

**UN ANALISIS EMPIRICO DE LOS EFECTOS FINALES
PRODUCIDOS SOBRE EL EMPLEO INDUSTRIAL POR EL
SISTEMA DE FINANCIACION DE LA SEGURIDAD SOCIAL
ESPAÑOLA
1975-1983***

María Isabel ESCOBEDO

*Universidad Nacional de Educación a Distancia
Instituto de Estudios Fiscales*

En este trabajo se analizan empíricamente los efectos finales producidos por las cotizaciones sociales a cargo de los empresarios sobre la demanda de trabajo en la industria española durante el período 1975-1983. El análisis se lleva a cabo mediante la estimación simultánea de un modelo estructural de cuatro ecuaciones (demanda de trabajo, salarios, precios y demanda de producto), que permite cuantificar la traslación de dichas cotizaciones hacia los precios y salarios. Los valores estimados de las elasticidades totales del modelo muestran la existencia de una relación negativa casi nula entre el tipo de cotización empresarial a la Seguridad Social y la demanda de trabajo en la industria, dada la relativamente importante traslación hacia salarios producida por este tipo de cotización durante el período considerado.

1. Introducción

La investigación presentada en este artículo está dirigida a cuantificar los efectos «finales» que sobre el nivel de empleo industrial tiene el actual sistema de financiación de la Seguridad Social española, basado fundamentalmente en las cotizaciones sociales patronales. En concreto, se trata de comprobar empíricamente si una elevada participación empresarial en la financiación de los gastos de protección social supone finalmente un coste global de la mano de obra relativamente mayor y una demanda del factor trabajo comparativamente menor que la de otros países de nuestro entorno.

Como el resto de los países que adoptaron el sistema «profesional bismarciano» de organización de la Seguridad Social, los ingresos de la Seguridad Social española están constituidos básicamente por las cotizaciones sociales (que representan aproximadamente un 69 % del total de recursos en la actualidad), de las cuales alrededor de un 83 % recae «legalmente» sobre el empleador mientras que el 17 % restante incide sobre el trabajador (en lo que se

* Este artículo es una versión condensada del tercer capítulo de la Tesis Doctoral de la autora dirigida por Iñaki Maulcón, a quien deseo expresar mi agradecimiento por sus comentarios y ayuda, y financiada por el Banco de España, institución de la que recibí una beca que agradezco. La presente versión se ha beneficiado de los comentarios de un evaluador anónimo.

refiere al Régimen General). De acuerdo con este hecho, el peso de la financiación de la protección social recae legalmente en España en una proporción relativamente elevada sobre los empresarios, que están obligados a pagar una determinada cantidad a la Seguridad Social por cada trabajador empleado (en función de unos tipos y bases de cotización, distintos para cada categoría profesional), pudiendo afectar esto directamente al grado de utilización del factor trabajo.

Por otra parte, tanto la existencia de un marcado exceso de oferta en el mercado de trabajo español como las expectativas de crecimiento de los gastos sociales en porcentaje del PIB (todavía situado en España diez puntos por debajo de la media comunitaria) hacen aún más útil la comprobación empírica de si en España, al igual que en otros países con una elevada participación empresarial en la financiación de las prestaciones sociales —como Italia o Francia en menor medida¹—, el sistema de financiación de la Seguridad Social está encareciendo comparativamente el coste del factor trabajo y penalizando, por tanto, su utilización.

Es una creencia bastante extendida el que aquellos países con un alto peso de las cotizaciones sociales patronales en el total de recursos del Sistema de Seguridad Social soportan un coste global de la mano de obra comparativamente mayor. Sin embargo, y en contra de esta opinión general, las estadísticas de componentes de coste laboral total y de ingresos públicos disponibles para países miembros de la CEE y de la OCDE indican que las diferencias observadas en el coste global de la mano de obra no se explican necesariamente por las distintas participaciones de las cotizaciones sociales patronales en ese coste, en el total de la financiación de los gastos de protección social o en el conjunto de gravámenes obligatorios. Por el contrario, dichas diferencias parecen estar más relacionadas con los salarios medios brutos y con la presión fiscal global que con las distintas modalidades de financiación de las prestaciones sociales². Y esta evidencia, si se considera el proceso económico de traslación de los impuestos, en general, y de las cotizaciones sociales, en particular, resulta bastante plausible.

En tanto que impuestos sobre las nóminas, las cotizaciones a la Seguridad Social pueden trasladarse e influir en los procesos de determinación de precios y salarios. Así los empleadores, ante incrementos del tipo de cotización que recae legalmente sobre ellos, pueden repercutirlas hacia atrás, ofreciendo menores salarios, y/o hacia adelante, aumentando los precios de producción, como solución alternativa o complementaria a la realización de una menor demanda de mano de obra para mantener sus beneficios. Se puede producir, entonces, cierta compensación dentro del coste laboral a través del salario real como consecuencia de la traslación, que condiciona tanto el nivel alcanzado por el coste global de la mano de obra como los efectos finalmente producidos sobre la demanda de trabajo al variar las cotizaciones a cargo de los empresarios.

¹ Véase, a este respecto, García de Blas (1986), págs. 82 y 83.

² Véase Escobedo (1989), págs. 33 y 34.

A pesar de haberse realizado distintos trabajos empíricos en los que se estudia el impacto de variaciones en las cuotas de los empleadores a la Seguridad Social sobre el nivel de empleo en España a través del coste laboral real —obteniendo valores muy distintos de la elasticidad de la demanda de trabajo con respecto al coste global de la mano de obra, Labeaga y Santos (1986, 1987), Zabalza (1987), Zabalza y otros (1987); utilizando técnicas de simulación de modelos, Benelbas, Manzanedo y Sastre (1986), Benelbas, Sastre y Taguas (1987), Rogerson (1987), Servén (1988), Kehoe y otros (1989)—, en ninguno de ellos se estima la traslación de dichas cotizaciones hacia los precios y salarios³. La influencia de esta traslación en los resultados finales sobre el empleo ha sido analizada, no obstante, en algunos trabajos teóricos sobre el tema —Monasterio (1981), Argandoña (1986), Herce (1986)— e incluso se ha estimado en otros estudios más específicos —Argimón y González Páramo (1987)—.

La investigación presentada en este artículo proporciona, sin embargo, una estimación de los efectos «finalmente» producidos sobre el nivel de empleo, a través de la demanda de trabajo, de variaciones en el tipo efectivo de cotización empresarial a la Seguridad Social⁴, cuantificando la incidencia de éste sobre los precios y salarios. En ella se estiman, por tanto, no sólo los efectos directos o inmediatos producidos por este tipo de cotización sobre la demanda de mano de obra —a través del CLR—, sino también los efectos indirectos, ocasionados por su traslación hacia el salario real, que pueden tanto compensar los efectos más inmediatos producidos sobre el coste laboral real como influir sobre la demanda de trabajo a través de la demanda de producto —principalmente vía demanda de consumo—, reforzando los efectos más inmediatos.

El modelo propuesto para realizar dichas estimaciones se compone de cuatro ecuaciones (demanda de trabajo, salarios, precios y demanda de producto) y se estima fundamentalmente por métodos simultáneos (máxima verosimilitud con información completa y mínimos cuadrados trietápicos), validándose las especificaciones finalmente seleccionadas de las cuatro ecuaciones a través de una serie de contrastes estadísticos. Dichas especificaciones proporcionan una serie de resultados de especial relevancia económica, tanto en lo que se refiere al objeto de esta investigación como desde un punto de vista general. En cuanto al primer tipo de resultados, es de resaltar la escasa relación negativa finalmente encontrada entre el tipo de cotización empresarial a la Seguridad Social y la demanda de trabajo en la industria durante el período considerado, posiblemente debido a la existencia de una traslación hacia sala-

³ Nótese que en los trabajos realizados por Zabalza (1987) y Zabalza y otros (1987), al imponerse «a priori» la restricción de igualdad sobre los coeficientes de las variables impositivas, no se mide la incidencia del tipo de cotización empresarial a la Seguridad Social sobre el salario real con independencia de la evolución del resto de los impuestos.

⁴ Que si bien desde el punto de vista del empresario individual puede no diferir del tipo legal, a nivel agregado la diferencia entre el tipo efectivo de cotización y el tipo nominal es bastante notoria, dado el elevado nivel de fraude existente en este impuesto.

rios relativamente importante, aún considerando la relación también negativa establecida indirectamente por aquél a través de la demanda de producto. Con respecto a los resultados económicos de carácter general, la minimización del papel del coste relativo del trabajo junto a la importancia relativa de la demanda de producción y el tipo de interés en la determinación de la demanda de mano de obra, la influencia positiva considerable de la expectativas de demanda de producto frente al no gran efecto producido por los costes laborales unitarios sobre los precios de producción y la relación positiva encontrada entre la masa salarial real y la demanda de producto durante el período considerado son los más relevantes.

El modelo utilizado se presenta en la segunda sección de este artículo. Los resultados empíricos y sus implicaciones se recogen en la tercera sección mientras que las principales conclusiones del trabajo se presentan en el último apartado.

2. Un modelo básico

En una economía como la española, caracterizada por la existencia de tasas de desempleo relativamente elevadas, no parece muy restrictivo suponer que sea el lado de la demanda el que determine las cantidades intercambiadas en el mercado de trabajo. Así, una ecuación básica a considerar cuando se trata de medir la influencia del sistema de financiación de la Seguridad Social sobre el nivel de empleo en España es la de demanda de trabajo.

La estimación de sólo funciones de demanda de mano de obra para medir el impacto de las cuotas empresariales a la Seguridad Social sobre el nivel de empleo es una técnica más extendida en España —como ya se señaló anteriormente— que en el resto de los países, donde se han realizado algunos estudios empíricos en los que se diferencia la parte de la cuota empresarial que recae sobre el trabajador en forma de una menor demanda de mano de obra de la soportada por los empleados a través de unos salarios más bajos —Leuthold (1975), Hamermesh (1980), Beach y Balfour (1983)—. En la línea del trabajo desarrollado por Leuthold (1975), la ecuación de demanda de trabajo del modelo utilizado se obtiene a partir del supuesto de maximización de beneficios por parte de los empresarios en condiciones de competencia imperfecta, si bien se añade el precio del «output» como variable explicativa, además de aparecer en la ecuación variables de demanda de producto⁵, a fin de considerar situaciones de rigideces de precios a corto plazo, en las que éstos no reflejan adecuadamente oscilaciones de la demanda final que sí pueden afectar directamente al empleo.

La traslación del tipo efectivo de cotización empresarial a la Seguridad Social hacia los precios y salarios es una cuestión poco estudiada empíricamente tanto en España como en otros países, donde, a pesar de haberse realizado algunos contrastes, las estimaciones se han referido únicamente a ecuaciones

⁵ Siguiendo el planteamiento de Layard y Nickell (1985).

de salarios (nominales o reales), quedando sin determinar la cuantía de la traslación hacia precios⁶. La incidencia de las cotizaciones sociales patronales sobre el salario real se ha cuantificado en este modelo, sin embargo, estimando dos ecuaciones en forma estructural: una de salarios y otra de precios de producción.

De acuerdo con el planteamiento seguido por algunos autores que miden la traslación hacia salarios de las cotizaciones a la Seguridad Social —Weitenberg (1969), Perry (1970), Gordon (1972), Vroman (1974), Holmund (1983), Tullio (1986)— y teniendo en cuenta el marcado exceso de oferta por el que se caracteriza el mercado de trabajo español, la ecuación de salarios a estimar no es una forma reducida sino que adopta la forma de una «curva de Phillips» ampliada, interpretándose como una ecuación de negociación salarial en la que los empresarios negocian en términos del coste laboral global mientras que los trabajadores lo hacen considerando sus salarios netos. La traslación hacia adelante (precios) de las cotizaciones sociales patronales se va medir, siguiendo el planteamiento propuesto por Vroman (1974), utilizando una ecuación de precios con «mark up» flexible sobre los costes variables medios de producción, en la que las expectativas de demanda final van a aproximar una presión esperada de la demanda sobre la capacidad instalada y a determinar, por tanto, un margen de beneficio⁷.

Por último, si la demanda de producto en una variable explicativa de la demanda de trabajo y si se producen efectos indirectos sobre el empleo de variaciones en las cotizaciones sociales patronales a través del salario real, es posible que dichos efectos se dejen notar vía demanda de producto —tal y como se señala en Argandoña (1986) y OCDE (1986)—. Así, se estima una ecuación de demanda de producto del tipo de las utilizadas en otros estudios empíricos —Wadhvani (1985), Drèze y Snessens (1986)—, en la que la masa salarial real neta se utiliza como variable «proxy» de la demanda privada de consumo y en la que, por insuficiencia de observaciones, no aparecen las variables monetarias como explicativas, adoptando entonces la ecuación la forma de una curva IS.

El modelo está formado por las siguientes ecuaciones:

$$N = f_1(CL, PM, cu, P, Yd^e) \quad [1]$$

- ? ? ? +

$$W = f_2(Pc^e, u, Y/N, t_1, t_2, t_3) \quad [2]$$

+ - + - + +

⁶ Lo que limita bastante los resultados a los que se puede llegar con análisis como el realizado en esta investigación, fundamentalmente en lo que se refiere a los efectos vinculados al comercio exterior.

⁷ Con respecto al efecto indeterminado «a priori» de la demanda esperada de producto sobre los precios de producción, véase Layard y Nickell (1986). Mientras se realizaba esta investigación, se probó el introducir otras variables como determinantes del «mark-up» (tipos de interés, impuestos indirectos), pero no resultaron significativas.

$$P = f_3 (CLU, CMU, Yd^e) \quad [3]$$

+ + ?

$$Yd = f_4 (MSRN, cu, GR, XR, TCR) \quad [4]$$

? - + + +

donde las dos primeras ecuaciones representan al mercado de trabajo mientras que la [3] y la [4] son características del mercado de bienes. Todas las variables están definidas en logaritmos naturales —véase su listado en el Apéndice— excepto el coste del uso del capital (*cu*), la tasa de desempleo (*u*), los tipos efectivos de cotización a la Seguridad Social (*t*₁, *t*₂) y el tipo impositivo sobre la renta (*t*₃). Los signos esperados de los efectos parciales se indican debajo de cada variable.

3. Resultados empíricos

Debido tanto a problemas de construcción de series trimestrales de cotizaciones sociales recaudadas con anterioridad al año 1975 —tal y como se señala en el Apéndice— como a la importancia de considerar un período de estimación en el que las relaciones básicas entre las variables sean bastante estables, se ha escogido como intervalo de análisis el comprendido entre el 1.º trimestre de 1975 y el último trimestre de 1983.

Por otra parte, tanto la mayor calidad estadística que presentan las series del sector industrial español en relación a la del resto de sectores como el interés que supone el trabajar en un ámbito suficientemente desagregado, en el que las reglas de decisión de los agentes económicos sean relativamente homogéneas, han llevado a elegir el sector Industria sin Construcción como objeto de esta investigación, aún a costa de reducir el nivel de cobertura.

El modelo presentado en la segunda sección de este artículo se estima en términos dinámicos, sin imponer a corto plazo restricciones «a priori» sobre su estructura dinámica —según el planteamiento propuesto inicialmente por Sargan (1964)—, utilizándose como métodos de estimación el de máxima verosimilitud con información completa y el de mínimos cuadrados trietápicos para las tres primeras ecuaciones, si bien la demanda de producto se estima separadamente por el método de variables instrumentales, debido a la insuficiencia de observaciones.

El modelo dinámico a estimar adopta, entonces, la siguiente forma genérica en el instante «*t*»:

$$B(L) Y_t + C(L) Z_t = v_t \quad v_t \bar{\lambda} N_{nd} (O, V)$$

donde *B* y *C* son matrices de coeficientes fijos de órdenes (*n* × *n*) y (*n* × *k*) respectivamente, *Y*_{*t*} es un vector de «*n*» variables endógenas, *Z*_{*t*} es un vector de

«k» variables exógenas y $B(L)$ es una matriz de polinomios en el operador de retardos «L», tal que

$$B(L) = \sum_{i=1}^4 \beta_i L^i$$

La especificación del sistema de ecuaciones finalmente obtenida con los métodos de estimación utilizados así como la solución estática del modelo, con sus respectivos comentarios, se presentan a continuación.

3.1. Estimaciones

$$\begin{aligned}
 1. \Delta N = & - 0,005 (D1 - D2) - 0,007 D3 + 0,21 \Delta N_{-4} - \\
 & (3,9) \qquad (4,1) \qquad (2,8) \\
 & - 0,053 \Delta_4 CLR_{-1} - 0,10 (\Delta PMR_{-1} + \Delta PMR_{-3}) - \\
 & (4,00) \qquad (6,4) \\
 & - 0,005 (\Delta R + R_{-2}) + 0,24 (\Delta Y_{-2} + \Delta Y_{-3}) \\
 & (4,3) \qquad (4,00) \\
 T = & 29 (76:4, 83:4), R^2 = 0,71, \sigma = 0,004, \\
 Ce(4) = & 2,08, Cc(4) = 3,08, Cr_1(4) = 0,9, Cr_2(5) = 1,6, \\
 Cr_3(5) = & 0,68, TNORML = 0,19585
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 2. \Delta W = & - 0,15 D1 + 0,18 D3 + 0,36 \Delta W_{-2} + \\
 & (7,26) \qquad (8,5) \qquad (4,00) \\
 & + 2,11 (\Delta Pc_{-1} - \Delta Pc_{-2}) + 0,85 \Delta Pc_{-4} - \\
 & (6,4) \qquad (4,9) \\
 & - 0,03 \Delta u_{-3} - 0,88 \Delta t_1 \\
 & (3,61) \qquad (2,59) \\
 T = & 29 (76:4, 83:4), R^2 = 0,97, \sigma = 0,018 \\
 Ce(4) = & 2, Cc(4) = 6,88, Cr_1(5) = 0,85, \\
 Cr_2(4) = & 0,19, Cr_3(4) = 0,50, TNORML = 0,32310
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 3. \Delta P = & - 0,02 + 0,01 D1 + 0,05 \Delta_4 CLU + \\
 & (6,9) \qquad (3,8) \qquad (3,8) \\
 & + 0,20 \Delta PM + 0,28 \Delta Y_{-3} \\
 & (9,2) \qquad (5,7) \\
 T = & 29 (76:4, 83:4), R^2 = 0,81, \sigma = 0,005 \\
 Ce(4) = & 1,64, Cc(4) = 2,4, Cr_1(4) = 0,63, \\
 Cr_2(4) = & 2,38, Cr_3(5) = 0,48, TNORML = 0,19585
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
4. \Delta_4 Y = & -0,06 + 0,14 D1 + 0,12 D2 - 0,29 \Delta_4 Y_{-4} + \\
& (3,2) \quad (4,5) \quad (4,2) \quad (2,4) \\
& + 0,39 (\Delta MSRN + \Delta MSRN_{-1}) - \\
& (3,8) \\
& - 0,011 (\Delta R_{-1} + \Delta R_{-3}) + 0,10 \Delta GR + \\
& (2,3) \quad (2,3) \\
& + 0,09 (\Delta_4 XR + \Delta_4 XR_{-4}) - 0,14 \Delta TCR_{-3} \\
& (2,3) \quad (1,9)
\end{aligned}$$

$$T = 28 (77:1, 83:4), R^2 = 0,78, \sigma = 0,014,$$

$$Ce(4) = 7,2, Cc(4) = 4,16, Cr_1(7) = 0,57,$$

$$Cr_2(7) = 1,71, Cr_3(7) = 0,05, TNORML = 0,74984$$

donde $\Delta = (1 - L)$, $\Delta_4 = (1 - L^4)$ y $D1, D2, D3$ y $D4$ son variables artificiales trimestrales, que eliminan el componente estacional de las series utilizadas.

Todas las ecuaciones superan con facilidad los contrastes de estabilidad (Ce), correlación serial (Cc) y normalidad de los residuos ($TNORML$) y son bastante robustas en cuanto a especificaciones incorrectas de la estructura de retardos (Cr) —véase la definición de estos contrastes en el Apéndice—. El modelo explica aceptablemente las relaciones básicas entre las variables.

a) ECUACIÓN DE DEMANDA DE TRABAJO

La ecuación [1] de demanda de trabajo en la industria (N) es bastante satisfactoria desde un punto de vista estadístico. Las variables explicativas significativas y los signos de sus efectos parciales son los que cabía esperar «a priori». Los precios de los factores de producción —capital (R) y productos intermedios (PM)— tienen un efecto directo negativo sobre la demanda de trabajo, mientras que la relación entre ésta y el precio del producto (P) es positiva. Se acepta el cumplimiento de la propiedad de homogeneidad de las funciones de demanda de factores, siendo significativos los precios de los factores en términos del precio del «output»⁸. Los valores estimados de las elasticidades parciales a largo plazo coinciden bastante con los obtenidos en otros estudios empíricos basados en datos industriales de la economía española (Mauleón, 1986; Labeaga y Santos, 1986, 1987; Jaumandreu, 1987) o de otros países (Nickell, 1981 y Wadhvani, 1985).

Con respecto al precio relativo de los «inputs» intermedios (PMR), la elasticidad a largo plazo toma un valor negativo de 0,25, pudiendo esto indicar el predominio del «efecto renta» sobre el «efecto sustitución» y siendo semejante este valor al obtenido en otros trabajos empíricos de la economía española (Dolado y otros, 1986; Mauleón, 1986).

⁸ En lo que se refiere al coste de uso del factor capital, se supone que la relación existente entre el precio de los bienes de capital y el precio del producto se mantiene aproximadamente constante durante el período de estimación.

El tipo de interés nominal (R) se utiliza como medida del coste de uso del capital productivo y como indicador del coste de los recursos ajenos. En lo que se refiere al coste de uso del capital, tanto la ambigüedad que conlleva el concepto tipo de interés real esperado como los problemas inherentes a la especificación de expectativas de precios llevaron a prescindir del término inflación esperada⁹. Como medida del coste de los recursos ajenos, utilizados por la mayoría de las empresas españolas durante el período considerado para financiar su actividad productiva, el tipo de interés nominal tiene un efecto directo claramente negativo sobre la demanda del factor trabajo¹⁰ y explica la caída del empleo industrial en algunos períodos —fundamentalmente a principios de la década de los 80—, en los que se observan recuperaciones de los excedentes empresariales junto con aumentos de los tipos de interés y moderación salarial, sin que la producción ni la inversión respondan significativamente. En cualquier caso, el tipo de interés nominal es estadísticamente más satisfactorio que el tipo de interés real y tiene un efecto negativo considerable y muy significativo sobre la demanda de trabajo por el lado de la oferta de la economía, independientemente de su influencia como determinante de la demanda de producto¹¹. El valor de su elasticidad parcial media es 0,20, coincidiendo aproximadamente con el 0,15 obtenido por Mauleón (1986) con datos igualmente trimestrales de la economía española.

Con respecto al precio relativo del factor trabajo (CLR), la elasticidad parcial de la demanda de mano de obra con respecto al salario real se sitúa en 0,27 en el largo plazo¹², si bien el tipo efectivo de cotización a la Seguridad Social a cargo de los empresarios tiene una influencia negativa directa todavía menor sobre dicha demanda, alcanzando su elasticidad media el valor de 0,07. Este último resultado parece bastante plausible cuando se considera la incidencia económica del «impuesto sobre las nóminas» y es coherente con la traslación hacia salarios relativamente importante producida por este tipo de cotización durante el período considerado. Asimismo, el valor de esta elasticidad se aproxima bastante al obtenido en otros estudios empíricos sobre la industria española —Labeaga y Santos (1986, 1987), basados tanto en datos anuales (0,06) como trimestrales (0,10)— y está en la línea de los que defienden que las cotizaciones a la Seguridad Social no tienen por qué afectar al coste laboral global, recayendo finalmente sobre los trabajadores a través de los salarios (Argimón y Páramo, 1987). En lo que se refiere a la elasticidad parcial a largo plazo de la demanda de trabajo con respecto al salario real, su valor nunca superó el 30 %, a pesar del sesgo al alza que podía introducir en este coeficiente la serie de sala-

⁹ Véase una simplificación semejante en los trabajos de Ando y otros (1974) y Jaumandreu (1987).

¹⁰ A este respecto, véase Mauleón (1986, 1989), Sebastián y Servén (1986) y Fina y Toharia (1987).

¹¹ Se comprobó que el ajuste de esta ecuación disminuía considerablemente cuando se excluía el tipo de interés, suponiendo que su efecto negativo se producía únicamente a través de la demanda de producto.

¹² Nótese que el filtro $\Delta_1 = (1 - L^4)$ puede tratarse como $(1 - L^4) = (1 - L)(1 + L + L^2 + L^3)$, tal que en el equilibrio a largo plazo $\Delta_1 = 4\Delta$.

rios utilizada¹³, coincidiendo aproximadamente con el valor obtenido en otros estudios sobre la economía española —en Mauleón (1986) y Jaumandreu (1987) esta elasticidad se sitúa en 0,20 y 0,29, respectivamente— o sobre la economía inglesa —en Nickell (1981) es igual a 0,19 y en Wadhvani (1985) alcanza el valor de 0,21—. Por otra parte, este resultado es bastante coherente con el efecto relativamente importante producido a largo plazo sobre la demanda de trabajo por la demanda de producto y apoya la existencia de un componente de paro keynesiano en la industria española durante el período considerado, que se ha interaccionado con el de tipo clásico, dando lugar a elasticidades a largo plazo del empleo con respecto al salario real no superiores a 0,50 —tal y como se argumenta en Boyer (1986) para la economía europea o en Mas y Pérez (1989) para la economía española—.

La demanda de producción industrial (Y) se introduce en la ecuación de empleo a través de las expectativas sobre su evolución futura, siguiendo el planteamiento de algunos autores (Nickell (1980, 1981), Layard y Nickell (1986) y Wadhvani (1985)). La hipótesis de expectativas racionales fue rechazada¹⁴, si bien se aceptó la formación de expectativas adaptativamente. Su efecto directo positivo sobre la demanda de trabajo es relativamente importante en el largo plazo —la elasticidad parcial toma el valor de 0,61— y muy significativo, indicando que la restricción demanda producida durante parte del período muestral ha sido asimilada en gran medida mediante ajustes en el factor trabajo, y explica la caída observada en el empleo industrial cuando se produce debilidad de la demanda interna junto con reducciones en el crecimiento del poder adquisitivo de los salarios. Este hecho, unido tanto a la relación positiva encontrada entre el salario real y la demanda de producto como a la elasticidad parcial menor que la unidad estimada para la demanda de trabajo con respecto a aquél, determina un efecto negativo finalmente producido por el salario real sobre el nivel de empleo todavía menor que el efecto directo. Así, la elasticidad total a corto plazo de la demanda de trabajo con respecto al salario real toma un valor positivo de 0,05 —comparable con el 0,03 obtenido por Labeaga y Santos (1986) con datos igualmente trimestrales—, mientras que a largo plazo su valor (-0,18) es menos negativo que el del efecto parcial (-0,27).

Por último, conociendo la limitación impuesta sobre esta ecuación por la no utilización de una medida explícita del progreso técnico, el posible efecto negativo producido por éste sobre el empleo industrial puede medirse a través del coeficiente estimado a largo plazo de las variables artificiales, cuyo valor anual (-0,1), aunque ligeramente inferior al obtenido en otros estudios empíricos sobre la economía industrial española para períodos más amplios (Raymond y otros, 1986; Jaumandreu, 1987; Carrasco y Lorente, 1988), puede explicarse tanto por la negativa tasa media de crecimiento experimentada por la inversión durante el período de estimación como por el menor progreso técnico no incorporado en los bienes de capital producido durante los años ochenta¹⁵.

¹³ Con respecto a las series utilizadas en esta investigación, véase Escobedo (1989).

¹⁴ Según el método propuesto por Mauleón (1985 c).

b) ECUACIÓN DE SALARIOS

La ecuación [2] de ganancia media por persona en la industria (W) hace depender a ésta de las expectativas de precios al consumo (P^e), la tasa de paro (u) y el tipo efectivo de cotización empresarial a la Seguridad Social (t_1). Tanto la imposibilidad de obtener una relación positiva entre los salarios y la productividad media observada del trabajo (Y/N) —posiblemente debido a que durante el período de estimación el movimiento de esta variable está casi totalmente determinado por la caída del empleo— como el escaso crecimiento medio experimentado durante el intervalo muestral por el tipo efectivo de cotización a cargo de los trabajadores (t_2) y el tipo impositivo sobre la renta (t_3), obligaron a excluir estas variables de la ecuación de salarios —como ocurre, para el caso de t_2 y t_3 , en otros estudios empíricos sobre la economía española (Argimón y Páramo, 1987; Zabalza y otros, 1987)—.

El tipo medio efectivo de cotización de los empresarios a la Seguridad Social tiene, sin embargo, un efecto negativo considerable sobre el salario industrial, situándose sus elasticidades parciales en 0,22 y 0,34 en el corto y largo plazo, respectivamente. Este resultado coincide aproximadamente con el obtenido por Beach y Balfour (1983) con datos trimestrales de las manufacturas británicas y es bastante coherente con la existencia en España de unos costes laborales medios relativamente bajos, aún representando las cotizaciones sociales patronales un porcentaje sobre dicho coste comparativamente mayor que el de otros países de nuestro entorno. Asimismo, esta traslación hacia salarios producida por el tipo de cotización empresarial a la Seguridad Social, por un lado, podría reflejar la existencia de cierto componente de «salario diferido» en este tipo de impuesto —aún considerando la creciente participación de los sindicatos en las negociaciones salariales durante el período considerado—, de forma tal que los trabajadores, al establecer cierta relación entre las cotizaciones pagadas y las prestaciones a recibir, exigen o aceptan compensaciones salariales en el momento actual, y, por otro lado, es coherente con la evolución observada de algunas variables macroeconómicas de la economía española durante el período considerado: importante crecimiento de los salarios y de la tasa de desempleo cuando disminuye el crecimiento de los tipos de cotización efectivo y legal a cargo de los empresarios, que se hace incluso negativo a partir de un determinado momento de la muestra —el tipo medio de cotización efectivo disminuye desde el segundo semestre de 1977, mientras que el tipo legal decrece a partir del año 1982¹⁶—.

La tasa de desempleo industrial sólo resultó significativa en diferencias, tal y como sucede en otras estimaciones de ecuaciones de salarios con datos tanto de la economía española (Mauleón, 1986) como de otros países (Bowen y Berry, 1963 para Estados Unidos; Lipsey, 1960 y Nickell, 1982 para Gran Bretaña), siendo la variación del desempleo, como posible indicador de las con-

¹⁵ Véase en el trabajo de Más y Pérez (1989) la relación positiva observada entre la intensidad del progreso técnico y la evolución favorable del empleo.

¹⁶ Véase la evolución de ambos tipos de cotización durante el período considerado en Escobedo (1989) y Tesorería General de la Seguridad Social (1989).

diciones futuras del mercado de trabajo, la que determina el movimiento de los salarios. Este resultado es bastante plausible en una economía como la española, en la que las elevadas tasas de paro a las que se ve sometida hacen pensar que sea más bien la variación del desempleo que su nivel la que determine la evolución de los salarios, y en la que la elasticidad parcial a largo plazo de éstos con respecto a la variación del desempleo alcanza el valor negativo de 0,32.

Con respecto a la inflación esperada de precios al consumo, aunque a largo plazo las expectativas se acercan a la racionalidad completa, obteniéndose una elasticidad a largo plazo de los salarios con respecto al índice de precios al consumo cercana a la unidad (1,3), a corto plazo la existencia de contratos salariales con vigencia temporal determina la significatividad de sólo valores retrasados de los precios. Este resultado parece ser característico, no obstante, del proceso de determinación de precios y salarios en la economía española (Mauleón, 1984).

c) ECUACIÓN DE PRECIOS

En la ecuación de precios [3], el índice de precios industriales (P) depende positivamente del coste laboral unitario (CLU), el precio de los «inputs» intermedios adquiridos por la industria (PM)¹⁷ y la demanda de producción industrial (Y). Todos los coeficientes tienen el signo y el tamaño esperado, excepto el correspondiente al coste laboral unitario. La elasticidad de los precios de producción con respecto al precio de los factores intermedios alcanza el valor positivo a largo plazo de 0,20, coincidiendo con el obtenido en otras estimaciones de ecuaciones de precios para la economía española (en Mauleón (1986) esta elasticidad se sitúa en 0,18), si bien el coeficiente estimado a largo plazo del coste laboral unitario toma también el valor de 0,20, a pesar de la sensiblemente superior participación de los costes de trabajo en los costes variables¹⁸. Este apreciable sesgo a la baja introducido en la estimación de este coeficiente, posiblemente debido a la serie de salarios utilizada, determina, a su vez, una elasticidad parcial a largo plazo de los precios con respecto al tipo de cotización empresarial a la Seguridad Social relativamente pequeña (0,05). No obstante, y al margen de las limitaciones estadísticas ya mencionadas, no es de esperar que se haya producido mucha traslación hacia adelante de las cotizaciones sociales patronales durante el período considerado, pues el crecimiento salarial relativamente mayor que el de períodos anteriores, la progresiva mejora de la gestión tributaria —con las consiguientes expectativas creadas en torno a la eliminación de la morosidad y el fraude característico de este impuesto— y la creciente participación de los sindicatos en las negociaciones

¹⁷ Al no existir una serie aceptable de productividad media observada de estos factores de producción, se supuso que dicha variable se mantenía aproximadamente constante.

¹⁸ Que, dada la definición de factores de producción intermedios aquí utilizada, se calcula en torno a 0,70, utilizando la información contenida en la Encuesta Industrial y en Albarracín y Yago (1986).

salariales, entre otros factores, pueden haber provocado reacciones contrarias a la traslación hacia precios de los menores tipos de cotización.

La demanda esperada de producto tiene un efecto claramente positivo y muy significativo sobre los precios de producción. Su elasticidad a largo plazo alcanza el valor de 0,28 y se rechaza la hipótesis de expectativas racionales¹⁹, aceptándose sólo la introducción de sus valores retrasados. Esta relación positiva encontrada entre los precios y la demanda de producto es coherente con una situación de depresión como la del período considerado, en la que no es de extrañar que un aumento de la presión de la demanda sobre la capacidad instalada incremente el «mark up», tratándose de recuperar así la tasa de beneficio perdida.

d) ECUACIÓN DE DEMANDA DE PRODUCTO

La ecuación [4] de demanda real de producción industrial interior (Y) hace depender a ésta de la masa salarial real neta ($MSRN$), el tipo de interés nominal (R), el tipo de cambio real (TCR) y el gasto público y las exportaciones en términos reales (GR , XR). Se estima en diferencias de orden cuarto, tratando de suavizar el fuerte componente estacional de esta serie, y tanto las variables explicativas significativas como sus signos son los que cabía esperar «a priori». La no utilización de variables explicativas monetarias en esta ecuación por insuficiencia de observaciones, suponiéndose el tipo de interés como variable exógena, no parece ser un supuesto muy restrictivo para la economía española durante el período considerado, en el que el sistema financiero se ha caracterizado por sus imperfecciones y estrechez y en el que aprecia una gran influencia de los déficits públicos en la determinación de los tipos de interés —como se demuestra en los trabajos de Mauleón (1987 b) y Mauleón y Pérez (1984)—.

La demanda privada de consumo en términos reales se aproxima por la masa salarial real neta, encontrándose una relación positiva entre ésta y la demanda de producto que, por una parte, refleja una mayor propensión a consumir de los perceptores de rentas del trabajo que los perceptores de rentas del capital y, por otra parte, coincide con los resultados de otras estimaciones (Wadhvani, 1985). El valor de la elasticidad de la demanda final con respecto a la masa salarial real neta es más del doble a corto (0,40) que a largo plazo (0,16), indicando, posiblemente, que los perceptores de rentas del capital sólo incorporan a sus expectativas de beneficios aquellas variaciones de salarios reales que consideran más permanentes, siendo éstas las determinantes de sus planes de consumo e inversión.

El tipo de interés nominal, como medida de coste financiero o de coste de oportunidad, aproxima la demanda de bienes de consumo duradero y de inversión productiva. Su efecto sobre la demanda de producto es claramente negativo y aunque el valor estimado de su elasticidad a largo plazo es aparen-

¹⁹ Véase la nota 14.

temente reducido (0,06), es coherente, no obstante, con la escasa influencia directa del tipo de interés nominal sobre la inversión en bienes de equipo encontrada en otros trabajos empíricos sobre la economía española (Mauleón, 1985 b). A pesar de que el tipo de interés real esperado, como medida del coste del capital productivo, no resultó significativo —al igual que ocurre en otros estudios empíricos en los que se trata de relacionar el crecimiento del gasto real con la variación del tipo de interés real (Clarida y Friedman, 1983; Layard y Nickell, 1986; Mauleón, 1986)—, su introducción en esta ecuación aumentaba ligeramente el valor del coeficiente de la masa salarial real, indicando, posiblemente, que el efecto negativo producido por la inflación sobre la demanda de producto a través del salario real no sólo compensa sino que también supera al efecto positivo producido por aquélla a través del tipo de interés real. Y este resultado concuerda con el efecto claramente positivo producido por el salario real sobre la demanda de producto durante el período considerado.

Para el gasto público en términos reales se obtiene una elasticidad positiva a largo plazo relativamente pequeña (0,03), si se compara con la obtenida en otros estudios empíricos sobre la economía española (Mauleón, 1986), debido, quizá, a la baja calidad estadística de esta serie²⁰. El tipo de cambio real aproxima las exportaciones netas, si bien su escasa significatividad en esta ecuación (sólo se acepta su aparición a un nivel de confianza del 90 %) llevó a introducir directamente las exportaciones reales, cuya elasticidad a largo plazo alcanza el valor positivo de 0,14. Las importaciones quedan también aproximadas por los valores retrasados del PIB (cuyo signo es negativo) y el pequeño valor obtenido de la elasticidad a largo plazo de la demanda de producto con respecto al tipo de cambio real (0,03)²¹ es bastante coherente con los reducidos efectos de los precios relativos sobre las exportaciones e importaciones españolas encontrados en otros trabajos para el mismo intervalo muestral (Mauleón, 1985 a).

Teniendo en cuenta que el objeto de esta investigación es analizar, principalmente, los efectos finalmente producidos sobre la demanda de trabajo por las cotizaciones sociales a cargo de los empresarios, es necesario cuantificar las elasticidades totales. Por este motivo, se calcula la solución estática del modelo (o forma reducida en el equilibrio), a partir de la forma estructural del sistema de ecuaciones en el equilibrio²², analizándose algunas implicaciones de política económica.

²⁰ Mientras se realizaban los contrastes de estabilidad, se comprobó que la variable gasto público real era la única que podía introducir cierta inestabilidad en esta ecuación.

²¹ Obsérvese que tal y como está definido el tipo de cambio efectivo real (Boletín Estadístico, Banco de España), el signo de esta variable ha de ser negativo si se cumple la condición de estabilidad Marshall-Lerner.

²² Con respecto al procedimiento seguido y a los supuestos utilizados para obtener esta solución, véase Escobedo (1989).

3.2. Solución estática del modelo

1. $\Delta N = 0,06 - 0,27 \Delta R - 0,24 \Delta PM -$
 $- 0,01 \Delta t_1 - 0,006 \Delta t + 0,01 \Delta GR -$
 $- 0,02 \Delta TCR + 0,18 \Delta XR$
2. $\Delta W = 0,084 - 0,14 \Delta R + 0,26 \Delta PM -$
 $- 0,40 \Delta t_1 - 0,004 \Delta t + 0,009 \Delta GR -$
 $- 0,01 \Delta TCR + 0,12 \Delta XR$
3. $\Delta P = 0,16 - 0,09 \Delta R + 0,20 \Delta PM -$
 $- 0,04 \Delta t_1 - 0,003 \Delta t +$
 $+ 0,006 \Delta GR - 0,009 \Delta TCR +$
 $+ 0,08 \Delta XR$
4. $\Delta Y = - 0,002 - 0,11 \Delta R - 0,03 \Delta PM -$
 $- 0,06 \Delta t_1 - 0,009 \Delta t +$
 $+ 0,02 \Delta GR - 0,03 \Delta TCR +$
 $+ 0,27 \Delta XR$

donde « t » es la suma del tipo efectivo de cotización a cargo de los trabajadores (t_2) y el tipo impositivo sobre la renta (t_3)

Con respecto a los efectos finalmente producidos sobre el nivel de empleo industrial por el tipo efectivo de cotización a cargo de los empresarios, la elasticidad total de la demanda de trabajo con respecto al tipo de cotización empresarial a la Seguridad Social toma un valor negativo casi nulo en el largo plazo (0,01), lo que resulta bastante coherente tanto con la importante cuantía del efecto indirecto positivo finalmente producido por aquél a través de los salarios brutos —que compensa los efectos directamente producidos sobre el coste laboral— como con el escaso efecto negativo indirecto producido por este tipo de cotización vía demanda de producto. La traslación hacia salarios finalmente producida por las cotizaciones sociales patronales toma un valor considerable a largo plazo (40%), no siendo muy distinto, sin embargo, al 34% obtenido en el análisis parcial de elasticidades, dados los escasos efectos finalmente producidos por dichas cotizaciones sobre los precios y el empleo. A pesar de que el valor de la elasticidad total de la demanda de producto con respecto al tipo de cotización empresarial es bastante reducido en el largo plazo (0,06), limitándose la vía indirecta a través de la cual este tipo de cotización puede influir negativamente sobre el empleo, la no consideración de la demanda de producto en la transmisión de los efectos indirectos convierte en positiva la relación finalmente estimada entre el tipo de cotización empresarial y la demanda de trabajo en la industria (0,05).

En lo que se refiere a la traslación final hacia precios de las cotizaciones sociales patronales, si bien el valor de la elasticidad parcial es bastante reducido (0,05), el efecto total es todavía menor y perverso (-0,04), debido a que el fuerte impacto finalmente producido por aquéllas sobre los salarios compensa el escaso efecto inicialmente producido sobre los precios. No obstante, y aunque este resultado pueda estar condicionado por el bajo valor del coeficiente estimado del coste laboral unitario, la reducida elasticidad total esti-

mada de la demanda de producto con respecto al tipo de cambio real (0,03) parece indicar que los movimientos del tipo de cotización empresarial no tienen por qué afectar al comercio exterior, aún en el caso de que exista cierta traslación hacia precios.

En definitiva, la traslación hacia salarios finalmente producida por el impuesto sobre las nóminas explica la escasa influencia final que sobre la demanda de trabajo (y los precios) en la industria tiene el tipo efectivo de cotización a cargo de los empresarios durante el período considerado. Este hecho es importante considerarlo, por una parte, cuando se instrumenta la política económica, dada la reciente tendencia a relacionar la bajada de este tipo de cotización con la reducción del desempleo, la inflación o el déficit exterior. Por otra parte, la conveniencia de sustituir cotizaciones sociales patronales por otros impuestos para obtener efectos beneficiosos sobre el empleo y los precios pasa a depender, principalmente, de la incidencia final de los impuestos sustitutivos sobre dichas variables, dados los escasos efectos finalmente producidos por el tipo de cotización empresarial. Y con respecto a este punto, aunque el escaso crecimiento medio experimentado por el tipo impositivo sobre la renta durante el período considerado no ha permitido obtener ningún resultado numérico relevante con respecto a los impuestos directos, se calcula un efecto negativo de éstos sobre el empleo a través de la demanda de producto, al no encontrarse ninguna traslación directa de los mismos hacia salarios. En lo que se refiere a la sustitución por impuestos indirectos, si bien el modelo no proporciona ningún resultado explícito, los efectos finalmente producidos sobre el empleo y los precios por el tipo de cotización empresarial hacen esperar tanto un efecto inflacionista de dicha medida como un efecto nulo o negativo sobre el empleo —por motivos de insuficiencia de demanda o de inflación salarial—, como demuestran algunos estudios empíricos sobre la economía española (Benelbas y otros, 1986, 1987) o de otros países (Coppini, 1981).

Por último, y al margen de la estructura impositiva óptima para financiar la Seguridad Social, es de resaltar el considerable efecto negativo final producido por el tipo de interés sobre la demanda de trabajo (0,27), si bien su efecto total sobre la demanda de producto es relativamente menor (0,11). Parece existir, por tanto, un efecto negativo importante del tipo de interés sobre el empleo por el lado de la oferta de la economía, que recoge más bien su influencia como medida del coste de los recursos ajenos que como indicador del coste del capital.

4. Conclusiones

En este trabajo se ha estimado, por métodos simultáneos, un modelo lineal y dinámico de cuatro ecuaciones (demanda de trabajo, salarios, precios y demanda de producto), con el propósito de medir, principalmente, los efectos finales producidos sobre la demanda de trabajo en España por las cotizaciones sociales patronales, cuantificando la traslación de éstas hacia los precios y salarios.

De los resultados proporcionados por la estimación del modelo para la industria española durante el período 1975-1983 cabe destacar, en primer lugar, la importancia de considerar la distribución real de los impuestos —y por tanto su traslación— cuando se instrumenta la política fiscal, demostrándose que los resultados más inmediatos de cualquier modificación impositiva pueden diferir bastante de los efectos finales. Así, el aparentemente elevado coste laboral español producido por las cotizaciones sociales a cargo de los empresarios está compensado con la existencia tanto de una traslación hacia salarios relativamente importante como de una presión fiscal global comparativamente baja, no demostrándose en esta investigación que la disminución de las cotizaciones sociales patronales reduzca el coste laboral e incrementa, por tanto, la demanda de trabajo. Los trabajadores si parecen soportar, sin embargo, dichas cotizaciones a través de los salarios, de forma tal que si se producen restricciones de demanda en la economía, un elevado tipo de cotización empresarial si puede tener un efecto negativo sobre la demanda de trabajo a través de la demanda de consumo. Por otra parte, la influencia que la traslación hacia salarios ha tenido en el despreciable efecto finalmente producido sobre los precios por las cotizaciones sociales patronales parece importante considerarla, fundamentalmente cuando se trata de relacionar la disminución de dichas cotizaciones con las mejoras de competitividad frente al exterior. En definitiva, la importante traslación hacia salarios producida por las cotizaciones a cargo de los empresarios parece explicar la no influencia finalmente estimada de dichas cotizaciones sobre la demanda de trabajo en España durante el período de tiempo considerado; y esto es importante tenerlo en cuenta, por otra parte, cuando se adoptan medidas de política fiscal tendentes a reducir el desempleo disminuyendo las cotizaciones sociales efectivamente pagadas²³.

En lo que se refiere a los resultados de carácter económico general, cabe destacar la relativa importancia estimada del tipo de interés y la demanda de producto en la determinación de la demanda de trabajo, reduciéndose el papel atribuido al crecimiento de los salarios reales en la caída del empleo industrial, la influencia positiva considerable de las variables de demanda en la determinación de los precios de producción y el efecto positivo producido por la masa salarial real sobre la demanda de producto, entre otros.

Por último, y además de señalar la cautela con que deben tomarse las valoraciones cuantitativas a las que se llega con estimaciones como las realizadas en este trabajo, un tratamiento más útil del tema aquí analizado requiere considerar cambios en la composición del sistema fiscal o variaciones compensadas de ingresos y gastos —no estimadas en esta investigación debido a la baja calidad estadística de las series—. Por otra parte, un mayor conocimiento de las causas del desempleo se podría lograr con la estimación simultánea de una función de inversión.

²³ Pudiendo ocurrir, por ejemplo, que la aplicación de bonificaciones fiscales de carácter social sobre determinados contratos (o el desarrollo de la economía sumergida en determinados subsectores) sea compensada, a nivel general, con una mayor respuesta de los empresarios a las reivindicaciones salariales de los trabajadores.

Apéndice 1. Contrastes estadísticos

— Contrastes de estabilidad ($Ce(\cdot)$)

Para el análisis de la estabilidad uniecuacional se utilizó el test de Chow, basado en la capacidad predictiva del modelo, que se define como:

$$Ce(T_2) = ((\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} - \hat{\varepsilon}_1'\hat{\varepsilon}_1)/\hat{\varepsilon}_1'\hat{\varepsilon}_1) (T_1 - k) \bar{A} X^2(T_2)$$

donde $T_2 = T - T_1$, $\hat{\varepsilon}$ y $\hat{\varepsilon}_1$ son, respectivamente, los residuos de la estimación en la muestra completa y en las primeras T_1 observaciones y « k » es el número de regresores.

— Contraste de correlación serial ($Cc(\cdot)$)

Para contrastar la ausencia de correlación serial en los residuos se aplicó un test de Lagrange, basado en el siguiente criterio:

$$Cc(q) = (T - k - q) R^2(\hat{\varepsilon}/\hat{\varepsilon}(-1), \dots, \hat{\varepsilon}(-q), X) \bar{A} X^2(q)$$

donde « $\hat{\varepsilon}$ » son los residuos mínimo cuadráticos de la primera regresión en los « k » regresores « X ». Si los valores retrasados de la variable dependiente no son significativos, « X » se excluye de la segunda regresión. Si, por otro lado, hay problemas de simultaneidad, los regresores « X » se sustituyen por sus proyecciones en los instrumentos (X).

— Contraste de variables excluidas ($Cr(\cdot)$)

Para contrastar la no omisión de variables significativas importantes se aplicó un test global de especificación sobre cada ecuación, añadiendo cuatro retardos a todas las variables que finalmente entraban en la ecuación. El criterio utilizado fue el correspondiente a un test « F » convencional:

$$Cr(q) = ((T - k)/q) ((\hat{\varepsilon}r'\hat{\varepsilon}r - \hat{\varepsilon}nr'\hat{\varepsilon}nr)/\hat{\varepsilon}nr'\hat{\varepsilon}nr) \bar{A} F(q, T - k)$$

donde « $\hat{\varepsilon}r$ » y « $\hat{\varepsilon}nr$ » son, respectivamente, los residuos de la estimación restringida y no restringida, « k » el número de regresores y « q » el número de restricciones.

Debido a la insuficiencia de observaciones, no pudieron introducirse a la vez los cuatro retardos de todas las variables que finalmente entraban en cada ecuación, realizándose el contraste en tres veces ($Cr_1(\cdot)$, $Cr_2(\cdot)$ y $Cr_3(\cdot)$).

— Test de normalidad de los residuos ($TNORML$).

La normalidad de los residuos se contrastó utilizando el criterio propuesto por Mauleón (1987 a):

$$TNORML = T((B_1^2/6\sigma^6) + (B_2^2/24\sigma^8)) \bar{A} X^2(2)$$

donde:

$$B_1 = \sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_i^3/T$$

$$B_2 = \left(\sum_{i=1}^T \hat{\epsilon}_i^4 / T \right) - 3 \left(\sum_{i=1}^T \hat{\epsilon}_i^2 / T \right)^2$$

y $\hat{\epsilon}$ son los residuos de la regresión.

Apéndice 2. Tipo efectivo de cotización a la Seguridad Social

La no existencia de series trimestrales de cotizaciones sociales «recaudadas» ha limitado el tamaño muestral y ha supuesto un largo proceso de elaboración de datos.

El tipo medio efectivo de cotización a la Seguridad Social utilizado en este trabajo se ha obtenido como cociente entre la cotización media recaudada por cotizante del Régimen General y la ganancia media por persona en la industria.

La serie de cotización media por cotizante del Régimen General se ha elaborado dividiendo el total de cotizaciones del Régimen General por Contingencias Generales y Otras Cotizaciones, recaudadas por las entidades gestoras (INP y Mutualismo Laboral, para el período 1975-1980, y Tesorería General de la Seguridad Social, a partir del año 1980), por el número de cotizantes por Contingencias Comunes del Régimen General (según los datos del Mutualismo Laboral y de la Tesorería General de la Seguridad Social), neto de cotizantes inactivos (beneficiarios del seguro de desempleo total por prestaciones básicas y complementarias). Una vez realizada la trimestralización de esta serie se observarán algunos datos atípicos —segundo trimestre del año 1979 y últimos trimestres de los años 1982 y 1983—, que parecían ser el resultado tanto de cambios institucionales como de variaciones en el método contable y que fueron intervenidos para que no afectaran negativamente al procedimiento de estimación.

El cálculo de la cotización media recaudada por cotizante del Régimen General a cargo del empresario se ha realizado aplicando un 85 % a la serie trimestral de cotización media recaudada ya corregida (el 15 % restante recae sobre el trabajador) y añadiendo a ésta las cotizaciones brutas por Accidentes de Trabajo, recaudadas tanto por el Mutualismo Laboral como por la Tesorería General de la Seguridad Social. A partir de esta serie, y la de ganancia media por persona en la industria, se obtiene el tipo medio efectivo de cotización empresarial a la Seguridad Social utilizado en este trabajo (t_1), cuya evolución se presenta a continuación.

MEDIA = .24855653 ERROR ESTANDAR = .22801311D-01

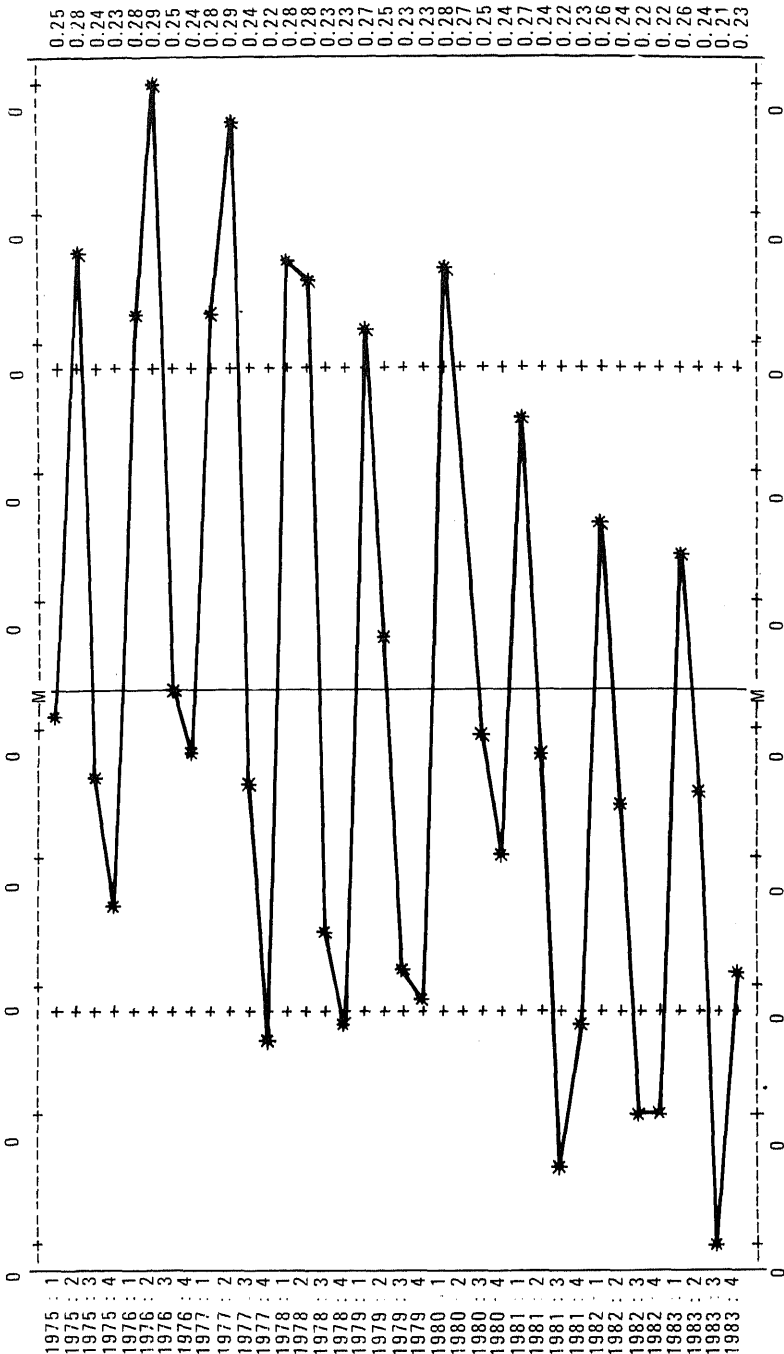


Gráfico A2

Apéndice 3. Listado de variables

Todas las variables están definidas en logaritmos naturales, excepto el tipo de interés, las tasas de desempleo, inflación y depreciación del capital, y el tipo efectivo de, respectivamente, cotizaciones sociales e impuestos sobre la renta.

- N* : Ocupados asalariados en la industria.
CLR : Coste laboral real en la industria ($W + t_1 - P$).
W : Ganancia media por persona en la industria.
P : Índice de precios industriales.
P_c : Índice de precios al consumo.
P_k : Precio de los bienes de capital.
PMR : Índice de precios de los «inputs» importados en términos reales ($PM - P$).
π^e : Tasa esperada de inflación.
R : Tipo de interés de las obligaciones industriales.
d : Tasa esperada de depreciación del capital productivo.
cu : Coste de uso del capital productivo ($P_k (R - π^e + d)$).
Y : PIB industrial a precios constantes.
u : Tasa de desempleo en la industria.
ce : Cotización media recaudada por cotizante del Régimen General a cargo del empresario.
ct : Cotización media recaudada por cotizante del Régimen General a cargo del trabajador.
t₁ : Tipo efectivo de cotización de los empresarios a la Seguridad Social (ce/w).
t₂ : Tipo efectivo de cotización de los trabajadores a la Seguridad Social (ct/w).
t₃ : Tipo efectivo del impuesto sobre la renta.
CLU : Coste laboral unitario en la industria ($W + t_1 + N - Y$).
CMU : Coste unitario de los «inputs» importados ($PM + M - Y$).
MSRN : Masa salarial real neta en la industria ($W - (t_2 + t_3) + N - P$).
GR : Gastos corrientes y de inversión del Estado en términos reales ($G - P_c$).
XR : Exportaciones en términos reales.
TCR : Tipo de cambio efectivo real frente al resto del mundo.
D1, D2, D3, D4: dummies estacionales trimestrales.

Fuentes: Banco de Datos del Banco de España; Instituto Nacional de Estadística; Memorias Estadísticas de, respectivamente, Instituto Nacional de Previsión, Mutualismo Laboral, Caja de Compensación del Mutualismo Laboral y Tesorería General de la Seguridad Social; Ministerio de Comercio.

Referencias

- Albarracín, J. y Yago, A. (1986): «La industria española en el período 1970 a 1984», *Boletín Económico*, febrero, Servicio de Estudios, Banco de España.
- 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*, vol. 15, núm. 2, junio, págs. 384-414.
- Argandoña, A. (1986): «El sistema de Seguridad Social», *Información Comercial Española*, núms. 630-631, febrero-mayo, págs. 15-26.
- Argimón, I. y González Páramo, J. M. (1987): «Traslación e incidencia de las cotizaciones sociales por niveles de renta en España, 1980-1984», Documento de Trabajo 01/1987, Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social.
- Beach, Ch. M. y Balfour, F. S. (1983): «Estimated payroll tax incidence and aggregate demand for labour in the United Kingdom», *Económica*, núm. 50, págs. 35-48.
- Benelbas, L.; Manzanedo, L. y Sastre, L. (1986): «Sustitución de la cuota empresarial a la Seguridad Social por inscripción indirecta en España», *Información Comercial Española*, núm. 638, octubre, págs. 7-17.
- Benelbas, L.; Sastre, L. y Taguas, D. (1987): «Efecto sobre la demanda de empleo de la sustitución de cuotas empresariales a la Seguridad Social por IVA», *Información Comercial Española*, núm. 647, julio, págs. 7-23.
- Bowen, W. G. y Berry, A. (1963): «Unemployment conditions and movements of the money wage level», *Review of Economics and Statistics*, vol. XLV, núm. 2, págs. 163-172.
- Boyer, R. (1986): *La flexibilidad del trabajo en Europa. Un estudio comparativo de las transformaciones del trabajo asalariado en siete países, entre 1973 y 1985*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Carrasco, N. y Lorente, J. R. (1988): «Ecuaciones de demanda de trabajo en la economía española: una aproximación crítica», *Información Comercial Española*, núm. 659, julio, págs. 177-204.
- Clarida, R. y Friedman, B. (1983): «Why have short term interest rates been so high?», *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 2, págs. 553-585.
- Coppini, M. A. (1981): «Perspectivas de utilización de modelos econométricos para el estudio de los problemas de la financiación de la Seguridad Social», Documento de Trabajo núm. 4, Reunión de expertos sobre la financiación de la Seguridad Social, Oficina Internacional del Trabajo.
- Dolado, J.; Malo de Molina, J. L. y Zabalza, A. (1986): «Spanish industrial unemployment: some explanatory factors», *Económica*, vol. 53, núm. 210, págs. 121-169.
- Dreze, J. H. y Sneessens, H. R. (1986): «A discussion of belgian unemployment combining traditional concepts and disequilibrium economics», *Económica*, vol. 53, núm. 210 (5), págs. 89-120.
- Escobedo López, M. I. (1989): «La financiación de la Seguridad Social y sus efectos finales sobre el empleo. Evidencia empírica en España, 1975-1983», Tesis Doctoral, UNED, Madrid.
- Fina, LL. y Toharia, L. (1987): *Las causas del paro en España. Un punto de vista estructural*, Fundación IESA, Madrid.
- García de Blas, A. (1986): «La financiación de la Seguridad Social en España. Finalización frente a disminución de cotizaciones», *Información Comercial Española*, núms. 630-631, febrero-marzo, págs. 77-86.
- Gordon, R. J. (1971): «Inflation in recession and recovery», *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 1, págs. 105-166.
- Hamermesh, D. (1980): «Factor market dynamics and the incidence of taxes and subsidies», *Quarterly Journal of Economics*, núm. 95, diciembre, págs. 751-764.
- Herce, J. A. (1986): «Tres cuestiones básicas sobre Seguridad Social en España», Documento de Trabajo 8604, Fundación Empresa Pública, Instituto Nacional de Industria.

- Holmund, B. (1983): «Payroll taxes and wage inflation», *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 85, núm. 1, págs. 1-15.
- Jaumandreu, J. (1987): «Producción, empleo, cambio técnico y costes relativos en la industria española (1964-1985)», *Investigaciones Económicas* (2.ª época), vol. XI, núm. 3, septiembre, págs. 427-462.
- Kehoe, T.; Manresa, A.; Polo, C. y Sancho, F. (1989): «Un análisis de equilibrio general del sistema impositivo indirecto en España», Documento de Trabajo 8903, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Labeaga, J. M. y Santos, M. (1986): «Medidas de flexibilización y cotizaciones sociales de los empresarios: efectos sobre el empleo industrial en España», Documento de Trabajo, Universidad Autónoma, Bellaterra, Barcelona.
- Labeaga, J. M. y Santos, M. (1987): «Notas sobre los determinantes del empleo industrial en España», Documento de Trabajo, Universidad Autónoma, Bellaterra, Barcelona.
- Layard, R. y Nickell, S. (1985): «The causes of british unemployment», *National Institute Economic Review*, núm. 111, págs. 62-85.
- Layard, R. y Nickell, S. (1986): «Unemployment in Britain», *Económica*, vol. 53, núm. 210 (5), págs. 121-170.
- Leuthold, J. H. (1975): «The incidence of the payroll tax in the United States», *Public Finance Quarterly*, vol. 3, núm. 1, enero, págs. 3-13.
- Lipsey, R. G. (1960): «The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in United Kingdom, 1862-1957: a further analysis», *Económica*, vol. XXVII, febrero, págs. 1-31.
- Mas, M. y Pérez, P. (1989): «Cambios tecnológicos y empleo en la economía española (1964-1987)», *Revista de Economía Pública*, núm. 5, págs. 171-182.
- Mauleón, I. (1984): «Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios», Documento de Trabajo, num. 8413, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Mauleón, I. (1985a): «Una función de exportaciones para la economía española», Documento de Trabajo, núm. 8507, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Mauleón, I. (1985b): «La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad», Documento de Trabajo, núm. 8515, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Mauleón, I. (1985c): «A simple test of future expectations», Documento EC/1985/69, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Mauleón, I. (1986): «El déficit público y el mercado de trabajo en España», *Investigaciones Económicas* (2.ª época), vol. X, núm. 3, págs. 483-504.
- Mauleón, I. (1987a): «Problemas prácticos en el tratamiento econométrico de datos 'cross-section'», *Investigaciones Económicas* (2.ª época), vol. XI, núm. 1, págs. 41-94.
- Mauleón, I. (1987b): «Determinantes y perspectivas de los tipos de interés», *Papeles de Economía Española*, núm. 32, págs. 79-92.
- Mauleón, I. (1989): *Oferta y demanda de dinero: teoría y evidencia empírica*, Alianza Economía y Finanzas, Madrid.
- Mauleón, I. y Pérez, J. (1984): «Interest rate determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain», Documento de Trabajo, núm. 8420, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Monasterio Escudero, C. (1981): «La reforma de la financiación de la Seguridad Social española», *Información Comercial Española*, núms. 575-576, julio-agosto, págs. 163-168.
- Nickell, S. (1980): «An expectational model of employment in British manufacturing», Working Paper, núm. 179, septiembre, London School of Economics.
- Nickell, S. (1981): «An investigation of the determinants of manufacturing employment in the United Kingdom», Discussion Paper, núm. 105, noviembre, London School of Economics.
- Nickell, S. (1982): «Wages and unemployment: a general framework», *The Economic Journal*, núm. 92, marzo, págs. 51-55.

- OCDE (1986): *Perspectivas de empleo 1986*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Perry, G. (1970): «Changing labour market and inflation», *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 3, págs. 411-441.
- Raymond Bara, J. L.; García Villar, J. y Polo, C. (1986): «Factores explicativos de la demanda de empleo», *Papeles de Economía Española*, núm. 26, págs. 180-196.
- Rogerson, R. (1987): «The effects of payroll and value taxes on employment with an application to Spain», Documento 87-04, FEDEA, Madrid.
- Sargan, J. D. (1964): «Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology», en *Econometric analysis for national economic planning*, Hart, P. G. y otros, Butterworth, págs. 25-63.
- Sebastián, C. y Serven, L. (1986): «La evolución del empleo industrial, 1974-1984: un análisis de simulación», Documento 86-09, FEDEA, Madrid.
- Serven, L. (1988): «La sustitución de cotizaciones sociales por IVA: una evaluación», Documento 88-06, FEDEA, Madrid.
- Tesorería General de la Seguridad Social (1989): *Normativa sobre cotización y recaudación de cuotas del Sistema de Seguridad Social desde 1975*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Tullio, G. (1986): «Wage equations and the shifting of taxation and Social Security contributions: an empirical analysis for 8 industrial countries, 1960-1983», Documento de Trabajo II/263/86-EN, Comisión de las Comunidades Europeas, abril mimeo.
- Vroman, W. G. (1974): «Employer payroll taxes and money wage behaviour», *Applied Economics*, núm. 6, págs. 189-204.
- Wadhvani, S. (1985): «The effects of aggregate demand, inflation, real wages and uncertainty on manufacturing employment», Discussion Paper, núm. 210, febrero, London School of Economics.
- Weitenberg, J. (1969): «The incidence of Social Security taxes», *Public Finance*, núm. 24, págs. 193-208.
- Zabalza, A. (1987): «Los efectos económicos de las cotizaciones a la Seguridad Social», Documento de Trabajo GDPL-D-87006, noviembre, Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Zabalza, A.; Molinas, C. y Lasheras, M. A. (1987): «Política de sustitución de cuotas a la Seguridad Social por IVA», Documento de Trabajo VAME-D-87001, enero, Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda.

Abstract

In this paper the direct and indirect effects produced by the employers social security contributions on Spanish industrial demand for labour (1975-1983) are empirically analyzed. The method includes a four equations structural model (labour demand, wages, prices and demand for domestic goods) estimated by a simultaneous procedure, which considers the employer's tax rate shifting on to wages and prices. Empirical results reveal that the negative relationship between employers social security contributions and industrial demand for labour is not significantly different from zero, given the relatively high shifting of employer's tax rate on to wages.

Recepción del original, julio 1990

Versión final, octubre 1990