta 1980 en que los precios relativos se han multiplicado por 4,36. Pero, como reflejo de la evolución de los costes relativos, éste es un dato inconsistente con el resto, al menos desde una cierta aceptación de los presupuestos teóricos de los modelos al uso. Si la relación  $\frac{K}{L}$  se ajusta con un cierto retraso arbitrario a la evolución de los precios relativos según una determinada elasticidad de sustitución  $\sigma$ , bajo cualquier supuesto razonable de evolución del capital en la industria española se llega a una de estas dos conclusiones: o la elasticidad de sustitución es anormalmente pequeña o, si es aproximadamente unitaria, el empleo debería haber caído mucho más<sup>20</sup>. Al margen de los posibles sesgos

<sup>20</sup> Razónese en términos de la relación aproximada

$$\frac{L_t}{L_0} \simeq \frac{K_t}{K_0} \left[ \frac{R_{t-s}}{R_{0-s}} \right]^\sigma,$$

donde  $R$  es un índice de los costes relativos y  $s$  representa un cierto retraso arbitrario.

alcistas del numerador, este resultado pone en guardia acerca de especificaciones demasiado simples del denominador<sup>21</sup>.

La argumentación anterior lleva a la conclusión intuitivamente razonable de que  $(d + r - \pi^e)$  debe haber crecido a lo largo del período, aminorando el cambio de  $\frac{w}{p}$ . Hay múltiples argumentos para defender que la tasa de depreciación se ha elevado y todas las series disponibles de tipos de interés nominales presentan la misma evolución creciente. Pero la introducción de cualquier especificación convencional de  $\pi^e$ , basada en las tasas corrientes o pasadas de crecimiento de los precios (ya sea de los bienes de capital, ya de los del output industrial) tiene dos efectos sobre  $q = p(d + r - \pi^e)$ : *a*) que su tendencia sea a la reducción en lugar del incremento, a causa del cambio sufrido por la inflación a mediados de los años 70; *b*) que experimente oscilaciones bruscas que repercutan en la evolución de los precios relativos. Obsérvese, por ejemplo, que los costes relativos obtenidos en Espasa (1983) se llegan a multiplicar casi por 7 en 1977. Los diversos experimentos llevados a cabo con motivo de este trabajo no han podido impedir que en algún momento los precios relativos experimenten tasas absurdas alternadas de incremento y reducción.

En este contexto, parece obvio que no hay una solución simple al problema de las expectativas de inflación y la solución adoptada ha sido esencialmente pragmática. Se han aproximado los incrementos de los precios relativos por la expresión

$$\Delta \ln \frac{w}{q} = \Delta \ln \frac{w}{p(d+r)} \quad \text{o bien} \quad \Delta \ln w - \Delta \ln p - \Delta \ln (d+r)$$

donde la tasa de depreciación se ha considerado variable a lo largo del período, tomando los valores 8 por 100 desde 1964 a 1973, 10 por 100 en 1974 y 12 por 100 a partir de 1975, intentando así dar cuenta del fenómeno de desecho de equipos de capital ineficientes a partir del año 1973<sup>22</sup>.

Esta especificación da lugar a un crecimiento más plausible de los precios relativos. Y existen tres justificaciones posibles (no incompatibles), de distinta naturaleza y entidad, a que esta especificación resulte una aproximación adecuada: *a*) que los empresarios hayan tomado sus decisiones basándose esencialmente en la evolución de los tipos nominales; *b*) que el incremento proporcional de las expectativas de inflación haya sido aproximadamente igual al de  $d + r$ ; *c*) que los incrementos en las expectativas de inflación hayan coincidido, y parcialmente se hayan compensado, con incrementos de la tasa esperada de depreciación por obsolescencia tecnológica de los equipos.

<sup>21</sup> Por ejemplo, especificaciones que supongan el término  $(d + r - \pi^e)$  aproximadamente constante como se ha hecho en otros trabajos (Drèze y Sneessens (1986) o Raymond Bara (1983)).

<sup>22</sup> Estos valores son muy próximos a los supuestos en Dolado y Malo de Molina (1984).

#### 4. Análisis econométrico

En el trabajo econométrico se ha procedido primero a explorar la relación producción-empleo, para incorporar después la variación de los precios relativos y someter a continuación la especificación conseguida a un conjunto de pruebas y contrastes. En esta sección se describe en este orden lo esencial de los resultados conseguidos, para finalizar con el comentario de los valores obtenidos para los parámetros relevantes.

El cuadro 1 refleja el esfuerzo por captar una forma estable y no espúria de la relación producción-factor trabajo utilizado.

CUADRO 1  
La relación producción-empleo en la industria 1965-83

Variable dependiente:  $\Delta \ln Y$   
Método de estimación: MCO

	1	2	3	4	5
<i>C</i>	9,0 (11,5)	8,1 (6,5)	6,8 (8,6)	5,9 (15,7)	6,1 (24,2)
<i>D</i>	-7,6 (6,7)	-5,8 (2,6)			
$\Delta \ln h$			1,9 (2,9)	0,7 (2,2)	
$\Delta u$				$-0,35 \times 10^{-3}$ (8,2)	$-0,33 \times 10^{-3}$ (8,7)
$\Delta \ln L$		0,3 (1,0)	1,0 (5,8)	1,0 (12,9)	
$\Delta(\ln h + \ln L)$					1,0 (13,5)
$\Delta v$				0,40 (1,1)	0,34 (1,0)
$\bar{R}^2$	0,71	0,71	0,73	0,95	0,95
<i>DW</i>	2,0	2,0	2,3	1,9	2,0
$\sigma_e$	2,5	2,5	2,4	1,1	1,1
<i>LR</i>					$\chi^2_1 = 0,9$

Definición de las variables:

$\Delta \ln Y$  = Tasa de variación del valor añadido.

*D* = Variable artificial con valor 0 desde 1965 a 1974 y 1 el resto de los años.

$\Delta \ln h$  = Tasa de variación de las horas totales por trabajador.

$\Delta u$  = Corrección para la obtención de horas efectivas.

$\Delta \ln L$  = Tasa de variación del número de trabajadores.

$\Delta v$  = Corrección para la obtención de trabajadores no redundantes.

NOTAS:

*T* = 19; «*t*-ratios» entre paréntesis. En todas las regresiones las tasas logarítmicas se han multiplicado por 100, de forma que los valores de los coeficientes de las constantes y variables artificiales pueden interpretarse como puntos porcentuales.

En la regresión 1 se constata que la tasa anual media de crecimiento del valor añadido cayó desde un 9 por 100 a un 1,4 por 100 en el segundo subperíodo considerado, que este simple cambio de media explica una parte considerable de la varianza de la variable dependiente y que en los residuos no existe correlación serial de primer orden pese a su elevada varianza. El intento de captar adecuadamente la relación producto-factores utilizados en la producción se enfrenta por consiguiente a la dificultad de captar este cambio en las tasas de crecimiento de la producción real. Estadísticamente, esto parece implicar que sólo en la medida que las variables explicativas utilizadas hagan desaparecer la significatividad de la variable artificial dirigida a captar el cambio de media, podremos considerar el ajuste razonablemente satisfactorio. Por supuesto, y como la constante en una regresión de este tipo se interpreta habitualmente como la tasa de «progreso técnico» o tasa de crecimiento del producto independiente de la variación de los factores y su utilización, siempre queda el recurso de interpretar el cambio en el valor de la constante como un cambio en la tasa de «progreso técnico». Pero económicamente, parece claro que esta solución relega más cosas al dominio de lo que se desconoce, dado el carácter ya de por sí residual de esta tasa.

En la regresión 2 se incorpora la tasa de variación del empleo con la doble sorpresa de que se obtiene una muy baja elasticidad producto del empleo y que ésta no resulta significativa. Además, cuando la misma regresión se realiza para cada subperíodo el resultado es el mismo. Desde el punto de vista económico, la conclusión más relevante es que las tasas de crecimiento del empleo están escasamente correlacionadas con las de la producción en ambos subperíodos. Como la ausencia de consideración de otros inputs debería estar presumiblemente sesgando al alza la influencia del empleo, estos resultados sugieren que el problema está localizado en la correcta medición de las variaciones del factor trabajo, esto es, en la mala calidad de los datos (sobre lo que nada puede hacerse) y/o en las variaciones de la cantidad de trabajo sobre la que realmente recae el esfuerzo productivo.

La regresión 3, incorporando la variación de las horas totales realizadas por trabajador, señala que esta variable es clave para captar correctamente la relación producción-empleo. En esta regresión la variable artificial se ha suprimido porque ya no resulta significativa, y la explicación de la variación de la producción en términos del empleo y las horas de trabajo resulta incluso un modelo bastante satisfactorio aunque con una muy elevada elasticidad producto de las horas de trabajo.

En la regresión 4, se incorporan las variables de utilización discutidas en las secciones 2 y 3: la variable  $u$ , que modifica las horas totales trabajadas por trabajador en el primer subperíodo, para intentar transformarlas en horas efectivamente trabajadas; y la variable  $v$ , que intenta captar la corrección necesaria en el número de trabajadores en el segundo subperíodo para tomar en consideración el número eficiente, inobservable durante el período de inflexión y descenso del empleo. La mejora del ajuste es considerable y confirma lo que se intuía en las regresiones anteriores.

Esta última estimación merece varios comentarios. En primer lugar, se obtiene un coeficiente del empleo prácticamente igual a la unidad y muy significativo, lo que confirma la importancia de las variables dirigidas a captar el grado de utilización del factor trabajo. En segundo lugar, la elasticidad horas de trabajo se ha reducido drásticamente respecto a la regresión anterior e incluso aparece como algo menor que la elasticidad del número de trabajadores. Este hallazgo es contrario a determinadas estimaciones<sup>23</sup>, pero sugiere un aspecto muy interesante: la obtención de una elevada elasticidad horas de trabajo-output puede ser el resultado de una incorrecta especificación de las horas de trabajo. La significatividad de la variable  $u$  apoya esta conclusión. Sin embargo, en la medida que la construcción de  $u$  incorpora algunos aspectos arbitrarios no se debe conceder excesiva confianza al valor concreto estimado para esta elasticidad. En tercer lugar, la variable  $v$  no resulta plenamente significativa pero se mantiene puesto que a continuación va a revelarse significativa e importante para el ajuste. Sin embargo, conviene recordar que en su definición están implicadas dobles diferencias logarítmicas de los datos de empleo. En la medida en que el grado de precisión alcanzado en las simples tasas de variación del empleo ya es muy discutible, no cabe aquí acordar tampoco demasiada confianza a la estimación concreta obtenida para el coeficiente.

Como parece claro que puede existir cierta dificultad en captar simultáneamente de manera eficiente la elasticidad horas y número de trabajadores, en la regresión 5 se impone la igualdad de ambas elasticidades. Esto implica imponer una equivalencia a corto plazo entre los incrementos del trabajo utilizado vía aumento del número de trabajadores o vía aumento de las horas por trabajador. Como puede comprobarse en el cuadro, el ratio de verosimilitud permite aceptar sin dificultad esta restricción.

Obsérvese que, dado el coeficiente unitario obtenido para  $\Delta(\ln h + \ln L)$ , la ecuación 5 puede interpretarse como proporcionando la tasa de incremento anual de la productividad horaria del trabajo, neta de factores cíclicos y aleatorios. Según esta estimación, este incremento habría sido aproximadamente constante para todo el período considerado y del orden de un 6 por 100.

A continuación, se procede a introducir en esta última ecuación la variable representativa de los cambios en los precios relativos con el significado explicado en la sección 2.

El polinomio en retardos de los cambios en los precios relativos —representativo del cambio en el coeficiente técnico relevante en el momento  $t$ — se ha supuesto en la forma  $\frac{1 - \theta}{1 - \theta L} \Delta \ln \frac{w_t}{q_t}$ . Esto permite, como fue sugerido por Klein (1958), llevar a cabo la descomposición que aparece en las explicaciones del cuadro 2 y que implica que el valor inicial del polinomio  $\left[ \theta(L) \Delta \ln \frac{w}{q} \right]_0$  es estimado conjuntamente con el del parámetro  $\theta$ . La estimación debe llevarse a cabo mediante un procedimiento de búsqueda a través de los valores de  $\theta$ .

<sup>23</sup> Véase el trabajo clásico de Feldstein (1967) o el intento de aplicación de una estimación similar en España, De Miguel y García Atance (1981).

El test de Durbin-Watson indica la ausencia de correlación serial de primer orden. Para contrastar la ausencia de correlación serial de órdenes superiores, se ha llevado a cabo la regresión de los residuos retardados 2, 3 y 4 períodos. Estas regresiones sólo detectan la posibilidad de una cierta correlación de tercer orden, que en nuestro caso parece despreciable.

La estabilidad de la regresión se ha contrastado mediante un test de predicción de Chow, esto es, llevando a cabo la regresión para el primer subperíodo (1965-74) y contrastando si el resto de observaciones pueden considerarse generadas por el mismo modelo. El test es superado ampliamente, adoptando un valor  $C = 2,07$  mientras que el valor de una  $F_{9,5}$  con un 5 por 100 de significación es de 4,78. Más sorprendente es quizá la similitud de las estimaciones para el primer subperíodo, cuando se está llevando a cabo una discutible regresión con constante y cuatro variables con diez datos.

El test de heterocedasticidad de Breush-Pagan, aplicado con el conjunto de las variables, proporciona un valor  $BP = 8,88$  frente al valor en tablas de 12,59 de una  $\chi^2_5$  al 5 por 100 de significación. Puede por tanto aceptarse la homocedasticidad de los residuos, aunque parece obvio que el cambio de media de la variable dependiente crea cierta evolución en la varianza de los residuos. En cualquier caso, la obtención de las varianzas consistentes de White eleva considerablemente todos los «*t*-ratios» con la única excepción del correspondiente al coeficiente de  $\theta^1$ , que desciende ligeramente.

Finalmente, cuando el modelo estimado se utiliza para predecir las tasas de incremento del valor añadido de los años 1984 y 85, lo hace razonablemente bien: los valores predichos son respectivamente 0,1 y 2,0 frente a unos valores observados de 0,8 y 2,1.

Resta el problema de la simultaneidad, de difícil tratamiento. Por una parte, y dado el carácter anual de las series utilizadas, prácticamente todas las variables explicativas son potencialmente endógenas. Aunque probablemente la simultaneidad puede representar un problema mayor en la medida del empleo y las horas de trabajo (lo que afecta también a la variable utilizada para obtener la corrección por horas efectivas). Por otra parte, la falta de instrumentos adecuados y la escasez de grados de libertad impiden emprender un contraste demasiado riguroso de la presencia de simultaneidad. Pese a ello, se ha ensayado la aplicación del test de Hausman en dos formas: la primera, realizando la regresión de la variable empleo-horas de trabajo sobre el resto de variables explicativas y sobre la producción y el empleo-horas retrasados un período; la segunda, imponiendo la restricción de igualdad entre el coeficiente de esta misma variable y el de  $\Delta v$  y realizando una regresión idéntica. En ambos casos el test no detecta la presencia de simultaneidad. De hecho, tampoco parece que haya motivos para pensar que los sesgos de simultaneidad son demasiado importantes.

En el cuadro 3 queda reflejado el resultado de realizar alguna comprobación adicional y contrastar algunas hipótesis nuevas. En primer lugar, con la regresión 1 se ha comprobado que si se elimina la restricción impuesta sobre las

CUADRO 3  
 Contraste de otras hipótesis

Variable dependiente:	$\Delta \ln Y$ 1	$\Delta \ln Y - \Delta(\ln h + \ln L)$ 2	$\Delta \ln Y$ 3	$\Delta \ln Y$ 4
<i>C</i>	5,23 (16,8)	5,72 (18,0)	5,89 (27,2)	6,30 (5,8)
<i>D79</i>	-2,5 (3,7)	-2,1 (2,3)	-2,3 (2,8)	-2,3 (2,3)
$\Delta \ln h$	0,88 (3,7)			
$\Delta u$	$-0,32 \times 10^{-3}$ (11,7)	$-0,32 \times 10^{-3}$ (10,0)	$-0,32 \times 10^{-3}$ (11,1)	$-0,33 \times 10^{-3}$ (8,5)
$\Delta \ln L$	0,79 (12,2)			
$\Delta(\ln h + \ln L)$			0,89 (15,2)	0,96 (8,3)
$\Delta v$	0,81 (3,1)	0,38 (1,3)	0,47 (1,7)	0,24 (0,7)
$\Delta \ln K$				-0,04 (0,1)
$\Delta \ln \frac{w}{q}$			0,07 (2,6)	
$\theta^r$	1,53 (2,2)	0,56 (0,7)		
POL	0,24 (3,6)	0,12 (1,9)		
$\bar{R}^2$	0,98	0,87	0,97	0,96
<i>DW</i>	1,92	1,69	1,80	1,88
$\sigma_e$	0,65	0,86	0,78	0,96
<i>LR</i>		$\chi^2_1 = 13,8$	$\chi^2_1 = 10,0$	

Definición de las variables:

$\Delta \ln K$  = Tasa de variación del stock de capital (índice de Dolado-Malo de Molina (1984)).

$\Delta \ln \frac{w}{q}$  = Tasa de variación de precios relativos.

NOTAS:

*T* = 19; «*t*-ratios» entre paréntesis. Regresiones 1 y 2: valor de  $\theta = 0,60$ .

elasticidades se mantiene el ajuste y las conclusiones del modelo. En segundo lugar, se ha contrastado la hipótesis de que la elasticidad de la variable empleo-horas de trabajo es igual a la unidad realizando la regresión 2. Esta hipótesis queda ampliamente rechazada por el ratio de verosimilitud. En tercer lugar, la adecuación de la hipótesis de no sustituibilidad a corto plazo puede contrastarse, en el marco del modelo desarrollado, haciendo  $\theta = 0$ ; esto es, introduciendo directamente año a año las tasas de variación de los precios relativos. El modelo así estimado en la regresión 3 es también rechazado por el ratio de verosimilitud. Por último y dadas las insuficiencias de la variable precios relativos, cabe pensar que en realidad lo que está recogiendo es la influencia del factor equipo capital y que el coeficiente de las variables representativas del factor trabajo deben interpretarse respectivamente como las elasticidades horaria o del empleo y el coeficiente del polinomio en retardos como la elasticidad del capital.

En este caso, obtendríamos una suma de las elasticidades muy próxima a la unidad y al supuesto tradicional de rendimientos constantes a escala. Para intentar comprobar esta hipótesis, en la regresión 4 se han sustituido los precios relativos por el único índice del stock de capital en la industria existente, el construido en el Banco de España por Dolado y Malo de Molina (1984). Pese a que esta variable se introduce desprovista de toda corrección por utilización, el resultado parece bastante concluyente, al menos para este índice, al resultar completamente no significativo.

Parece entonces que la regresión 2 del cuadro 2 puede aceptarse como una estimación razonable, en ausencia de mejores datos, para intentar algunas conclusiones económicas basadas en el valor de sus coeficientes.

Dado el modelo teórico utilizado, los valores de los parámetros implícitos en la estimación son los siguientes: una tasa de progreso técnico constante ( $\lambda$ ) del orden del 5 por 100; unas elasticidades producto del número de trabajadores empleados y del capital ( $\alpha$  y  $\beta$ ) iguales respectivamente a 0,57 y 0,23 y una elasticidad horas de trabajo —o también elasticidad a corto del empleo— igual a su suma, 0,8; un valor de  $c = 0,4 \times 10^{-3}$ ; un valor inicial del polinomio  $\left[ \theta(L) \Delta \ln \frac{w}{q} \right]_0 = 7,0$ , estimado a la vez que el parámetro  $\theta = 0,6$ ; y un valor del parámetro de ajuste del empleo  $\varphi = 0,5$ .

La primera sorpresa la produce la elevada tasa de «progreso técnico» obtenida frente a las estimaciones habitualmente más modestas. Sin embargo, no debe olvidarse que en el primer subperíodo el valor añadido industrial crece a una tasa media del 9 por 100, de manera que esta tasa autónoma sólo explica algo más de la mitad del crecimiento real, lo cual es totalmente aceptable. El problema se sitúa en la segunda parte de la muestra, en que la persistencia de esta tasa con una media del crecimiento del valor añadido industrial del 1,4 por 100 implica una fuerte influencia de este aspecto en el descenso del empleo. Ya se han dado —en cualquier caso— razones teóricas para que esta tasa estimada sea elevada. Además, y para interpretar correctamente la diferencia con otros resultados, es importante observar que si no se hubieran introducido en la especificación las horas de trabajo la tasa observada sería más reducida y, sobre todo, se aceptaría con toda probabilidad y erróneamente un cambio en esta tasa en el segundo subperíodo (1975-83). Por otra parte, ésta no es la tasa más elevada hallada para la industria española. En un trabajo reciente, Raymond Bara, García y Polo (1986) obtienen para la industria española y con datos de 1955-84 una tasa implícita todavía superior<sup>24</sup>.

<sup>24</sup> Raymond Bara, García y Polo (1986) estiman una ecuación de demanda de empleo derivada de una función CES con rendimientos constantes a escala, obteniendo como solución de equilibrio una elasticidad de sustitución de 0,46 y un coeficiente de la tendencia igual a 0,035. Estas estimaciones, tomadas conjuntamente, implican una tasa de crecimiento autónomo del valor añadido en la función original aproximadamente igual al 6,5 por 100. Para verlo puede consultarse, por ejemplo, Segura (1972). Obviamente, lo que aquí aparece como bastante discutible es la estimación de la elasticidad de sustitución.

Las elasticidades obtenidas presentan valores razonables. Es plausible que las horas de trabajo tengan una elasticidad igual a la suma de las elasticidades del trabajo y el capital puesto que al incrementarse o reducirse a corto plazo el número de horas trabajadas por trabajador se incrementan o reducen a la vez los servicios del trabajo y el capital instalado. Es incluso razonable que esta elasticidad no sea unitaria, como resultado de los costes de incrementar la jornada por encima de la normal. En una función de este tipo no existe ninguna restricción a la suma de las elasticidades y es un resultado aceptable el que la suma total ( $\gamma + \alpha + \beta = 1,60$ ) indique que un aumento proporcional en el número de trabajadores, stock de capital utilizado y horas de trabajo conduzca a un incremento del producto más que proporcional. Sin embargo, el valor obtenido para la suma de las elasticidades del número de trabajadores y el capital es relativamente bajo cuando se compara con las estimaciones tradicionales. Al incrementarse proporcionalmente el número de trabajadores y el capital, para una misma jornada de trabajo, se obtiene un incremento del producto menor que proporcional, esto es, un tipo de rendimientos decrecientes a escala.

Desde luego, no hay ningún argumento teórico contra este hecho, y apoya este resultado el que bajo ninguna especificación han podido obtenerse valores sensiblemente mayores para el coeficiente del empleo que, en el modelo, es el coeficiente que debe recoger la estimación de  $\alpha + \beta$ . Curiosamente, esta estimación es similar a la obtenida con un modelo diferente para el conjunto de la economía española por Raymond Bara (1983):  $\alpha + \beta = 0,775$ . Por otra parte, las proporciones  $\frac{\alpha}{\alpha + \beta} = 71,3$  y  $\frac{\beta}{\alpha + \beta} = 28,7$  son muy similares a las obtenidas en otros modelos y países. El resultado induce más a pensar en particularidades de las series disponibles de empleo en la industria o en particularidades de la propia evolución del empleo industrial durante este período.

El valor obtenido para el parámetro  $\theta$  ( $\theta = 0,60$ ) implica que un 64 por 100 de un cambio en el coste relativo del trabajo y el capital se ha traducido en un cambio de coeficiente técnico  $\frac{K}{L}$  a los dos años, y un 92 por 100 a los cinco años.

Esta estimación es similar a la obtenida con modelos semejantes para la economía belga,  $\theta = 0,65$  por Sneessens (1983) o  $\theta = 0,70$  por Drèze y Sneessens (1985), reflejando un ritmo de adaptación de la tecnología a los precios relativos ligeramente superior.

Los valores de los parámetros que se deducen de las variables de utilización son, también, razonables. Por lo demás, ya se ha argumentado que no debe concederse excesiva confianza a estas estimaciones concretas. El valor implícito de  $c$ , implica las siguientes fluctuaciones en torno a la jornada normal de trabajo: en los momentos bajos del ciclo, la jornada efectiva es hasta un 6 por 100 inferior a la normal, en los momentos altos se sitúa hasta un 3 por 100 por encima de ésta. Por otra parte, la estimación del parámetro  $\varphi$  ( $\varphi = 0,50$ ) implica que a los dos años de un cambio permanente en la demanda se habría realizado un 75 por 100 del ajuste correspondiente en el empleo, y a los cinco el 97 por 100.

## 5. Conclusiones e implicaciones

La especificación adoptada, ajustada a los datos anuales de la industria de 1964 a 1983, se ha mostrado capaz de explicarlos de una forma razonablemente satisfactoria. En consecuencia, y pese a lo restrictivo del modelo en otros aspectos (forma de la función de producción, no consideración de otros inputs, escasa dinámica, etc.), la estimación llevada a cabo indica el interés de los temas que incorpora explícitamente: ausencia de sustituibilidad perfecta en el corto plazo y variaciones en la utilización.

La tasa de progreso técnico obtenida es bastante elevada (5 por 100), sobre todo cuando se compara con las estimaciones habituales en otros países. Sin embargo, esta estimación ha resultado elevada en cualquiera de los pasos de la especificación econométrica y la estimación final parece bastante robusta. Además, las estimaciones no han aportado ninguna evidencia clara a favor de un cambio de esta tasa en la segunda parte de la muestra. Esto contrasta abiertamente con la apreciación, común a la mayor parte de países industrializados, de una ralentización del progreso técnico en el período más reciente.

La confirmación e interpretación de esta elevada tasa de progreso técnico y su estabilidad es uno de los temas que deberían ser objeto de nuevas investigaciones. El desarrollo teórico del modelo ha apuntado algunas explicaciones: parte de esta tasa puede interpretarse como el resultado de cambios en la estructura productiva (redistribución de la producción y el empleo entre sectores y empresas de distinta eficiencia productiva). Probablemente aquí se encuentre una de las claves de este resultado.

El ajuste indica que la evolución de la jornada de trabajo en la industria ha jugado un papel clave en las relaciones producción-empleo, y que esto no puede ignorarse sin riesgo de graves sesgos. A la vez, los cambios experimentados por el papel de las horas de trabajo durante el período han obligado a un arduo trabajo de especificación.

En este tema, el ajuste logrado confirma claramente algo ya conocido: que en el subperíodo 1964-75 las oscilaciones de la jornada de trabajo fueron un método fundamental para hacer frente a las oscilaciones de la demanda en torno a su tendencia continuamente creciente (aunque aparentemente bastante imperfecto, dado el fuerte número de horas perdidas en los momentos bajos del ciclo). Pero también revela una cosa pocas veces considerada: que la reducción continua de la jornada de trabajo en el subperíodo 1975-83 ha tenido un papel relevante en la absorción de los incrementos de la productividad en un marco de estancamiento de la demanda.

Pese a todas las correcciones introducidas por utilización, que llegan a mejorar sensiblemente la correlación producción-empleo, la estimación de la suma de las elasticidades del trabajo y el capital  $\alpha + \beta$  —que en el modelo dependen crucialmente de la especificación del empleo— arroja un valor relativamente bajo (0,80). Aunque este valor no está demasiado alejado de la unidad, esto

sugiere un tipo de rendimientos ligeramente decrecientes. Si este resultado sorprende, es porque las estimaciones de funciones de producción con series temporales proporcionan frecuentemente rendimientos fuertemente crecientes, sospechosos del sesgo contrario. Por otra parte, la intuición indica que el sesgo de simultaneidad, cuando existe, más bien debe tender a aumentar artificialmente el valor de las elasticidades que a reducirlo.

Aunque este resultado parece entonces de difícil interpretación, una explicación plausible es que no se debiera tanto a las características de la tecnología utilizada por las empresas como a la evolución específica del empleo industrial durante el período. Existe cierta evidencia de que en las series de empleo utilizadas hay un peso importante del crecimiento del empleo debido a la creación de empresas menos eficientes en el momento de auge, con una contribución marginal al crecimiento de la producción y, después, la destrucción acelerada de parte de este empleo tras el inicio de la crisis.

El modelo estimado impone en el largo plazo una elasticidad de sustitución unitaria. En el corto, la estimación realizada valora que hasta un 40 por 100 del cambio en el coeficiente técnico implicado por un cambio en los precios relativos se lleva a cabo en el período en curso, que a los dos años se ha completado casi un 65 por 100 y a los cinco el 90 por 100. Un trabajo obvio pendiente es contrastar la existencia de una elasticidad de sustitución distinta de la unidad mediante una especificación CES de la función de producción. En ausencia de esta contrastación, los resultados acerca de las elasticidades implicadas por el modelo se pueden admitir con prudencia.

El modelo implica lógicamente una función de demanda de empleo (potencial), dada una capacidad deseada (en el largo plazo), con una elasticidad empleo de los precios relativos igual a  $-\frac{\beta}{\alpha + \beta}$ . En el corto plazo, esta elasticidad vendrá modificada por el retraso en el ajuste del coeficiente técnico a las modificaciones de los precios relativos y el retardo inherente al ajuste del empleo. La elasticidad de largo plazo estimada es  $-0,29$ . El retardo en el ajuste del coeficiente técnico implica un impacto inicial de los precios relativos sobre la demanda de empleo (potencial) de  $-0,12$ , un impacto acumulado  $-0,19$  a los dos años y de  $-0,27$  a los cinco. Si se concede alguna credibilidad a la estimación del retardo en el ajuste del empleo (que puede quizá ser válida para el período de ajuste del empleo a la baja), el mecanismo de ajuste parcial implica además que apenas observaremos el impacto inmediato, que será de  $-0,06$ . En cambio, observaremos un impacto acumulado de  $-0,14$  el segundo año y de  $-0,26$  transcurridos cinco años. Esta demanda proporciona igualmente una elasticidad empleo de la producción. Esta elasticidad es  $\varphi \frac{1}{\alpha + \beta}$  en el corto plazo y se eleva hasta  $\frac{1}{\alpha + \beta}$  en el largo. La estimación las cifra en 0,63 y 1,25.

La verdad es que estas estimaciones concuerdan bastante bien con las elasticidades empleo de los salarios reales o costes reales del trabajo halladas en

diversos trabajos que adoptan un enfoque de demanda de empleo en la industria:  $-0,15$  en el largo plazo en Dolado y Malo de Molina (1985) con un modelo trimestral,  $-0,06$  en el corto y  $-0,30$  en el largo en Escobedo López (1987) con un modelo simultáneo igualmente trimestral<sup>25</sup>. Lo mismo puede decirse para otras estimaciones internacionales como, por ejemplo, la de  $-0,19$  hallada en Nickell (1984) en su complejo modelo sobre las manufacturas británicas. Por otra parte, la elasticidad empleo de la producción es por ejemplo algo menor que la de  $1,5$  hallada para el largo plazo por Dolado y Malo de Molina (1985).

Llegados a este punto, el modelo se revela incompleto para discutir algunos problemas e intentar establecer determinadas conclusiones. Es una pieza adecuada para discutir los problemas del empleo en el marco de un enfoque de desequilibrio o racionamiento, admitiendo que puede encontrarse a las empresas operando tanto en su nivel de producción potencial como restringidas en el mercado de bienes. Pero faltan otras piezas. Si se dispusiese de una serie fiable de capital en la industria, la estimación del coeficiente técnico podría ser utilizada conjuntamente con esta serie para intentar describir la evolución del empleo potencial en la industria. Una ecuación que intentara captar las expectativas de demanda a corto plazo (en el marco de un pequeño modelo macroeconómico) permitiría abordar la estimación de una demanda de trabajo condicional a los parámetros de la función de producción que distinguiera los distintos tipos de demanda e intentara valorar su distancia.

Sin embargo, algunas conclusiones sobre la evolución del empleo parecen perfectamente posibles simplemente con los datos que ofrece la función estimada. Los parámetros estimados permiten deducir una función de demanda de empleo condicional a las expectativas de demanda. El empleo observado puede considerarse el resultado del ajuste temporal al mínimo de los valores que predigan la demanda potencial y la demanda «keynesiana». Ambas vienen determinadas por distintas expectativas: la primera por la capacidad deseada de largo plazo, la segunda por las previsiones inmediatas de demanda (siempre que no superen la capacidad deseada). Pero supongamos sencillamente que las expectativas relevantes año a año se han parecido bastante a la tasas a las que efectivamente ha crecido el valor añadido (esto equivale a suponer unas expectativas bastante «racionales»), sin que nos importe su naturaleza (aunque en realidad es bastante plausible que el empleo haya estado hasta 1974 más o menos en su senda potencial y a partir de aquí el potencial haya comenzado a diverger con el real).

Con estas pautas, el modelo explicaría la evolución del empleo en la industria distinguiendo claramente dos subperíodos: a) de 1964 hasta 1974, el incremento del empleo a una tasa media del  $3,0$  por  $100$  es el resultado de un fuerte incremento medio de la producción ( $9,0$  por  $100$ ) que compensa ampliamente la tasa de progreso técnico y el proceso de sustitución de trabajo por capital

<sup>25</sup> Véanse también las elasticidades de corto plazo estimadas por Raymond, García y Polo (1986) para la industria, situadas entre  $-0,05$  y  $-0,06$ .

(que la estimación señala especialmente intenso en dos momentos: el año 65 e inmediatamente siguientes y los primeros de los 70); b) desde 1975 hasta 1983, el incremento medio de la producción del 1,4 por 100 no puede impedir el impacto conjunto sobre el empleo de la tasa de progreso técnico y el proceso de sustitución de trabajo por capital (que parece dejar de tener un efecto negativo hacia comienzos de los 80), pese a la reabsorción parcial de los incrementos de productividad que se produce mediante la reducción continua de la jornada de trabajo.

El modelo así considerado implica que la razón esencial de la caída del empleo industrial ha residido en la combinación, desde el año 1975, de la persistencia de una fuerte tasa de progreso técnico con el estancamiento de la producción industrial. El efecto de la sustitución de los factores habría sido mucho más reducido que el atribuible al progreso técnico. Por ejemplo, el modelo indica que una variación constante del coeficiente técnico a un ritmo equivalente a la media de los años 70, provocaría (todo lo demás constante) una caída anual del empleo del orden de  $-1,5$  por 100 anual. Pero la tasa de progreso técnico estimada implica una caída del empleo de  $-6,5$  puntos porcentuales al año. El que se hubieran obtenido rendimientos constantes a escala no cambiaría las cosas puesto que, suponiendo la misma elasticidad precios relativos, esta tasa se convertiría simplemente en  $-5,2$ .

Hacia adelante, la conclusión del modelo es que aún cuando los precios relativos se mantengan totalmente estables, y la reducción de la jornada laboral se lleve a cabo a razón de un 2 por 100 anual (patrón de reducción cercano al de algunos de los últimos años), el mantenimiento del empleo en sus niveles existentes exige un crecimiento (esperado) del producto industrial del orden del 3 ó 3,5 por 100 (la primera de estas cifras corresponde al supuesto de rendimientos constantes a escala). En consecuencia, crear empleo implicaría crecer por encima de estas cifras.

Teóricamente, una variación negativa de los precios relativos (como parece haberse producido en los últimos años considerados en la estimación: 1981, 82 y 83), podría tener un (modesto) efecto positivo sobre el empleo vía modificación del coeficiente técnico. Pero aunque esto es posible en el marco de este modelo simplificado, quedaría por discutir el problema de la simetría en el impacto y en su estabilidad. En este aspecto, el modelo es demasiado flexible: un modelo estrictamente putty-clay lo sería menos, lo que probablemente constituye una aproximación más realista a los hechos.

Las conclusiones de este punto están obviamente en desacuerdo con la importancia concedida en la explicación de la caída del empleo a la evolución de los costes relativos del trabajo y el capital, y en concreto al crecimiento de los salarios reales, en múltiples trabajos (por ejemplo Dolado, Malo de Molina y Zabalza (1985) o Dolado, Malo de Molina (1985)). Un mayor impacto de los salarios reales sólo podría obtenerse si se considera que parte de los efectos sobre el empleo se han canalizado vía un efecto producción de los precios relativos. En realidad, ésta es la justificación finalmente adoptada por Dolado y Malo de

Molina (1985) cuando atribuyen el 85 por 100 de la elasticidad empleo de los salarios reales prácticamente unitaria hallada en diversos trabajos a este efecto. Pero esta explicación tiene dos problemas: *a*) que no aporta nada a lo que es estrictamente caída del empleo, puesto que la producción no ha caído, y *b*) que no parece existir posibilidad alguna simple de separar la influencia de los salarios sobre la producción vía oferta y vía demanda.

Por el contrario, parecen coincidir en lo esencial con el importante papel hallado para el progreso técnico en trabajos que utilizan muestras y metodologías tan diversas como Rodríguez Romero (1986) y Segura y Restoy (1986).

### Apéndice

Las series utilizadas para la obtención de las variables empleadas en la estimación son las que se describen a continuación. Para mayor detalle, puede consultarse Jaumandreu (1986b).

- Y* 1964-82: valor añadido en la industria en pesetas constantes según la Contabilidad Nacional base 1970 (CN70); tasa de 1983: estimación del Banco de España (BE); tasas de 1984 y 1985: CN80.
- L* 1964-85: asalariados ocupados en la industria según la Encuesta de Población Activa, con algunas correcciones para homogeneizar la serie (exclusión reparaciones 1964-71, estimación de los datos de 1964 y 1971 generalmente considerados inconsistentes, estimación de 1972 por incompleto, suavización del pase de mayores de catorce años a mayores de dieciséis).
- h*, *h<sup>n</sup>* y *h<sup>e</sup>* 1964-85: número de horas totales y desglose en normales y extraordinarias (industria) deducible de la Encuesta de Salarios (ES); tasa de 1982 (afectada por el cambio de metodología): igual a la media simple de la anterior y posterior.
- w* 1964-85: coste laboral medio por persona en la industria según BE (serie construida a partir de la ES).
- p* 1964-81: deflactor implícito en los datos de formación bruta de capital fijo en «Material de Transporte» y «Maquinaria y otro material de equipo» de la CN70; tasa de 1979: sustituida por la más verosímil del índice de precios de los bienes de equipo del sistema de Índices de Precios Industriales; tasas de 1982 y 83: obtenidas a partir de las estimaciones sobre el mismo concepto del BE; tasas de 1984 y 1985: a partir CN80.
- r* 1964-83: rendimiento interno de las obligaciones privadas según la serie calculada y publicada por el BE; años 1984 y 1985: imputación del valor de 1983 por ausencia de datos.

## Referencias

- Abadía, A., y Fanjul, O. (1983): «Demanda interrelacionada de factores, existencias y costes de ajuste», *Investigaciones Económicas*, núm. 21, págs. 5-21.
- Albarracín, J. (1986): «El fundamento empírico de las repercusiones del crecimiento de los salarios sobre el empleo», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento EC/1986/42.
- Ando, A. K.; Modigliani, F.; Rasche, R., y Turnovsky, S. (1974): «On the Role of Expectations on Price and Technological Change in a Investment Function», *International Economic Review*, 15, núm. 2, págs. 384-414.
- Brechling, F. (1975): *Investment and Employment Decisions*, Manchester University Press, Manchester.
- Dolado, J., y Malo de Molina, J. L. (1984): «Un estudio econométrico de la demanda de trabajo en la industria», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento EC/1984/12.
- Dolado, J., y Malo de Molina, J. L. (1985): «An Expectational Model of Labour Demand in Spanish Industry», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo núm. 8511.
- Dolado, J.; Malo de Molina, J. L., y Zabalza, A. (1985): «Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Factors», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo núm. 8508.
- Dramais, A. (1986): «COMPACT. Prototipe d'un modèle macroéconomique de la Communauté européenne dans l'économie mondiale», *Economie Européenne, Commission des Communautés européennes*, núm. 27, págs. 113-116.
- Drèze, J. H., y Sneessens, H. R. (1986): «A discussion of Belgian Unemployment Combining Traditional Concepts and Disequilibrium Economics», *Economica*, 53, núm. 210(S), págs. 89-119.
- Escobedo López, M. I. (1987): «Un análisis empírico de los efectos producidos por el sistema de financiación de la Seguridad Social sobre el nivel de empleo en la industria española», Tesis doctoral en curso, UNED.
- Espasa, A. (1983): «Un estudio econométrico de la tasa de variación del empleo en la economía española», Banco de España, Servicios de Estudios, Estudios Económicos núm. 32.
- Feldstein, M. (1967): «Specification of the Labour Input in the Aggregate Production Function», *Review of Economic Studies*, octubre, págs. 375-86.
- Jaumandreu, J. (1986a): «El empleo en la industria: destrucción de puestos de trabajo 1973-1982», *Papeles de Economía Española*, núm. 26, págs. 108-128.
- Jaumandreu, J. (1986b): «Producción, empleo, cambio técnico y precios relativos en la industria 1964-1983: una aproximación a través de la estimación de una función de producción», Mimeo.
- Klein, L. R. (1958): «The Estimation of Distributed Lags», *Econometrica*, 26, págs. 553-65.
- Malo de Molina, J. L. (1983): «¿Rigidez o flexibilidad del mercado de trabajo? La experiencia española durante la crisis», Banco de España, Servicio de Estudios, Estudios Económicos, núm. 34.
- Mendis, L., y Muellbauer, J. (1983): «Has there been a British Productivity Breakthrough? Evidence from an Aggregate Production Function for Manufacturing», Centre for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper núm. 170.
- De Miguel, I., y García-Atance, S. (1981): «Reflexiones sobre la función de producción macroeconómica y el argumento de la reducción de la jornada laboral», *Investigaciones Económicas*, núm. 14, págs. 109-116.
- Nickell, S. (1984): «An Investigation of the Determinants of Manufacturing Employment in the United Kingdom», *Review of Economic Studies*, LI, págs. 529-57.
- Raymond Bara, J. L. (1983): «Una nota sobre demanda de empleo, nivel de actividad económica y salarios reales», *Papeles de Economía Española*, núm. 15, págs. 276-81.
- Raymond Bara, J. L.; García, J., y Polo, C. (1986): «Factores explicativos de la demanda de empleo», *Papeles de Economía Española*, núm. 26, págs. 180-196.

- Rodríguez Romero, L. (1986): «Elasticidad de sustitución entre inputs primarios en las grandes empresas industriales españolas», Fundación Empresa Pública, Programa de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo núm. 8606.
- Sebastián, C., y Servén, L. (1986): «La evolución del empleo industrial (1974-84): un análisis de simulación», Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Documento 86-09.
- Segura, J. (1972): «¿Se puede hacer algo con la función de producción neoclásica en España?», *Anales de Economía*, núm. 16, págs. 31-45.
- Segura, J., y Restoy, F. (1986): «Una explotación de las tablas Input-Output de la economía española para 1975 y 1980», Fundación Empresa Pública, Programa de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo núm. 8608.
- Serrano, A., y Malo de Molina, J. L. (1979): *Salarios y mercado de trabajo en España*, H. Blume Ediciones, Madrid.
- Sneessens, H. (1981): *Theory and Estimation of Macroeconomic Rationing Models*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, 191, Springer Verlag.
- Sneessens, H. (1983): «A Macroeconomic Rationing Model of the Belgian Economy», *European Economic Review*, 20, págs. 193-215.

### **Abstract**

This paper presents estimates of a production function of the spanish industry (1964-1985) which takes explicit account of both absence of substitutibility between factors in the short run and the degree of utilization of the existing production capacities. The parameter estimates are used to draw some conclusions about industry employment demand. Empirical results reveal that the evolution of labor costs cannot give an adequate account of the reduction in industrial employment during the period and the rate of technological progress is found to be important for labor demand.

*Recepción del original, junio de 1987.*