

# La incidencia económica de las cotizaciones sociales en España, 1964-2001 (\*)

Ángel Melguizo Esteso

Oficina Económica del Presidente del Gobierno (\*\*)  
amelguizo@presidencia.gob.es

Marzo de 2007

## Resumen

¿Quién soporta la carga fiscal asociada a las cotizaciones sociales, los trabajadores, los consumidores o las empresas? Dada la importancia cuantitativa de las cotizaciones sociales, su impacto en el mercado de trabajo y su papel central en la financiación del Estado del Bienestar, responder a esta cuestión es imperativo. Para ello, se estima una *ley de Okun* para el conjunto de la economía española, en el período 1964-2001, contrastándose la aportación de las principales instituciones del mercado de trabajo, en especial, de los diferentes componentes de la cuña fiscal. En segundo lugar, se estima un sistema de dos ecuaciones, precios y costes laborales unitarios nominales de los asalariados privados, en las cuales se contrasta la significatividad de las cotizaciones sociales, tanto en el corto plazo como en el largo plazo. En el largo plazo, los resultados rechazan que los trabajadores o los consumidores hayan soportado la fiscalidad directa por medio de menores salarios o de mayores precios. Por tanto, habrían sido las empresas en su conjunto, quienes soportaron de manera plena la fiscalidad laboral, y, dentro de ella, las cotizaciones sociales empresariales.

**Palabras clave:** Cotizaciones sociales, incidencia económica, mercado de trabajo, España  
**JEL:** E24, H22, H55, J32

(\*) Este artículo se basa en el Capítulo 4 de la Tesis Doctoral “La incidencia económica de las cotizaciones sociales y el mercado de trabajo en España”. Agradezco muy especialmente los comentarios de José Manuel González-Páramo, así como los de Isabel Argimón, Manuel Balmaseda, Rafael Doménech y de los asistentes al XIV Encuentro de Economía Pública y al seminario del Instituto de Economía Internacional de la Universidad de Valencia. Asimismo, agradezco la colaboración de Raquel Fonseca y Pep Ruiz en la elaboración de la base de datos. Todos los errores que subsistan son de mi responsabilidad.

(\*\*) Las opiniones y el análisis son de mi exclusiva responsabilidad, por lo que no coinciden necesariamente con los de la Oficina Económica del Presidente del Gobierno.

## **1. Introducción**

El análisis de la incidencia económica de las cotizaciones sociales es de gran relevancia. En primer lugar, la pregunta sobre quién soporta realmente los impuestos, de aparente respuesta trivial, supone el principal ámbito de estudio de una de las ramas de mayor desarrollo teórico y empírico de la Hacienda Pública, la de la Incidencia Impositiva. Ello se debe a que sólo en casos excepcionales el sujeto pasivo de los impuestos, esto es, aquel agente económico obligado legalmente a su pago, coincide con el que efectivamente soporta la carga.

Probablemente las cotizaciones sociales, en tanto que impuesto sobre las nóminas o específicamente como fuente de financiación del sistema de Seguridad Social, sean una de las figuras tributarias que más aportaciones teóricas y empíricas han recibido en la literatura de incidencia impositiva. Así, Smith (1776) sostuvo que, en términos generales, y sobre la base de la hipótesis de existencia de un salario de subsistencia, los impuestos sobre los salarios son repercutidos en el caso de la industria a los consumidores por medio de mayores precios de los productos manufacturados o a los propietarios de la tierra por medio de menores rentas del suelo en el caso de la agricultura. Ricardo (1817) concluyó que, en última instancia, bajo los supuestos de oferta de trabajo fija, uso de la recaudación en consumo improductivo y salarios en el nivel de subsistencia, el impuesto sobre salarios es equivalente a un impuesto sobre las utilidades y, como tal, soportado por los dueños del capital por medio de menores beneficios. Por su parte, Mill (1848) sostuvo que los impuestos sobre sus salarios pueden recaer íntegramente sobre los propios empleados rebajando de forma permanente su nivel de vida.

Estos estudios clásicos muestran que, en el caso de las cotizaciones sociales a cargo del empleador, la incidencia económica depende de la magnitud de los procesos de traslación hacia precios o hacia salarios. En el primer caso, los empresarios son capaces de trasladar “hacia delante” la carga impositiva a los consumidores por medio de incrementos de los precios. En el segundo, son los empleados, quienes experimentan un recorte del salario nominal (o desde un punto de vista de incidencia dinámica, incrementos salariales inferiores a los de la productividad), los que soportarán las cuotas correspondientes legalmente al empresario (traslación “hacia atrás”). En el caso de que no se produjera ninguna de las traslaciones anteriores, son las propias empresas - tanto en términos de menores beneficios como de menores dividendos - los que soportarán la carga impositiva.

Si bien estas aportaciones han sido continuas, intensificándose desde mediados de la década de los años setenta ante el aumento del desempleo en las economías industrializadas, la revisión de

la literatura muestra que los resultados no son concluyentes (véase Hamermesh (1993)). Éstos son sensibles a la elección de la metodología econométrica, al período temporal cubierto, a la muestra de economías, a la definición de la fiscalidad y a las instituciones del mercado de trabajo incluidas en la especificación del modelo, en especial la negociación colectiva y la presencia sindical. Además, en el caso español, los estudios sobre la fiscalidad atribuyen a ésta una responsabilidad significativa en la elevación de los costes laborales y del desempleo en España, desde Dolado et al. (1986) hasta Estrada et al. (2002). En cambio, los estudios específicos sobre las cotizaciones sociales tienen a no atribuir a la financiación de la Seguridad Social un papel preeminente en la evolución del desempleo, al traducirse en menores salarios (véanse Argimón y González-Páramo (1987) y Escobedo (1991 y 1992)).

Además, el conocimiento de su incidencia económica de los impuestos es ineludible para evaluar con rigor el cumplimiento de los objetivos de asignación y de redistribución de las políticas públicas. En términos de política económica, la reducción de las cotizaciones sociales empresariales y el incremento de la imposición indirecta permanece como una de las principales propuestas para mejorar el funcionamiento de los mercados de trabajo en Europa. Desde un punto de vista cuantitativo, las cotizaciones sociales son la principal figura tributaria de las economías de Europa continental, al recaudar entre un 12% y un 16% del PIB, equivalente a un tercio de la recaudación impositiva total.

En el caso de España, la relevancia del estudio es aún mayor, al registrar una de las tasas de desempleo más elevadas entre las economías desarrolladas. Además, los estudios sobre las perspectivas futuras de protección social en las próximas décadas (pensiones de jubilación y prestaciones sanitarias) coinciden en destacar que será una de las economías en las que el incremento del gasto público asociado al envejecimiento de la población será más intenso (Economic Policy Committee (2006)). Finalmente, España ha registrado en poco más de dos décadas una transformación política, social y económica excepcional, proceso en el cual el desarrollo del Estado del Bienestar y de un sistema fiscal moderno y el establecimiento de mecanismos competitivos en el mercado de trabajo han sido protagonistas, junto con la integración en Europa.

El artículo se organiza como sigue. En la segunda sección se presenta el marco teórico en el que se analiza el impacto de las cotizaciones sociales sobre los precios, los salarios y el desempleo. La tercera sección contiene el conjunto de análisis empíricos. En primer lugar, se presenta de manera resumida la base de datos original elaborada para el mercado de trabajo, el sistema de Seguridad Social y el sistema fiscal en España durante el período 1964-2001. En segundo lugar, se estima una *ley de Okun* para el conjunto de la economía, contrastándose su robustez ante

diferentes combinaciones de medidas de la fiscalidad y de las instituciones del mercado de trabajo y de productos. Posteriormente, se estima un sistema de dos ecuaciones, precios y costes laborales unitarios nominales de los asalariados privados, en las cuales se contrasta la significatividad de los procesos de traslación de las cotizaciones - tanto en el corto plazo como en el largo plazo -, hacia los trabajadores y hacia los consumidores. Sobre esta base, se interpretan los resultados en términos de la incidencia económica de las cotizaciones sociales. Las conclusiones y las referencias bibliográficas cierran el artículo.

## **2. Cotizaciones sociales, desempleo, salarios y precios: un marco teórico**

El punto de partida más aceptado por la literatura institucional del mercado de trabajo en las economías industrializadas es el elaborado por Layard et al. (1991). Estos autores propusieron un modelo que caracteriza el proceso productivo a través de sucesivas decisiones de los agentes económicos (empresas y trabajadores) de fijación de precios - con un *mark-up* contracíclico sobre los costes marginales -, de salarios, de demanda efectiva y de producción. En concreto, el proceso de fijación de los salarios conjuga factores “internos” a la empresa (como la productividad laboral en la misma y el bienestar de sus trabajadores), junto con factores “externos” derivados de la necesidad de reclutar, reciclar y motivar (la situación general del mercado de trabajo, los salarios ofrecidos en otras empresas y el nivel de protección por desempleo). Finalmente, se incorporan factores exógenos (entre los que destaca el poder sindical y la brecha salarial), lo que permite una formulación flexible de la ecuación de salarios, incorporando los elementos más relevantes de las teorías no competitivas del mercado de trabajo.

En este contexto, la tasa de desempleo estructural se aproxima por la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación, NAIRU (según su expresión anglosajona “non-accelerating inflation rate of unemployment”), y se determina como la solución de largo plazo del sistema anterior, imponiendo la ausencia de sorpresas en precios. Los determinantes de esta tasa de desempleo de equilibrio serán los parámetros de las ecuaciones de precios y de salarios, la función de producción y las variables exógenas de presión salarial, entre las cuales se incluyen las cotizaciones sociales dentro de la brecha salarial. Por ello, este enfoque permite contrastar la incidencia económica de las cotizaciones sociales, tanto directamente en términos de desempleo, como por su significatividad en la evolución de los precios y los salarios.

Sin embargo, la estimación de este sistema de ecuaciones presenta dos dificultades básicas. En primer lugar, existe un problema de identificación en la ecuación de salarios derivado de este

enfoque amplio de negociación, que conlleva que todas las variables determinantes del nivel de precios sean susceptibles de ser incluidas en la de salarios. La solución que se adoptará es la de imponer conjuntos de regresores diferenciados entre ambas ecuaciones.

El segundo problema, de corte algo más técnico, es que la elevada persistencia del desempleo en buena parte de las economías desarrolladas, y en España en particular, ha conllevado que el trabajo empírico basado en estimaciones en niveles deba recurrir a variables explicativas no estacionarias. En este sentido, la especificación de las ecuaciones de precios y de salarios habrá de tener en cuenta la presencia de posibles relaciones de cointegración entre las variables dependientes y los regresores. Esta cuestión fue abordada por Franz y Gordon (1993), quienes propusieron, en la línea de Coe y Krueger (1990), la inclusión de un mecanismo de corrección del error en las ecuaciones de variación de precios y de salarios, definido a partir de la existencia de un nivel de equilibrio de largo plazo de la participación de las rentas del trabajo en el *output*. De esta forma, cuando la participación de las rentas salariales sea superior (inferior) a un determinado nivel, generará una aceleración (desaceleración) de los precios y una desaceleración (aceleración) de los salarios.

Además, en línea con Franz y Gordon (1993), el supuesto de identificación del componente cíclico del desempleo se basa en la existencia de una relación estable entre éste y el grado de utilización de la capacidad productiva. Se trata, en definitiva, de una manifestación de la *ley de Okun*, en lugar del tradicional enfoque basado en la *curva de Phillips*. El componente estructural del desempleo será aquel nivel compatible con una utilización promedio de la capacidad productiva, MURU, (según su expresión “mean-utilization rate of unemployment”), y los movimientos cíclicos del desempleo se derivarán de *shocks* de demanda que determinen cambios en la utilización del capital.

Estas tres modificaciones en el marco de Layard et al. (1991) - regresores diferenciados, mecanismos de corrección de error y MURU - serán incorporadas en el modelo teórico que sirve de base para el trabajo empírico.

## **2.1. La ecuación de precios**

La ecuación de precios se deriva del comportamiento maximizador de beneficios de las empresas en un contexto de competencia monopolística y demanda con elasticidad finita. La función de producción, habitual en los modelos neoclásicos de crecimiento exógeno *à la Solow*, presenta rendimientos constantes de escala en los factores capital,  $K$  y trabajo,  $L$ , y progreso técnico neutral en el sentido de Harrod. Dado el contexto de competencia imperfecta, las

empresas fijan el precio con un margen (“mark-up”) sobre el coste marginal, que depende negativamente de la elasticidad de la demanda ( $\alpha$ ). En concreto, empleando una función *Cobb-Douglas*, los precios  $p_{it}$  responden a la expresión

$$(1) \quad p_{it} = \ln [\alpha/(\alpha-1)] + w_{it}^e + [(1-\alpha)/\alpha] (y_{it}^e - k_{it}) - \alpha_{it} - \alpha$$

siendo  $\ln[\alpha/(\alpha-1)]$  el margen,  $w_{it}^e$  los salarios esperados por la empresa,  $\alpha$  es la elasticidad del *output* al factor trabajo (consecuentemente  $1-\alpha$  lo será al capital),  $y_{it}^e$  la demanda esperada,  $k_{it}$  el *stock* de capital productivo,  $\alpha_{it}$  el progreso técnico, correspondientes a la empresa  $i$  en el instante  $t$ . Los caracteres en minúsculas denotan la transformación logarítmica. Se permite asimismo que este *mark-up* varíe cíclicamente, en función de la presión de la demanda, aproximada por el grado de utilización del capital instalado, alrededor de un nivel representativo del grado de competencia en el mercado de bienes. En esta investigación se parte del supuesto de que los márgenes son contracíclicos, si bien este punto será contrastado empíricamente<sup>1</sup>.

Dado que las empresas son idénticas, la ecuación de precios para el conjunto de la economía responde a la expresión siguiente

$$(2) \quad p_t - w_t + \alpha^*_{it} = -s_t^{*p} + \beta_1(CU_t^e - CU^p) + \alpha_t^p$$

donde  $\alpha^*_{it}$  es la productividad tendencial del factor trabajo,  $CU_t^e$  es el grado de utilización del capital instalado compatible con la demanda esperada y  $CU^p$  es el grado de utilización promedio (compatible con el crecimiento tendencial de la economía),  $\alpha_t^p$  una perturbación aleatoria que permite incluir, entre otras, sorpresas en los precios y  $s_t^{*p}$  es el nivel de equilibrio de la participación de las rentas del trabajo según las empresas. Esta participación dependerá de los parámetros tecnológicos de la función de producción y del grado de competencia en el mercado de productos. De la expresión 2 se deriva la especificación de la relación de largo plazo a incluir en la ecuación de precios, compuesta por los precios, los salarios, la productividad y la utilización del capital:

$$(3) \quad s_t^p - s_t^{*p} + \beta_1(CU_t^e - CU^p) = 0$$

---

<sup>1</sup> Los argumentos a favor de esta hipótesis se basan en la existencia de una vinculación estable entre los consumidores y las empresas que proveen sus productos (“customer markets”), dado que los clientes están satisfechos con la relación comercial. En cambio, esta satisfacción es incierta con otras empresas competidoras. En este contexto, durante las expansiones dichas empresas tienden a atraer nuevos clientes reduciendo precios (Bils (1989)). Además, Rotemberg y Saloner (1986) reforzaron este resultado al sostener que la colusión entre empresas monopolísticas es más difícil en las expansiones, período en el que la presión competitiva y los incentivos a reducir los precios son mayores.

donde  $s_t^p$  es el objetivo de las empresas de participación de las rentas del trabajo en el *output*, que diferirá sólo cíclicamente de su nivel de equilibrio.

## 2.2. La ecuación de salarios

La ecuación de salarios recoge una formulación relativamente amplia, derivada de un proceso de negociación entre empresas y trabajadores empleados (*insiders*), en el que éstos tienen un objetivo distinto al pleno empleo, pero no ignoran la condición del resto de trabajadores. Por ello, el salario agregado en la economía es un promedio ponderado de la remuneración de estos trabajadores internos y de la de los externos (*outsiders*) incorporando la productividad, la situación del mercado laboral, la cuña fiscal, los precios relativos y las prestaciones por desempleo, entre otras. Para simplificar la expresión, se han agrupado en  $U^*$  los determinantes de la tasa de desempleo de equilibrio y en  $\eta_t^w$  los *shocks* de oferta y salariales, de modo que

$$(4) \quad w_t - p_t - \eta_t^* = s_t^{*w} - \eta_1 (U_t - U_t^*) + \eta_t^w$$

Nuevamente, un concepto clave es la participación de las rentas del trabajo en el *output*  $s_t^{*w}$ , correspondiendo, en este caso, al nivel de equilibrio según los trabajadores. Como destacan Franz y Gordon (1993), dentro de las alternativas teóricas que explican sus especificaciones de la ecuación de salarios, el enfoque de *negociación de objetivos de salarios reales* expuesto por Coe y Krueger (1990)<sup>2</sup> permite una interpretación estructural de la versión de largo plazo de esta expresión 4, obtenida suponiendo  $\eta^w = 0$ , como

$$(5) \quad s_t^w - s_t^{*w} + \eta_1 (U_t - U_t^*) = 0$$

Así, el objetivo de participación de las rentas del trabajo según los trabajadores ( $s^w$ ) es igual a su nivel de equilibrio ( $s^{*w}$ ), ajustado por el efecto de la “brecha de desempleo”, que puede entenderse como una aproximación del poder de negociación de los mismos. El componente  $U_t^*$  viene determinado por la cuña fiscal, precios relativos, *mismatch*, prestaciones por desempleo, salario mínimo y demás instituciones laborales. Se trata, por tanto, de una interpretación estructural de la inclusión del mecanismo de corrección de error<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> Este modelo establece una relación entre el nivel del salario real y el de la productividad y no, como tradicionalmente se impone, entre sus variaciones.

<sup>3</sup> En Franz y Gordon (1993) este nivel de equilibrio se supone igual al promedio muestral, dada la estacionariedad de la variable en Alemania y EE.UU. En España, según Andrés et al. (1996a), éste no es el caso en el período 1964-1994, por lo que proponen que  $s^* = s_{t-1}$ , lo cual permite establecer la relación de equilibrio entre  $\Delta s_t$  y  $(U_t - U_t^*)$ . En la subsección 3.3 se recogen las formulaciones específicas de las ecuaciones de precios y de salarios empleadas en este artículo.

### 2.3. El desempleo cíclico y estructural

El desempleo estructural se obtiene a partir de la solución de largo plazo del sistema de ecuaciones de precios y de salarios (expresiones 2 y 4). Por construcción, de ellas se deduce que existe una relación entre el exceso de demanda en los mercados de trabajo y de bienes, es decir, entre la utilización de la capacidad productiva, y el desempleo cíclico. Para ello, suponiendo que  $s_t^{*p} = s_t^{*w}$  (lo cual equivale a aceptar que no hay una tensión distributiva permanente entre empresas y trabajadores), se puede obtener

$$(6) \quad (U_t - U^*) = \beta_1 / \gamma_1 (CU_t^e - CU^p) + 1 / \gamma_1 (\gamma_t^p - \gamma_t^w)$$

El desempleo de equilibrio ( $U^*$ ) es aquel nivel compatible con una utilización promedio de la capacidad productiva, por lo que, en adelante se denominará MURU. Por su parte, el desempleo cíclico depende del grado de utilización de la capacidad productiva, y, sólo transitoriamente, de sorpresas de precios, salarios y productividad. De la expresión se deriva la necesidad de que los márgenes sean contracíclicos ( $\beta_1 < 0$ ), dado que el impacto del desempleo sobre los salarios es inequívocamente negativo (esto es,  $\gamma_t > 0$ ). Sólo así, el desempleo cíclico aumentará (disminuirá) en las fases de utilización de la capacidad productiva por debajo (encima) del promedio. Es sencillo demostrar que la MURU de corto plazo es una combinación del desempleo estructural y del efecto de la histéresis<sup>4</sup>. La MURU de largo plazo representará el desempleo estructural  $U^*$ , obteniéndose mediante la acumulación de los efectos contemporáneos y retardados de sus factores explicativos.

## 3. Cotizaciones sociales, desempleo, precios y costes laborales

### 3.1. Las series, España 1964-2001

El análisis empírico del marco teórico previo exigió la construcción de una base de datos original, relativamente extensa, que cubriera con el máximo rigor estadístico la evolución macroeconómica, del mercado de trabajo y del sistema fiscal durante las últimas décadas en España. El punto de partida fue la base de datos del modelo MOISEES, descrita en Corrales y Taguas (1991), cuyas principales series fueron actualizadas, y a la que se añadieron algunas más recurriendo a las fuentes estadísticas originales: la *Contabilidad Nacional de España* y la *Encuesta de Población Activa* del Instituto Nacional de Estadística (INE), la *Actuación*

---

<sup>4</sup> Si existe histéresis plena, el desempleo estructural no podrá ser determinado unívocamente y la MURU será igual al desempleo retardado. Sin embargo, la mayoría de la evidencia empírica apunta a que este efecto es sólo parcial.

*económica y financiera de las Administraciones Públicas* de la Intervención General de la Administración del Estado (IGAE), el *Anuario de Estadísticas Laborales y de Asuntos Sociales* y el *Boletín de Estadísticas Laborales* del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS) y varias fuentes estadísticas del Instituto Nacional de Empleo (INEM) y del Banco de España<sup>5</sup>.

### **3.2. Ley de Okun, desempleo estructural y cotizaciones sociales, España 1964-2001**

#### **3.2.1. Determinantes del desempleo en España**

El desempleo estructural se estima a partir de la solución de largo plazo de un sistema de dos ecuaciones, precios y salarios. En la medida en que las instituciones de los mercados de bienes y de factores sean relevantes en la determinación de los precios y de los salarios de la economía, incidirán sobre la evolución del desempleo estructural. Esta línea de investigación se adoptará en la subsección 3.3, mientras que en la presente se estimará directamente la contribución de dichas instituciones al desempleo en España entre 1964 y 2001. Para ello, se estimará por Mínimos Cuadrados Ordinarios una regresión del nivel de desempleo sobre las instituciones definidas por la literatura teórica y empírica<sup>6</sup>.

De esta manera se podrán diferenciar los componentes cíclico y estructural de la evolución del desempleo en las últimas décadas en España. Y, en segundo lugar, se profundizará en la contribución de la fiscalidad, y específicamente de las cotizaciones sociales a cargo de los empresarios, a la evolución del desempleo estructural en la economía española desde mediados de la década de los sesenta. Ello supone un contraste indirecto de incidencia económica, puesto que si la elevación de dichas cuotas no es soportada por los trabajadores vía menores salarios, o por los consumidores vía mayores precios, implicará una elevación del coste laboral y, *ceteris paribus*, un mayor nivel de desempleo estructural.

El punto de partida es la especificación escogida por Andrés et al. (1996b) para explicar la evolución del desempleo entre 1964 y 1994, que incorpora un término constante, la cuña fiscal, la cuña de precios, una *dummy* temporal en el bienio 1972-1973, reflejo de las presiones salariales en dichos años, el desempleo retardado como aproximación a la histéresis y el grado

---

<sup>5</sup> El período 1964-2001 viene determinando fundamentalmente por la disponibilidad de estadísticas homogéneas. Si bien en el proceso de elaboración de las series del MOISEES se estimaron algunas series para el período previo 1954-1963, en el caso de las cotizaciones sociales las estadísticas comienzan en 1964. En cuanto al año 2001, este ejercicio como final del período permite evitar reconstruir las series de la Encuesta de Población Activa, cuya metodología registró un cambio significativo desde 2002. Por tanto, el punto de partida ha sido, en términos generales, las series de Contabilidad Nacional de España en base 1995 (CNE-95) definidas en pesetas, elaboradas según el Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales SEC 1995. La definición y las series están a disposición del lector.

<sup>6</sup> Este procedimiento permite, además, seleccionar aquellas variables económicas relevantes en la evolución de largo plazo de los precios y de los salarios.

de utilización de la capacidad productiva. Adicionalmente, se han estimado especificaciones alternativas de la misma, que combinan diferentes aproximaciones al ciclo económico (la aceleración de precios y el *output gap*) y de la fiscalidad (cuña salarial, cuña fiscal y cuña fiscal directa)<sup>7</sup>. Los resultados presentados en el Cuadro 1 confirman que, si bien la contribución del ciclo económico al desempleo se explica adecuadamente por cualquiera de las tres medidas, siendo su coeficiente siempre negativo y significativo (con valores entre -0,2 y -0,7), la mejor de ellas, según los criterios estadísticos habituales, es el grado de utilización de la capacidad productiva<sup>8</sup>. Así, las regresiones que incluyen la CU muestran el ajuste más preciso, como se deriva del  $R^2$  ajustado y del error estándar de la regresión (SER), y los valores del criterio de selección de modelos no anidados *Schwarz Bayesian Information Criterion* (SBIC) más reducidos<sup>9</sup>.

#### Cuadro 1

En lo referente a la definición de la fiscalidad, en las nueve especificaciones presentadas su contribución de corto plazo es positiva y significativa, situándose su coeficiente entre 0,1 y 0,3. La mayor contribución puntual se estima al aproximar el ciclo económico por el *output gap*, mientras que la menor resulta de hacerlo por la utilización de la capacidad productiva. De nuevo, el mayor grado de significatividad (en términos del  $R^2$  ajustado, del error estándar de la regresión y del criterio SBIC) se encuentra en las especificaciones que limitan la cuña fiscal a los impuestos directos sobre la renta personal y sobre el patrimonio y las cotizaciones patronales y obreras (en adelante, denominada cuña fiscal directa).

Estos elementos, junto con el valor del estadístico *Durbin Watson*, sugieren de manera bastante robusta que la especificación escogida sea la especificación VII. Todas las variables son significativas a los niveles de significación habituales y presentan los signos establecidos en la literatura. La estimación central del coeficiente asociado a la CU (-0,36) supone que cada punto porcentual de desviación de la capacidad utilizada respecto a su promedio muestral implica aproximadamente un aumento de medio punto porcentual en la tasa de desempleo. El coeficiente asociado al fenómeno de histéresis se sitúa cerca de la unidad, aunque es significativamente inferior a uno (el intervalo de confianza al 99% es de (0,74,0,90)). La significatividad de la *dummy* temporal sugiere la presencia de presiones salariales en los

---

<sup>7</sup> Se ha contrastado también la bondad de excluir la *dummy* temporal, pero deterioraba estadísticamente los resultados. Además, se contrastó esta hipótesis para las especificaciones con la cuña salarial y la cuña fiscal total, sin obtenerse resultados satisfactorios.

<sup>8</sup> Este método de estimación del desempleo estructural compatible con una utilización promedio de la capacidad utilizada ha sido seguido recientemente en España por Murillo y Usabiaga (2003) y Doménech y Gómez (2005).

<sup>9</sup> En los ejercicios empíricos de esta sección se implementarán de manera exhaustiva todos los contrastes econométricos habituales. Ahora bien, se prestará especial atención a la teoría económica que sustenta las especificaciones de las ecuaciones de precios y de salarios, eligiéndose aquellas que cumplan con las exigencias econométricas básicas, y que permitan la interpretación económica más plausible.

primeros años de la década de los setenta, en coherencia con la literatura empírica previa en España<sup>10</sup>.

El efecto de la brecha de los precios de producción y de consumo es positivo y significativamente superior al de la fiscalidad. Respecto a ésta, los resultados implican que, en el corto plazo, ante un aumento de 10 puntos porcentuales de la cuña fiscal directa, la tasa de paro aumenta aproximadamente un punto (impacto similar al señalado por Nickell et al. (2005), y la mitad del estimado por Andrés et al. (1996b)). En cambio, en el largo plazo la semielasticidad del desempleo a la cuña fiscal directa es prácticamente seis veces superior<sup>11</sup>. Un aumento de 10 puntos de la fiscalidad explicaría entre 4 y 6 puntos de aumento de la tasa de paro, ligeramente superior a las estimaciones de Daveri y Tabellini (2000).

Sobre esta base se ha realizado una serie de ejercicios de sensibilidad, en primer lugar relativos a la definición de la cuña fiscal y, adicionalmente, a la posible inclusión de otras instituciones del mercado de trabajo y de los mercados de bienes y de servicios como variables explicativas (las prestaciones por desempleo, el salario mínimo, la cobertura de los convenios de negociación colectiva, la apertura de la economía, la competitividad y el “mismatch” por cualificación y por regiones geográficas)<sup>12</sup>. Centrándose en aquellas, el contraste de la robustez de los resultados presentados a diferentes definiciones de la cuña fiscal permite además, aunque con ciertas cautelas, responder a la cuestión sobre el cumplimiento del *Teorema de la invarianza de la incidencia* en la economía española durante las últimas décadas. Así, hasta este punto, las estimaciones presentadas restringen los coeficientes asociados a los impuestos directos, a las cuotas patronales y a las cuotas obreras, lo que supone aceptar el cumplimiento del teorema, dado que los efectos económicos son invariantes al “lado del mercado” que se grava. En el Cuadro 2 se presenta una selección de especificaciones alternativas.

## Cuadro 2

---

<sup>10</sup> Dolado et al. (1986) justifican la introducción de una variable artificial para el período 1973-1977, entre la muerte de Carrero-Blanco y la firma del Pacto de la Moncloa, reflejo de las tensiones salariales positivas inducidas por los sindicatos en el final “de hecho” del régimen dictatorial. López (1991) introduce una variable artificial en el bienio 1970-1971, como reflejo de las políticas de control directo de precios y rentas, cuyos efectos en la contención de los costes laborales fueron notables. Al liberalizarse los mismos, se observa un ajuste al alza en los años siguientes. Finalmente, la especificación escogida sigue a Andrés et al. (1996a y 1996b), quienes identificaron en el bienio 1972-1973 presiones salariales con un efecto al alza en desempleo, precios y salarios.

<sup>11</sup> Ello se debe a la contribución de la fiscalidad a través del desempleo retardado.

<sup>12</sup> Estos contrastes no parecen contribuir a mejorar la explicación del desempleo en España en el período analizado. Tan sólo las especificaciones que incorporaban las medidas de *mismatch* podrían contribuir a una mejor especificación. Sin embargo, la no disponibilidad de series estadísticas sobre vacantes previas a 1977 impiden disponer de información compatible con la elaborada por Sneeseens et al. (1998) para el período completo de análisis. Todas estas estimaciones están a disposición del lector.

En términos generales, se observa que dichas desagregaciones no aportan ventajas econométricas relevantes. La  $R^2$  ajustada, el error estándar de la regresión, el SBIC y el estadístico Durbin Watson son prácticamente idénticos a la especificación básica. Además, la alternativa más favorable, especificación VIIc, describe un proceso de negociación salarial poco intuitivo, en el que los trabajadores evitan las cargas fiscales que legalmente les corresponden (la imposición sobre la renta y las cuotas obreras), pero soportan las cuotas patronales. Ello implicaría que los empleados no distinguen entre la imposición sobre la renta y las cotizaciones sociales a su cargo, y no valoran el uso de su recaudación, de modo que negocian salarios netos de las mismas. En cambio, sí diferenciarían las cotizaciones sociales empresariales, estando dispuestos a soportarlas por medio de menores salarios, como reflejo de su vinculación con una pensión futura<sup>13</sup>. Por ello, la especificación escogida (VII) es aquella que sugiere no rechazar la hipótesis de cumplimiento del Teorema de la invarianza de la incidencia en el caso de las cotizaciones sociales y de los impuestos personales sobre la renta y sobre el patrimonio en la economía española entre 1964 y 2001.

En el Gráfico 1 se representa la evolución de las variables incluidas en la especificación escogida, lo que permite constatar visualmente la relevancia de la contribución del ciclo económico en el desempleo de finales de la década de los setenta (período de expansión económica) y de principios de la década de los noventa (período de desaceleración), así como el notable aumento de la carga fiscal. Por su parte, en el Gráfico 2 se puede observar que la correlación positiva del aumento de la fiscalidad directa y el desempleo es clara, en especial hasta mediados de la década de los ochenta. En cambio, el aumento de la fiscalidad indirecta no parece asociado a aumentos del desempleo, ni vía cuña fiscal ni vía cuña de precios<sup>14</sup>.

Gráfico 1

Gráfico 2

### 3.2.2. El desempleo estructural

Una vez escogida la especificación de la regresión del desempleo observado, sustrayendo la contribución del ciclo y acumulando los efectos contemporáneos y retardados de sus factores

<sup>13</sup> Ello podría ser indicio de traslación parcial de las cotizaciones empresariales hacia los consumidores, hipótesis que se contrastará en la subsección 3.3. En todo caso, la estimación sugeriría descartar la plena traslación hacia salarios de las cotizaciones empresariales.

<sup>14</sup> Incluso la correlación es negativa. De hecho, la especificación del efecto de los precios relativos es simplemente el tipo de cambio efectivo real ponderado por la proporción de productos extranjeros en el consumo interior  $LPREL = \left( \frac{ePCF^*}{PCF} \right)^{1-\alpha}$ , sin incluir la fiscalidad indirecta. Las regresiones que incluían el efecto de los precios relativos habitual en la literatura, esto es,  $\left( \frac{ePCF^*}{PCF} \right)^{1-\alpha} (1+TI)$  no proporcionaban resultados satisfactorios.

explicativos (excluido el de dicho desempleo retardado, dada la presencia de histéresis), se obtiene la MURU de largo plazo, representativa del desempleo estructural<sup>15</sup>. Los resultados se representan en el Gráfico 3<sup>16</sup>.

### Gráfico 3

El máximo nivel de desempleo estructural del período analizado 1964-2001 se registró en 1985, situándose en torno al 20% (frente a un desempleo observado del 21,5%). En cambio, la máxima tasa de paro de la economía española, registrada en 1994 (24,1%), no se produjo en un momento de desempleo estructural históricamente elevado, sino que se asoció a un nivel estable del mismo tras la disminución de la segunda mitad de la década de los ochenta. Finalmente, desde 1998 se inicia una caída, hasta situarse en niveles entre el 13% y el 14% al final del período muestral. Aún cuando la literatura muestra una elevada dispersión, estas estimaciones se pueden considerar en un rango alto dentro de la literatura empírica en España<sup>17</sup>, tal y como se refleja en el Cuadro 3. Sin embargo, son muy similares a los resultados de Andrés et al. (1996b), con quienes se comparten los principales elementos del marco teórico y de la estrategia empírica, y con los resultados de la mayoría de los trabajos referidos a los años noventa y posteriores.

### Cuadro 3

En este punto es interesante analizar el impacto de la fiscalidad directa a la evolución del desempleo estructural en España. En el propio Gráfico 3 se representa su contribución, diferenciando su contribución de corto plazo y su contribución de largo plazo<sup>18</sup>. Centrándose en el largo plazo, se observa que la contribución contemporánea y retardada de la misma se ha elevado desde niveles próximos al 8% a inicios de la década de los setenta hasta niveles del 17% desde finales de la década de los ochenta. Por tanto, este resultado muestra que la fiscalidad desempeñó un papel muy relevante en el aumento del desempleo estructural en España, si bien desde hace más de una década el mantenimiento de la fiscalidad (y de su

<sup>15</sup> En concreto, se han acumulado los efectos retardados de hasta seis ejercicios previos, según la expresión  $\sum_{i=0}^6 \hat{a}_j^i Z_t$ , donde  $a_j$  es el coeficiente asociado al desempleo retardado estimado de la regresión y  $Z_t$  cada una de las otras variables explicativas. Por ello la serie se inicia en 1970.

<sup>16</sup> De manera análoga, se estimó la NAIRU y la tasa de desempleo compatible con el crecimiento tendencial del PIB, obteniéndose resultados similares.

<sup>17</sup> Una revisión de esta literatura puede encontrarse en Gómez y Usabiaga (2001).

<sup>18</sup> La contribución de corto plazo se estima como el producto entre el coeficiente asociado a la fiscalidad y su nivel. En cambio, la contribución de largo plazo considera no sólo este impacto contemporáneo, sino también su acumulación a través del desempleo retardado. En términos formales, ésta se estima como  $\sum_{i=0}^6 \hat{a}_j^i \beta Z_t$ , donde  $a_j^{\wedge}$  es el coeficiente asociado al desempleo retardado estimado de la regresión,  $Z_t$  el nivel de la fiscalidad y  $\beta^{\wedge}$  el coeficiente de corto plazo asociado a la misma. En el sumatorio se consideran hasta seis ejercicios previos, por lo que el primer ejercicio para el que se dispone de estimación es 1970.

consiguiente contribución) ha sido compatible con una mejora de los niveles de empleo estructural.

Los resultados en términos de variación se recogen en el Gráfico 4. Centrándose en el componente estructural (MURU de largo plazo), se puede observar que todos los componentes de la fiscalidad directa ha tenido una contribución positiva al desempleo estructural en prácticamente todo el período, y especialmente hasta 1985. Sin embargo, las grandes oscilaciones de la MURU se explican por el efecto de los precios relativos, esto es, del tipo de cambio efectivo real. Los aumentos de los precios relativos de las importaciones, debido a la depreciación de la peseta y al aumento del precio del petróleo hasta mediados de los ochenta, y sus disminuciones desde entonces dada la relativa fortaleza de la divisa, la reducción de aranceles por la entrada en la Comunidad Económica Europea y la reducción del precio del petróleo a los niveles previos a los choques de la década de los setenta marcan las dos grandes fases en la contribución de la cuña de precios.

#### Gráfico 4

La contribución estimada de la fiscalidad a las variaciones del desempleo estructural es superior a la obtenida por Rodríguez (1995), Estrada et al. (2002) y Bentolila y Jimeno (2003), en especial hasta el inicio de la década de los noventa, pero similar a la estimada por Dolado et al. (1986). Si se desagrega la contribución de la fiscalidad al desempleo estructural, se constata que son las cotizaciones empresariales hasta mediados de la década de los ochenta, y los impuestos directos, desde finales de los años setenta hasta inicios de la década de los noventa, los principales determinantes.

### **3.3. Precios, costes laborales y cotizaciones sociales, España 1964-2001**

El análisis de los precios y de los salarios se basa en la aportación de Franz y Gordon (1993), aplicada al caso español por Andrés et al. (1996a y 1996b). En esencia, esta aproximación parte de Layard et al. (1991), diferenciando entre la evolución de corto de largo plazo. Ello permitirá obtener resultados sobre la traslación de la fiscalidad y de las cotizaciones sociales hacia mayores precios y menores salarios, tanto en el corto plazo como en el largo plazo. Por tanto, se incluirá un mecanismo de corrección del error en cada una de las ecuaciones, basado en la existencia de una relación de cointegración entre las variables definidas por la literatura teórica: precios, salarios, productividad e instituciones de los mercados de bienes y de factores.

### 3.3.1. Definiciones de las variables y métodos econométricos, integración y cointegración

En un modelo de mercado de trabajo plenamente competitivo, la remuneración real de los trabajadores evoluciona igual que la de su productividad marginal. Además, si los mercados de bienes son igualmente competitivos, los precios fijados por los productores serán iguales a los costes marginales de su producción. En este contexto, el análisis de la evolución de los salarios nominales, de los deflatores de precios y de la productividad sería suficiente para caracterizar el funcionamiento de la economía. Sin embargo, en la práctica los mercados de bienes y de factores, especialmente el mercado de trabajo, distan de cumplir con esta caracterización, obligando a incluir elementos no competitivos, como la fiscalidad, las prestaciones por desempleo o el salario mínimo.

En este sentido, la ecuación de precios introduce elementos compatibles con los trabajos de Galí y Gertler (1999) y de Galí et al. (2001) entre otros, dentro de la literatura de *nuevas curvas de Phillips* en los que se destaca la contribución de las fricciones en el mercado de trabajo (fiscalidad y presencia sindical) a los costes marginales reales del trabajo, y, en consecuencia, a la inflación. Un elemento clave es la contribución del ciclo económico ( $CU-CU^*$ ) a la fijación de los precios debido a su influencia sobre los márgenes. Por su parte, tal y como se expuso en la sección 2, la especificación de la ecuación de salarios es similar a la propuesta originariamente por Coe y Krueger (1990), al responder a un enfoque de *negociación de objetivos de salarios reales* donde el objetivo de participación de las rentas del trabajo ( $s^w$ ) es igual a su nivel de equilibrio ( $s^{*w}$ ) ajustado por el efecto de la “brecha de desempleo” ( $U-U^*$ ), es decir, por el poder de negociación de los trabajadores. La elección de las variables susceptibles de explicar el equilibrio de largo plazo en los mercados de bienes y de trabajo se basa en las artículos citados, así como en los resultados de la estimación del desempleo estructural obtenidos en la subsección anterior.

Se opta por expresar de manera individualizada las ecuaciones de precios y de salarios, con el objeto de permitir realizar el contraste de la posible traslación de la fiscalidad de manera diferenciada hacia precios y hacia salarios. Por ello, se identifican por un lado el deflactor del PIB a precios de mercado (en adelante, referido como “precios”) y, por otro, el coste laboral unitario nominal de los asalariados privados, esto es, el coste laboral nominal corregido por la productividad (denominado por simplicidad “coste laboral”)<sup>19</sup>. Las expresiones 2 y 4,

---

<sup>19</sup> Ello difiere de algunas especificaciones en la literatura, en las que se define como variable dependiente el coste laboral unitario real, que en un mercado competitivo equivale a la participación de las rentas salariales en el *output*. Sin embargo, la elección no es inusual en el análisis de la traslación de los impuestos hacia precios y salarios (véanse, por ejemplo, Gordon (1985 y 1988)). Además, supone contrastar una especificación más general, al no restringir a la unidad el parámetro asociado a los precios (o, alternativamente, el asociado al coste laboral), e implica asumir un

explicativas de los mecanismos de fijación de precios y del coste laboral, respectivamente, se transforman en

$$(7) \quad p_t = -s_t^{*p} + \beta_1(CU_t^e - CU^p) + \beta_3(w_t - ?_t^*) + ?_t^p$$

$$(8) \quad w_t - ?_t^* = s_t^{*w} - ?_1(U_t - U_t^*) + \beta_4 p_t + ?_t^w$$

La inclusión de un mecanismo de corrección del error, representativo del equilibrio de largo plazo, exige contrastar el grado de integración de las variables, con el objeto de ser incluidas en su transformación como I(1). El contraste de existencia de raíces unitarias se realiza de manera exhaustiva por dos de los procedimientos empleados más habitualmente en la literatura, el contraste de *Dickey Fuller aumentado* (ADF) y el contraste de *Phillips-Perron* (PP), en sus tres alternativas (sin constante ni tendencia, con constante y con constante y tendencia).

En el Cuadro 4 se recogen los resultados para las variables escogidas en el largo plazo, los cuales, en su mayoría, coinciden con lo establecido en la literatura económica y permiten especificar el largo plazo con las variables en niveles. No obstante, dado el período temporal de análisis, en algunos de los casos se sufren los problemas derivados de muestras cortas. En la práctica, ello se manifiesta en la dificultad con que los procedimientos econométricos aceptados distinguen entre una variable que presenta un ajuste lento y otra que contiene una raíz unitaria, como la tasa de inflación o la tasa de paro<sup>20</sup>. En estos casos, se optó por sobreponderar aquellas especificaciones que permitan una interpretación más razonable, lo que se tradujo en proceder al contraste de relaciones de cointegración entre estas variables en niveles, tal y como establece la teoría económica<sup>21</sup>.

#### Cuadro 4

Las relaciones de cointegración seleccionadas sobre la base del marco teórico expuesto y, sobre todo, de los resultados de la estimación de la ley de Okun y de los múltiples ejercicios

---

proceso de fijación de los precios habitual, a través de un *mark-up* sobre el coste laboral unitario nominal. Por último y más importante, de esta forma se puede realizar el contraste diferenciado de los dos procesos de traslación más relevantes en el caso de las cotizaciones sociales, hacia mayores precios (es decir, hacia los consumidores), o hacia menores salarios (hacia los empleados). En todo caso, los resultados de las estimaciones de largo plazo muestran que, en las ecuaciones de costes laborales nominales, el coeficiente no restringido asociado a la productividad se sitúa en torno a la unidad, mientras que en las ecuaciones de precios no es significativamente diferente al del coste laboral. Ello coincide con la literatura disponible en España, como Dolado et al. (1986), Argimón y González-Páramo (1987) o López (1991). Por otro lado, los resultados derivados de relajar todas las restricciones deterioran los resultados obtenidos en el caso de la ecuación de precios.

<sup>20</sup> Elmeskov y MacFarlan (1993) contrastaron por medio del ADF la estacionariedad de la tasa de desempleo en 23 países pertenecientes a la OCDE entre 1961-1991, obteniendo que en aproximadamente la mitad se aceptaría la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria con una probabilidad superior al 90%, esto es, no estacionariedad. En España, la probabilidad de aceptar la hipótesis nula sería sólo ligeramente inferior al 90%.

<sup>21</sup> Ello difiere de Andrés et al. (1996a), donde el coste laboral unitario real se introduce en el largo plazo en primeras diferencias, lo que obliga a estimar la ecuación completa (con corto plazo y largo plazo) en términos de aceleración. En la presente investigación también se realizaron los contrastes de cointegración de estas variables en primeras diferencias, sin lograr resultados claros. Además, la especificación de las variables dependientes en aceleraciones complicaba en exceso la interpretación económica de los coeficientes.

realizados, muestran que las variables más adecuadas para explicar el largo plazo de los precios (según el deflactor del PIB a precios de mercado), son el coste laboral unitario nominal, el nivel tendencial de la competitividad, la apertura comercial, la imposición indirecta y el grado de utilización de la capacidad utilizada. Por su parte, el coste laboral unitario nominal se explicaría por la evolución del deflactor del PIB, la tasa de desempleo, la cuña fiscal directa y la cuña de precios.

### 3.3.2. Determinantes de largo plazo de los precios y costes laborales

En el Cuadro 5 se presentan las estimaciones por MCO de los diferentes vectores de cointegración tomando como variable dependiente el coste laboral nominal en niveles, así como el valor del estadístico de contraste de cointegración de Engle y Granger (1987)<sup>22</sup>. En todos los casos se acepta la hipótesis de cointegración, al menos al nivel de significación del 5%, de modo que los vectores presentados pueden ser empleados para explicar el largo plazo. Asimismo, prácticamente en todas las especificaciones las variables presentan los signos establecidos en el marco teórico. Entre ellas, la especificación III parece mostrar los mejores resultados en términos de significatividad<sup>23</sup> y, en coherencia con los resultados de la sección 3.2, otorga un papel relevante a la fiscalidad.

Cuadro 5

Centrándose en la especificación III, la restricción del coeficiente asociado a la productividad tendencial implica que la variable dependiente se define como el coste laboral unitario nominal. La elasticidad del coste laboral a los precios es prácticamente unitaria<sup>24</sup>. Asimismo, la tasa de desempleo ejerce un efecto de contención de los costes laborales muy relevante, en línea con la evidencia empírica disponible en España (véanse, por ejemplo, Argimón y González-Páramo (1987), Andrés et al. (1990), López (1991), De Lamo y Dolado (1993) y Andrés et al. (1996a))<sup>25</sup>.

Por último, tanto la cuña de precios como la cuña fiscal directa tienen un efecto positivo sobre la formación de los costes laborales, resultado coherente con su contribución a la evolución del

---

<sup>22</sup> Este contraste del grado de integración de los residuos de la estimación estática se realizó tanto aceptando el resultado del *test* programado (en *E-Views 4.1*. y en *TSP 4.5*), como programándolo originalmente por medio de los contrastes habituales de ADF y PP sobre los residuos.

<sup>23</sup> En puridad, para estos ejercicios no se deberían emplear estadísticos basados en la estabilidad de la varianza en el tiempo, como el estadístico t. Ello se hace a modo orientativo, en conjunción con el coeficiente asociado al mecanismo de corrección del error.

<sup>24</sup> El intervalo de confianza al 95% comprende el valor unitario, (0,91, 1,08). Por su parte, el intervalo correspondiente al 99% sería (0,88, 1,11).

<sup>25</sup> En estos trabajos, el coeficiente asociado al desempleo presenta un valor próximo al -1 en la ecuación de salario o de coste laboral. En cambio, en Dolado et al. (1986) el impacto estimado del desempleo retardado es muy superior, mientras que en Estrada et al. (2002) apenas se eleva al -0,2.

desempleo estructural en la economía española. En concreto, el coeficiente unitario asociado a la fiscalidad indica que no se puede descartar que las variaciones de la cuña fiscal directa impacten plenamente sobre los costes laborales, reflejo de la ausencia de una traslación hacia menores salarios. Ello puede ser indicio, desde un punto de vista económico, de una oferta de trabajo relativamente elástica, de un elevado poder de negociación de los trabajadores y/o de una percepción de la naturaleza fiscal de las cotizaciones sociales.

En cuanto a la ecuación de precios, en el Cuadro 6 se muestran las estimaciones análogas, incorporando además de los precios, de los costes laborales<sup>26</sup> y de la productividad<sup>27</sup>, aquellas variables que pueden influir en el proceso de fijación de los precios en los mercados de bienes y servicios. Entre ellas, es especialmente relevante el ciclo económico dado que, como se estableció en la sección teórica, el proceso de fijación de precios con un *mark up* contracíclico sobre los costes laborales unitarios permite relacionar el desempleo cíclico con el grado de utilización de la capacidad productiva. Este resultado se obtiene en la especificación III<sup>28</sup>, que, en los términos estadísticos habituales, resulta la aconsejable. Además, el grado de apertura de la economía, la competitividad (si bien el coeficiente asociado a ésta es bastante inestable) y la fiscalidad indirecta habrían contribuido a explicar el nivel de precios en la economía española desde 1964<sup>29</sup>.

#### Cuadro 6

La elevada elasticidad de los precios a la fiscalidad indirecta (3,3) no puede ser contrastada de manera sencilla con la literatura empírica disponible pues en muchas ocasiones es incluida dentro de la cuña fiscal total como variable explicativa de los costes salariales, impactando a través de éstos sobre los precios<sup>30</sup>. En todo caso, la literatura que analiza de manera

---

<sup>26</sup> Se ha de tener en cuenta que la variable de costes laborales incluye no sólo los costes salariales sino también el conjunto de cotizaciones sociales empresariales y ficticias. No obstante, las estimaciones realizadas desagregando los costes laborales en sus componentes salarial y fiscal muestran con relativa robustez que el conjunto de cotizaciones sociales tienen un coeficiente asociado no significativo. Sobre este punto se volverá posteriormente.

<sup>27</sup> En este caso, el intervalo de confianza al 95%, sería (0,93, 0,99) y al 99% (0,92, 1,00).

<sup>28</sup> El efecto estimado del ciclo económico sobre el nivel de precios es consistente con las estimaciones de Andrés et al. (1990) y Andrés et al. (1996a). Su inclusión en la relación de cointegración se basa en su contribución a la cointegración en media (no en varianza) y por su relevancia para inferir una ley de Okun de la agregación de las estructuras de largo plazo de las ecuaciones de precios y de salarios.

<sup>29</sup> Adicionalmente, la existencia de relaciones de cointegración se ha contrastado para las especificaciones III de coste laboral y III de precios por el método de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). En el caso de los costes laborales unitarios nominales, los estadísticos de la traza y del máximo autovalor ("Eigenvalue") rechazan al 1% la hipótesis nula de no cointegración, sugiriendo la existencia de hasta tres relaciones entre las cinco variables. En cuanto a los precios, se rechaza igualmente al 1% la hipótesis de no integración, elevándose el número de potenciales vectores de largo plazo a cuatro combinaciones. Por último, se han realizado los habituales contrastes de ADF y de PP sobre los residuos de las especificaciones escogidas del coste laboral y de los precios, confirmando la estacionariedad de los mismos.

<sup>30</sup> En todo caso, se ha de tener en cuenta que dada la definición de la cuña fiscal indirecta  $\ln(I+TI)$ , el coeficiente estimado es aproximadamente una semielasticidad. Ello implica que un aumento de un punto porcentual en el tipo impositivo elevaría el nivel de precios un 2,8%.

individualizada este efecto generalmente coincide en destacar el papel central de las variaciones del IVA y de los impuestos especiales en la evolución de los precios<sup>31</sup>.

Una vez obtenidos los resultados básicos que permiten explicar con cierta solvencia la evolución de largo plazo de los precios y de los salarios en España entre 1964 y 2001, es necesario contrastar su robustez. En concreto, dado que el objetivo es dirimir en qué medida la fiscalidad es soportada por los agentes legalmente gravados, se han empleado definiciones alternativas de la cuña fiscal, como la cuña salarial (cuña fiscal y cuña de precios), la cuña fiscal total (incluyendo la fiscalidad indirecta), desagregaciones de la misma y diferentes combinaciones de impuestos directos. Estas alternativas se incorporan como ampliación de las especificaciones III de costes laborales y III de precios<sup>32</sup>.

En el caso de los costes laborales, ninguna de las cinco especificaciones alternativas recogidas en las columnas IV a VIII del Cuadro 5 parece aportar mejoras econométricas sustanciales, excepto la especificación VII, cuya interpretación económica no es sencilla, dado que supone que los trabajadores diferencian entre las cotizaciones sociales y los impuestos directos, evitando las primeras y soportando los últimos<sup>33</sup>. Ello, unido a la elevada sensibilidad de los coeficientes asociados a la cuña fiscal en sus diferentes definiciones, sugiere que se siga optando por la especificación descrita, de modo que la fiscalidad relevante a efectos de explicar el nivel de los costes laborales es la agregación de las cotizaciones sociales a cargo de los empresarios y de los trabajadores y los impuestos directos sobre las familias. Similares resultados se obtienen en el caso de la ecuación de precios (columnas IV a IX del Cuadro 6), donde sólo se obtienen impactos relevantes de la fiscalidad directa a costa de deteriorar la aportación (negativa) del ciclo económico, o bien con especificaciones económicamente poco sólidas, como la VIII, según la cual las cotizaciones sociales empresariales tendrían un impacto deflacionista.

Finalmente, se realizó un ejercicio adicional de evaluación de la robustez de las estimaciones de largo plazo, consistente en contrastar la sensibilidad de los parámetros asociados a la fiscalidad en las ecuaciones de desempleo, precios y costes laborales a los cambios institucionales acaecidos en el mercado de trabajo y en el sistema de Seguridad Social. El análisis de las

---

<sup>31</sup> Por ejemplo, Álvarez y Hernando (2004) encuentran evidencia de que los cambios en la fiscalidad indirecta tienen un impacto muy relevante en la frecuencia de los aumentos de precios en prácticamente todos los componentes de la cesta de consumo del IPC, con datos mensuales entre 1993 y 2001.

<sup>32</sup> Lógicamente, y al igual que se realizó en la sección 3.2, un análisis de completo de robustez exigiría no sólo estudiar la sensibilidad de los resultados a definiciones alternativas de la fiscalidad, sino también al resto de instituciones del mercado de trabajo y de los mercados de productos, e incluso a las diferentes aproximaciones del ciclo económico. Ello se entiende excede de las pretensiones de la investigación.

<sup>33</sup> En todo caso, esta especificación mostraría el mismo resultado en términos de incidencia de las cotizaciones sociales.

instituciones del mercado de trabajo desde 1964 sugiere dos transformaciones que pueden haber afectado al proceso de traslación impositiva, la implantación de un verdadero sistema de negociación laboral en 1980 a partir del Estatuto de los Trabajadores y la segmentación del mercado de trabajo surgida de la reforma laboral de 1984. Su impacto sobre la incidencia económica de las cotizaciones sociales dependerá del poder de negociación relativo de los trabajadores y de los empresarios dentro de una economía de mercado<sup>34</sup>. En cuanto al sistema de Seguridad Social, el proceso de adecuación de las bases de cotización a los salarios reales (gradualmente entre 1972 y 1979), el aumento de la contributividad (por las reformas de 1985 y 1997) y la separación de las fuentes de financiación (iniciada en 1989 y prácticamente culminada en 2000) pueden haber contribuido a aumentar la percepción de la naturaleza no fiscal de las cotizaciones. Un mayor efecto vinculación puede favorecer la traslación de la fiscalidad hacia menores salarios, generando una reducción del coeficiente asociado a la cuña fiscal tanto en la ecuación de desempleo, como en la de costes laborales<sup>35</sup>.

Los resultados empíricos más destacables se obtenían al introducir la posibilidad de cambio estructural a partir de 1980 (véase el Cuadro 7)<sup>36</sup>. En concreto, hasta 1979 la cuña fiscal directa sería soportada íntegramente por las empresas por medio de menores beneficios o menores dividendos. En cambio, desde 1980 las empresas serían capaces de trasladar aproximadamente una cuarta parte de la cuña fiscal directa hacia menores salarios. Además, en contraste con los resultados previos, la fiscalidad elevaría el nivel de precios de la economía debido a que las empresas trasladan una quinta parte de la fiscalidad hacia mayores precios. Combinando ambos resultados, desde 1980 las empresas soportarían aproximadamente el 58% de la fiscalidad directa (frente a la totalidad estimada en las ecuaciones base), los trabajadores en torno al 24% y los consumidores un 18%. No obstante, dado el reducido tamaño de la muestra y la limitada coherencia entre las ecuaciones de precios y de coste laboral y la ecuación de desempleo, estos

---

<sup>34</sup> La no consideración de los *shocks* y de su interacción con las instituciones al analizar la evolución del mercado de trabajo conlleva el riesgo de omitir variables relevantes en los procesos de determinación de precios y de salarios y de traslación, tal y como muestran Blanchard y Wolfers (2000) a nivel internacional y Bentolila y Jimeno (2003) para España. Estos contrastes sobre la posible significatividad de cambios estructurales en el mercado de trabajo, en el sistema de Seguridad Social y en el sistema fiscal (coincidiendo con algunos de los *shocks* más relevantes identificados por la literatura en España, como la transición democrática y la integración en Europa), podrían mitigar la posible limitación.

<sup>35</sup> Ello se basa en que las cotizaciones sociales pueden ser percibidas no como un “impuesto”, sino como un “salario diferido” (renta futura), reduciendo la resistencia de los trabajadores a soportar el gravamen. Véanse Gruber y Krueger (1990) y Gruber (1994).

<sup>36</sup> Idealmente, el contraste de estos cambios exigiría la estimación de ecuaciones individualizadas de desempleo, precios y salarios para los diferentes colectivos (por sector, por nivel de cualificación, por tipo de contrato), en función del impacto que estos cambios institucionales pudieran en cada uno de ellos. La no disponibilidad de series estadísticas desagregadas obliga a limitar el ejercicio al contraste de cambios temporales en los coeficientes asociados. Además, se contrastó la significatividad de un cambio estructural en el coeficiente asociado a la fiscalidad en las ecuaciones de precios, coste laboral y desempleo desde 1984 y desde 1986 y de un efecto diferencial de la fiscalidad en fases de expansión o bonanza económica, frente a etapas de desaceleración o recesión, sin encontrar efectos relevantes.

resultados sólo se utilizarán para facilitar la interpretación económica de las especificaciones antes seleccionadas.

#### Cuadro 7

Estos ejercicios de sensibilidad suponen un nuevo contraste del Teorema de la invarianza de la incidencia de la fiscalidad, que al igual que en el caso de la ley de Okun, no permiten rechazar su cumplimiento. En las especificaciones escogidas, tanto los precios como los costes laborales responden a largo plazo de igual manera a las variaciones de las cotizaciones sociales a cargo de los empleadores, de las cotizaciones sociales a cargo de los empleados y de los impuestos directos. Por tanto, los resultados sobre la traslación impositiva sugieren una escasa o nula traslación de la fiscalidad directa en su conjunto, y de las cotizaciones sociales empresariales hacia trabajadores (por menores salarios) o hacia los consumidores (por mayores precios) en el largo plazo. Asimismo, muestran una fuerte traslación de la imposición indirecta a mayores precios.

#### **3.3.3. Estimación de las ecuaciones de precios y de costes laborales**

El análisis de los procesos de formación de precios y de salarios se completa incorporando las estructuras de corto plazo. Ello permitirá obtener un ajuste más preciso de las estimaciones y, además, contrastar si los resultados de ausencia de traslación de las cotizaciones sociales en el largo plazo se reproducen a corto plazo.

Para ello, en primer lugar, y para evitar que diferentes estructuras del corto plazo afecten a las relaciones de largo plazo, se ha optado por el procedimiento de “estimación en dos etapas” propuesto por Engle y Granger (1987) y aplicado al mercado de trabajo en España por Coe y Krueger (1990) y recientemente, por Van der Horst (2003) y Estrada et al. (2002 y 2004a)<sup>37</sup>. En la subsección previa se estimaron las relaciones de largo plazo, mediante las especificaciones estáticas del nivel de precios y del nivel de coste laboral. En la segunda etapa, se introduce el residuo de las estimaciones escogidas del largo plazo de los precios y de los costes laborales – por medio de un *mecanismo de corrección del error*-, junto con la estructura de corto plazo y se estiman ambas ecuaciones de manera conjunta por mínimos cuadrados en tres etapas no

---

<sup>37</sup> La estimación en una etapa corroboraba la contribución positiva de la fiscalidad a la evolución de los costes laborales, así como la contribución negativa del ciclo económico al nivel de precios. No obstante, empíricamente y debido a que las variables explicativas no son completamente ortogonales, las diferentes especificaciones del corto plazo afectaban a las estimaciones de los parámetros de largo plazo, los cuales se prefirieron mantener sin variación dado su interpretabilidad económica.

lineales<sup>38</sup>. Los instrumentos empleados han sido los retardos de las variables endógenas y de las variables explicativas del largo plazo, así como otros regresores representativos de las instituciones de los mercados de bienes y factores (como la competitividad, el salario mínimo y las prestaciones por desempleo). El corto plazo incluye una estructura de retardos de las variables dependientes y explicativas, así como otras representativas de las instituciones del mercado de trabajo más relevantes - salario mínimo, nivel de sindicación y prestaciones por desempleo -, los componentes cíclicos de la competitividad y de la productividad de la economía y diversas definiciones de la cuña fiscal.

Formalmente, el modelo se compone de dos ecuaciones, de precios ( $lp$ ) y costes laborales de los asalariados del sector privado ( $lclu$ ), cuya especificación responde a la misma estructura

$$(9) \quad dlclu_t = \mathbf{g}(RESCL^{\wedge}_{t-1}) + A(L)dlclu_{t-1} + B(L)dlp_t + \mathbf{b}_1 dx_{1,t} + \mathbf{e}_{1,t}$$

$$(10) \quad dlp_t = \mathbf{g}(RESPREC^{\wedge}_{t-1}) + C(L)dlp_{t-1} + D(L)dlclu_t + \mathbf{b}_2 dx_{2,t} + \mathbf{e}_{2,t}$$

donde  $RESCL^{\wedge}_{t-1} = lclu_{t-1} - \mathbf{q}_1^{\wedge} z_{1,t-1}$  es el residuo retardado de la estimación de la ecuación estática del coste laboral,  $RESPREC^{\wedge}_{t-1} = lp_{t-1} - \mathbf{q}_2^{\wedge} z_{2,t-1}$  el de la de precios,  $lclu_t$  es el coste laboral unitario nominal,  $p_t$  el nivel de precios según el deflactor del PIB,  $z_t$  recoge las variables que se han estimado cointegradas con ellas ( $z_{1,t}$  en el caso del coste laboral y  $z_{2,t}$  en el de los precios) y  $dx_t$  será el vector que incluye variaciones de otras variables exógenas que si bien en el largo plazo no resultaron significativas, sí pueden serlo en el corto plazo ( $x_{1,t}$  en el caso del coste laboral y  $x_{2,t}$  en el de los precios).  $A$ ,  $B$ ,  $C$  y  $D$  son polinomios en el operador de retardos<sup>39</sup>. En ambos casos, la variación de la variable dependiente se explica como la desviación de la misma alrededor de su tendencia de largo plazo, la cual depende de la variación pasada, de las variaciones del resto de variables del vector de cointegración y de otras variables exógenas estacionarias<sup>40</sup>.

<sup>38</sup> En los modelos de ecuaciones simultáneas el estimador MCO es ineficiente, inconsistente y sesgado, al estar las variables endógenas correlacionadas con las perturbaciones. En todo caso, en muestras cortas los resultados de emplear una simple estimación MCO no serían tan insatisfactorios.

<sup>39</sup> Por tanto,  $lclu_t$  y  $z_{1,t}$  están cointegradas, siendo el vector de cointegración  $(I, -?_1)$  y la combinación lineal  $(lclu_t - ?_1 z_{1,t})$  es estacionaria. De manera análoga,  $lp_t$  y  $z_{2,t}$  están cointegradas, siendo el vector de cointegración  $(I, -?_2)$  y la combinación lineal  $(lp_t - ?_2 z_{2,t})$  es estacionaria.

<sup>40</sup> Se ha de reseñar que estas estimaciones se consideran menos relevantes a los efectos de la investigación sobre la incidencia de la fiscalidad y de las cotizaciones sociales. Ello, unido al consenso de que el corto plazo es más flexible, justifica que el procedimiento habitual sea simplemente contrastar qué variables tienen el mayor valor explicativo y optar por una estructura simple. Como ya se mencionó, en este grupo de variables se optó esencialmente por indicadores de la eficiencia de la economía (competitividad y productividad laboral) en el caso de los precios, por las instituciones más habituales en el caso del coste laboral (prestaciones por desempleo y salarios mínimos) y por las variaciones de la fiscalidad en ambos.

Los resultados de la estimación de la mejor especificación económica de cada una de las ecuaciones se presentan en el Cuadro 8. Se puede observar que la variación de los costes laborales se explica razonablemente bien por un proceso gradual de convergencia a su tendencia<sup>41</sup>, por variaciones pasadas de los mismos costes laborales y de los precios y por las variaciones del salario mínimo real. Además, se han incluido dos *dummies* temporales en los años 1972 y 1976, reflejo de las tensiones salariales que caracterizaron el final de la dictadura y la transición a la democracia, en línea con las recomendaciones de Dolado et al. (1986), López (1991) y Andrés et al. (1996a). En el caso de los precios, la convergencia de los mismos a su nivel de largo plazo es igualmente parsimoniosa, aunque menos que la de los salarios<sup>42</sup>. En cuanto a las instituciones relevantes de los mercados de bienes y de factores, la variación cíclica de la productividad laboral y la de los impuestos indirectos y las cotizaciones sociales a cargo de los empresarios (retardadas dos períodos) contribuyen a explicar de manera aceptable la variación de los precios.

#### Cuadro 8

### **3.4. La incidencia económica de la fiscalidad directa y de las cotizaciones sociales en España, 1964-2001**

En síntesis, en el largo plazo, tanto la estimación directa de la ley de Okun como las estimaciones de las ecuaciones de precios y de coste laboral coinciden en señalar que, durante el período 1964-2001, las empresas en su conjunto, han soportado - por medio de menores beneficios o menores dividendos - de manera plena la fiscalidad laboral, y, dentro de ella, las cotizaciones sociales empresariales. Este resultado se fundamenta en la significatividad del parámetro asociado a la cuña fiscal directa en la estimación del desempleo estructural (MURU), en su coeficiente unitario en la especificación estática de la ecuación de costes laborales unitarios y en su no significatividad en la ecuación de largo plazo de los precios. Esta no significatividad se mantiene cuando se desagrega la variable de costes laborales en sus componentes fiscal y salarial<sup>43</sup>.

---

<sup>41</sup> La significatividad de los mecanismos de corrección del error se justifica recurriendo a los valores críticos habituales del estadístico *t* asociado. Con un enfoque estadístico, Banerjee et al. (1998) proponen un contraste más restrictivo, con valores críticos superiores. No obstante, se ha de resaltar que el procedimiento de estimación utilizado, en dos etapas, puede influir en la eficiencia de las estimaciones.

<sup>42</sup> Este proceso se puede considerar bastante lento, puesto que supone que tras la existencia de una perturbación, los precios tardan aproximadamente cuatro años en volver a su tendencia, mientras que en Estrada et al. (2004a) se supone un año. En el caso de los costes laborales, este plazo se eleva a cinco años (frente a tres años en Estrada et al. (2004a)).

<sup>43</sup> Así, se han realizado estimaciones descomponiendo el coste laboral en el salario neto de cotizaciones sociales empresariales y obreras y neto del conjunto de fiscalidad directa. En todos estos casos el componente fiscal no resultaba significativo en la ecuación de precios, síntoma de ausencia de traslación hacia delante. Debido a la escasa precisión con la que se estima este coeficiente, se optó por mantener el coste laboral como regresor de la ecuación de precios y contrastar el impacto directo de la fiscalidad.

Los resultados respecto al impacto de largo plazo sobre costes laborales se sitúan en la línea de la mayoría de evidencia tanto en España (véase el Gráfico 5)<sup>44</sup>, como a nivel internacional (véanse, entre otros, OCDE (1990), Pissarides (1991), Tyrväinen (1995), Alesina y Perotti (1997) y Daveri y Tabellini (2000)). En términos del impacto sobre el desempleo, estas estimaciones se sitúan, en el largo plazo, en un rango elevado, compatibles, entre otros, con Andrés et al. (1996b) y Estrada et al. (2004b) en España y con Daveri y Tabellini (2000) a nivel internacional<sup>45</sup>.

#### Gráfico 5

Los contrastes realizados del Teorema de la invarianza de la incidencia de la fiscalidad no permiten rechazar su cumplimiento. Aún mostrando unos coeficientes en ocasiones no muy robustos, las especificaciones escogidas por criterios estadísticos y, sobre todo, económicos, sugieren que el desempleo y, en el largo plazo, los precios y los costes laborales, responden de igual manera a las variaciones de las cotizaciones sociales a cargo de los empleadores, de las cotizaciones sociales a cargo de los empleados y de los impuestos directos. Por tanto, los comentarios referidos a la fiscalidad serían igualmente aplicables a las cotizaciones sociales a cargo de los empresarios.

En la presente investigación, se ha diferenciado entre el corto y el largo plazo, lo que permite complementar los resultados. En concreto, circunscritos a la incidencia de las cotizaciones sociales empresariales, y como se representa a efectos ilustrativos en el Gráfico 6, los resultados serían relativamente novedosos, en primer lugar, por el significativo impacto de las cotizaciones sociales sobre los precios a corto plazo. En cambio, a largo plazo se muestran compatibles con los trabajos empíricos disponibles (Toharia (1981), Escobedo (1991 y 1992) y Herce (1996)), de modo que sugieren, para el conjunto de la economía española, que las empresas no tienen suficiente poder de mercado para trasladar de manera indefinida hacia los consumidores la carga de las cotizaciones empresariales.

#### Gráfico 6

Respecto al mercado de trabajo, los resultados más originales se concentrarían en la evolución de largo plazo de los costes laborales, puesto que si bien en el corto plazo las variaciones de las

---

<sup>44</sup> En la literatura disponible, la interpretación del impacto de la fiscalidad, y de forma equivalente de su traslación, depende de la especificación de la variable dependiente. En el caso de los costes laborales, un coeficiente no significativo indica una traslación plena a salarios, mientras que si es unitario la traslación hacia los trabajadores vía menores salarios es nula. En cambio, si la ecuación se especifica en términos del salario, un coeficiente de -1 implicaría la existencia de un proceso de traslación plena a salarios, mientras que si es nulo la traslación sería inexistente. En los resultados mostrados en el Gráfico 5 se ha homogeneizado esta especificación, redefiniéndola en términos de coste laboral.

<sup>45</sup> Los aspectos técnicos de esta revisión de la literatura empírica en España se recogen en Melguizo (2007).

cotizaciones empresariales no suponen una tensión al alza sobre los costes laborales, en el largo plazo parecen impactar de manera íntegra (en contraste con Argimón y González-Páramo (1987) y Herce (1996)).

Combinando ambos resultados, mientras que en el corto plazo los trabajadores y los consumidores soportarían la carga fiscal derivada de las cotizaciones que legalmente gravan a las empresas (vía menores salarios y mayores precios), en el largo plazo lo harían las cuentas de resultados de dichas empresas. Es decir, los resultados expuestos son compatibles con que, en el largo plazo, la incidencia legal de las cotizaciones sociales a cargo de los empleadores coincida con su incidencia económica.

#### **4. Conclusiones**

En este artículo se presenta evidencia empírica original sobre la incidencia económica de las cotizaciones sociales en España, durante el período 1964-2001, a partir de la explotación de una base de datos elaborada para la investigación. En concreto, se contrasta la contribución de las cotizaciones sociales a la evolución del desempleo estructural a partir de una ley de Okun y a la evolución del nivel de los precios y de los costes laborales, tanto en el corto plazo como en el largo plazo. Centrándose en el largo plazo, ambas estimaciones sugieren rechazar que los trabajadores o los consumidores hayan soportado la fiscalidad directa por medio de menores salarios o de mayores precios, respectivamente. Ello se deriva del impacto positivo y significativo de las cotizaciones sociales en las estimaciones del desempleo estructural de la economía española entre 1964 y 2001, así como por la no significatividad de dichas cuotas como determinantes de los costes laborales unitarios o de los precios en el largo plazo. Es decir, habrían sido las empresas en su conjunto, quienes habrían soportado de manera plena la fiscalidad laboral, y, dentro de ella, las cotizaciones sociales empresariales. Por tanto, la incidencia legal de las cotizaciones sociales coincidiría en el largo plazo con su incidencia económica. Ahondando en la interpretación económica de estos resultados, en primer lugar, la ausencia de traslación de las cotizaciones sociales hacia menores salarios y el no rechazo del Teorema de la invarianza de la incidencia pueden ser indicio de que los trabajadores perciben que la naturaleza de dichas contribuciones es esencialmente impositiva<sup>46</sup>. Ello justificaría, además, que la negociación salarial considerara el conjunto de la cuña fiscal directa, de modo que los trabajadores defendieran aumentos del salario neto de la imposición sobre la renta, de

---

<sup>46</sup> Otros elementos teóricos que podrían contribuir a explicar este resultado son la existencia de una función de oferta laboral relativamente elástica, el empleo de salarios de eficiencia o la restricción a la traslación impuesta por los salarios mínimos pactados por encima del estatutario.

las cotizaciones a cargo del trabajador y de las cotizaciones a cargo de la empresa. Esta interpretación es coherente con el marco institucional vigente en la mayor parte del período analizado. Así, por ejemplo, las bases de cotización sólo se determinan por los salarios efectivamente percibidos desde 1979 (y ello siempre dentro de unos tope máximo y mínimo de cotización), la contributividad del sistema de Seguridad Social ha sido relativamente reducida y se cotiza por un tipo único para todas las contingencias comunes, no sólo para la de jubilación. El resultado apuntado sobre una posible mayor traslación de las cotizaciones hacia menores salarios desde inicios de la década de los ochenta podría entenderse como evidencia adicional en este sentido.

En términos de economía laboral, la ausencia de traslación de las cotizaciones sociales durante las décadas de los sesenta y setenta es compatible con el comportamiento poco competitivo del mercado de trabajo en las últimas cuatro décadas. Como es conocido, durante la dictadura los acuerdos en materia laboral - salario y nivel de empleo - se negociaban en el seno de los “sindicatos verticales”, donde se integraban trabajadores, empresarios y el aparato político del Estado. El resultado era un mercado de trabajo con una elevada rigidez de los contratos laborales y del empleo y con altos costes de despido, a cambio de la ausencia de libertades y derechos básicos y de la aceptación de bajos niveles retributivos (Segura (2001) y Malo de Molina (2003)). En este contexto de bajos costes salariales, y también de escasa apertura a la competencia externa, las empresas españolas podrían haber soportado íntegramente los costes no salariales sin sufrir un impacto negativo excesivo sobre su actividad.

En cambio, desde 1980 se ha de tener en cuenta la implantación de un sistema de negociación laboral efectivo, a partir de los Pactos de la Moncloa y del Estatuto de los Trabajadores. En este contexto, el resultado de ausencia (o menor) traslación debe responder a un poder de negociación relativo de los trabajadores relevante. La evidencia empírica internacional apunta a la combinación de un nivel intermedio de centralización y de coordinación y una fuerte presencia sindical – característicos de España y de la mayoría de economías de Europa continental – como el caso en el cual la fiscalidad tiene un impacto más elevado sobre los costes laborales (véanse Alesina y Perotti (1997) y Daveri y Tabellini (2000), entre otros).

Por último, los resultados también sugieren una traslación nula de las cotizaciones sociales hacia mayores precios. A este respecto, se ha de recalcar que el modelo supuesto de fijación de los precios es de tipo monopolístico, en el que las empresas extraen todo el excedente del consumidor. En este contexto, la no traslación no sería síntoma de un funcionamiento eficiente de los mercados de productos, por lo que la elevación de las cotizaciones sociales a cargo de la empresa podría implicar una reducción de sus márgenes.

## 5. Referencias bibliográficas

Alesina, A. y R. Perotti (1997), "The Welfare State and competitiveness", *The American Economic Review*, Vol.87, N°5 (Diciembre), pp.921-939.

Álvarez, L.J. e I. Hernando (2004), "Price setting behaviour in Spain: stylized facts using consumer price micro data", *Documentos de Trabajo* N°0422, Servicio de Estudios del Banco de España.

Andrés, J., J.J. Dolado, C. Molinas, C. Sebastián y A. Zabalza (1990), "The influence of demand and capital constraints on Spanish unemployment", en J.H. Drèze y C.R. Bean (eds.), *Europe's unemployment problem*, pp.366-408, Cambridge y Londres, The MIT Press.

Andrés, J., R. Doménech y D. Taguas (1996a), "Desempleo, ciclo económico y participación de las rentas del trabajo en la economía española", *Documentos de Trabajo* D-96001 (Enero), Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda.

Andrés, J., R. Doménech y D. Taguas (1996b), "Desempleo y ciclo económico en España", *Moneda y Crédito*, N°202, pp.157-204.

Argimón, I. y J.M. González-Páramo (1987), "Traslación e incidencia de las cotizaciones sociales por niveles de renta en España 1980-1984", *Documentos de Trabajo* 01/1987 (Junio), Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social (FIES).

Banerjee, A., J.J. Dolado y R. Mestre (1998), "Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework", *Journal of Time Series Analysis*, Vol.19, N°3 (Mayo), pp.267-283.

Benito, A. e I. Hernando (2003), "Labour demand, flexible contracts and financial factors: new evidence from Spain", *Documentos de Trabajo* N°0312, Servicio de Estudios del Banco de España.

Bentolila, S. y J.F. Jimeno (2003), "Spanish unemployment; the end of the wild ride?", *CEMFI Working Paper* N°0307 (Abril), Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI).

Bils, M. (1989), "Pricing in a customer market", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.104, N°4 (Noviembre), pp.699-718.

Blanchard, O.J. y J. Wolfers (2000), "The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence", *The Economic Journal*, Vol.110, N°462 (Marzo), pp.C1-C33.

Centre for Economic Policy Research, CEPR (1995), *Spanish unemployment: is there a solution?*, Londres, Centre for Economic Policy Research.

Coe, D. T. y P.B. Krueger (1990), "Why is unemployment so high at full capacity? The persistence of unemployment, the natural rate and potential output in the Federal Republic of Germany", *IMF Working Paper WP/90/101* (Octubre), International Monetary Fund.

Corrales, A. y D. Taguas (1991), "Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización", en C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza (eds.), *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, pp. 583-646, Barcelona y Madrid, Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales.

Daveri, F. y G. Tabellini (2000), "Unemployment and taxes. Do taxes affect the rate of unemployment?", *Economic Policy*, N°30 (Abril), pp.48-104.

De Lamo, A. R. y J.J. Dolado (1993), "Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española", *Investigaciones Económicas*, Vol.XVII, N°1 (Enero), pp.87-118.

Dolado, J.J., J.L. Malo de Molina y A. Zabalza (1986), "Spanish industrial unemployment: some explanatory factors", *Economica*, Vol.53, N°210(S), pp. S313-S334.

Doménech, R. y V. Gómez (2005), "Ciclo económico y desempleo estructural en la economía española", *Investigaciones Económicas*, Vol. XXIX, N°2 (Mayo), pp.259-288.

Economic Policy Committee (2006), "The impact of ageing on public expenditure: projections for the EU25 Member States on pensions, health care, long-term care, education and unemployment transfers (2004-2050)", *European Economy, Special Report* N°1/2006.

Elmeskov, J. y M. MacFarlan (1993), "Unemployment persistence", *OECD Economic Studies* N°21 (Invierno), pp.59-88.

Engle, R. F. y C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and error correction : representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol.55, N°2 (Marzo), pp.251-276.

Escobedo, M.I. (1991), "Un análisis empírico de los efectos finales producidos sobre el empleo industrial por el sistema de financiación de la Seguridad Social española 1975-1983", *Investigaciones Económicas*, Vol.XV, N°1 (Enero), pp.169-192.

Escobedo, M.I. (1992), *La financiación de la Seguridad Social y sus efectos finales sobre el empleo. Evidencia empírica en España, 1975-1983*. Colección Tesis Doctorales, N°33, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Estrada, A. J.L. Fernández, E. Moral y A. V. Regil (2004a) “A quarterly macroeconomic model of the Spanish Economy”, *Documentos de Trabajo* 0413, Servicio de Estudios del Banco de España.

Estrada, A., P. Hernández de Cos y J. Jareño (2004b), “Una estimación del crecimiento potencial de la economía española”, *Documento Ocasional* N°0405, Servicio de Estudios del Banco de España.

Estrada, A., I. Hernando y D. López-Salido (2002), “La medición de la NAIRU en la economía española”, *Moneda y Crédito*, N°215, pp.69-107.

Franz, W. y R. J. Gordon (1993), “German and American wage and price dynamics. Differences and common themes”, *European Economic Review*, Vol.37, N°4 (Mayo), pp.719-762.

Galí, J., M. Gertler y D. López-Salido (2001), “European inflation dynamics”, *European Economic Review*, Vol.45, N°7, pp.1237-1270.

Galí, J. y M. Gertler (1999), “Inflation dynamics: a structural econometric analysis”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.44, N°2 (Octubre), pp.195-222.

Gómez, F. y C. Usabiaga (2001), “Las estimaciones del desempleo de equilibrio. Una panorámica”, *Revista de Economía Aplicada*, Vol.IX, N°9 (Invierno), pp.103-129.

Gordon, R. J. (1985), “Understanding inflation in the 1980s”, *Brookings Papers on Economic Activity*, N°1, pp.263-299.

Gordon, R. J. (1988), “The role of wages in the inflation process”, *The American Economic Review*, Vol.78, N°2 (Mayo), pp.276-283.

Gruber, J. (1994), *Payroll taxation, employer mandates and the labor market: theory, evidence and unanswered questions*, mimeo, Octubre.

Gruber J. y A.B. Krueger (1990), “The incidence of mandated employer-provided insurance: lessons from workers’ compensation insurance”, *NBER Working Paper* N°3557 (Diciembre), National Bureau of Economic Research.

Hamermesh, D. S. (1993), *Labor demand*, Princeton, Princeton University Press. Edición en castellano “Demanda de trabajo”, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1995.

Herce, J.A. (1996), *Protección social y competitividad: el caso español*, Series Economía Pública, Bilbao, Fundación BBV.

Jimeno, J.F. y L. Toharia (1992), “El mercado de trabajo español en el proceso de convergencia hacia la unión económica y monetaria europea”, *Papeles de Economía Española*, N°52/53, pp.78-107.

- Johansen, S. (1988), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, Vol.59, N°6 (Noviembre), pp.1551-1580.
- Johansen, S. y K.Juselius (1990), "Identification of the long-run and the short-run structure. An application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*, Vol.63, N°1 (Julio), pp.7-36.
- Layard, R., S.J. Nickell y R. Jackman (1991), *Unemployment, macroeconomic performance and the labour market*, Oxford, Oxford University Press. Edición en castellano "Los resultados macroeconómicos y el mercado de trabajo", Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1994.
- López, E. (1991), "El crecimiento de precios y salarios en la economía española: 1964-1988", en C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza (eds.), *La economía española: una perspectiva*, pp.351-397, Barcelona y Madrid, Antoni Bosch editor e Instituto de Estudios Fiscales.
- Malo de Molina, J.L. (2003), "Una visión macroeconómica de los veinticinco años de vigencia de la Constitución Española", *Documento Ocasional N°0307*, Servicio de Estudios del Banco de España.
- McMorrow, K. y W. Roeger (2000), "Time-varying Nairu/Nawru estimates for the EU's member states", *Economic Papers N°145* (Septiembre), European Commission.
- Melguizo, A. (2007), *¿Quién soporta las cotizaciones sociales empresariales? Una revisión de la literatura empírica*, Mimeo, Marzo.
- Mill, J.S. (1848), *The principles of political economy: with some of their applications to social philosophy*. Edición en castellano "Principios de economía política: con algunas de sus aplicaciones a la filosofía social", México D.F., Fondo de Cultura Económica, 1996.
- Murillo, I.P. y C.Usabiaga (2003), "Estimaciones de la tasa de paro de equilibrio de la economía española a partir de la ley de Okun", *Papeles de Trabajo N°15/03*, Instituto de Estudios Fiscales.
- Nickell, S.J. , L. Nunziata y W. Ochel (2005), "Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?", *The Economic Journal*, Vol.115, N°500 (Enero). pp.1-27.
- OCDE (1990), "Impuestos sobre los empresarios o sobre los trabajadores: su influencia en el empleo", en Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (ed.), *Perspectivas de empleo, 1990*, pp.363-480, Colección Informes OCDE N°39, Madrid.
- Pissarides, C.A. (1991), "Real wages and unemployment in Australia", *Economica*, Vol.58, N°229 (Febrero), pp.35-55.

- Ricardo, D. (1817), *On the principles of political economy and taxation*, Londres, Cambridge University Press. Edición en castellano “Principios de economía política y tributaria”, México D.F., Fondo de Cultura Económica, 1994.
- Rodríguez, B. (1995), “La tasa natural de desempleo en la economía española: un intento de cuantificación”, *Estudios de Economía Aplicada*, Vol.3, Nº2 (Junio), pp.133-151.
- Rotemberg, J.J. y G. Saloner (1986), “A supergame-theoretic model of price wars during booms”, *The American Economic Review*, Vol.76, Nº3 (Junio), pp.390-407.
- Santos, M. y J.M. Labeaga (1987), “Notes sobre els determinants de l’ocupació industrial a Espanya (1966-1985)”, *Revista Econòmica de Catalunya*, Nº5 (Mayo-Agosto), pp.106-112.
- Segura, J. (2001), “La reforma del mercado de trabajo español: un panorama”, *Revista de Economía Aplicada*, Vol.IX, Nº25 (Primavera), pp.157-190.
- Smith, A. (1776), *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*, Edimburgo. Edición en castellano “Investigación sobre la naturaleza y las causas de la riqueza de las naciones”, México D.F., Fondo de Cultura Económica, 1997.
- Snessens, H. R., R. Fonseca y B. Maillard (1998), “Structural adjustment and unemployment persistence (with an application to France and Spain)”, *EUI Working Paper RSC Nº98/47*, European University Institute.
- Toharia, L. (1981), “Precios costes, beneficios y la “tasa justificada de inflación” en la economía española (1965-79)”, *Revista Investigaciones Económicas*, Nº16 (Septiembre-Diciembre), pp.125-150.
- Tyrväinen, T. (1995), “Real wage resistance and unemployment: multivariate analysis of cointegrating relations in 10 OECD economies”, *The OECD Jobs Study Working Paper Series*, Nº10, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Van der Horst, A. (2003), “Structural estimates of equilibrium unemployment in six OECD economies”, *Working Paper Nº22* (Julio), European Network of Economic Policy Research Institutes (ENEPRI).

Cuadro 1. Determinantes del desempleo en España, 1964-2001. Ciclo económico y Fiscalidad

Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (Estimación puntual y Estadísticos t)									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
<b>Constante</b>	0,007	-0,018	-0,039	0,049	0,035	0,009	0,046	0,027	0,001
	0,7	-1,1	-2,6	5,3	1,8	0,4	5,1	1,5	0,0
<b>Desempleo</b>	0,834	0,783	0,635	0,805	0,760	0,668	0,821	0,775	0,705
	13,1	7,6	6,4	19,2	9,0	7,5	26,5	12,7	11,7
<b>Capacidad utilizada</b>	-0,425			-0,381			-0,364		
	-7,5			-10,1			-9,8		
<b>Aceleración de precios</b>		-0,285			-0,225			-0,203	
		-2,2			-2,1			-2,0	
<b>Output gap</b>			-0,722			-0,486			-0,504
			-3,8			-2,6			-3,1
<b>Cuña salarial</b>	0,065	0,161	0,298						
	1,1	1,7	3,3						
<b>Cuña fiscal</b>				0,104	0,191	0,276			
				2,7	2,4	3,4			
<b>Cuña fiscal directa</b>							0,111	0,218	0,293
							3,2	3,2	4,6
<b>Precios relativos</b>				0,542	0,711	0,684	0,457	0,552	0,439
				6,6	4,5	4,6	7,1	4,5	3,6
<b>Dummie temporal</b>	0,030	0,006	0,005	0,033	0,012	0,010	0,032	0,012	0,010
	3,6	0,5	0,5	6,1	1,2	1,1	6,2	1,3	1,2
R2 adj.	0,987	0,966	0,975	0,994	0,977	0,980	0,995	0,980	0,984
SER	0,009	0,015	0,013	0,006	0,012	0,012	0,006	0,011	0,011
DW	0,819	0,531	0,747	1,880	0,767	0,884	1,898	0,768	0,902
SBIC	-113,5	-94,1	-101,8	-128,6	-100,0	-104,8	-129,6	-102,2	-108,4

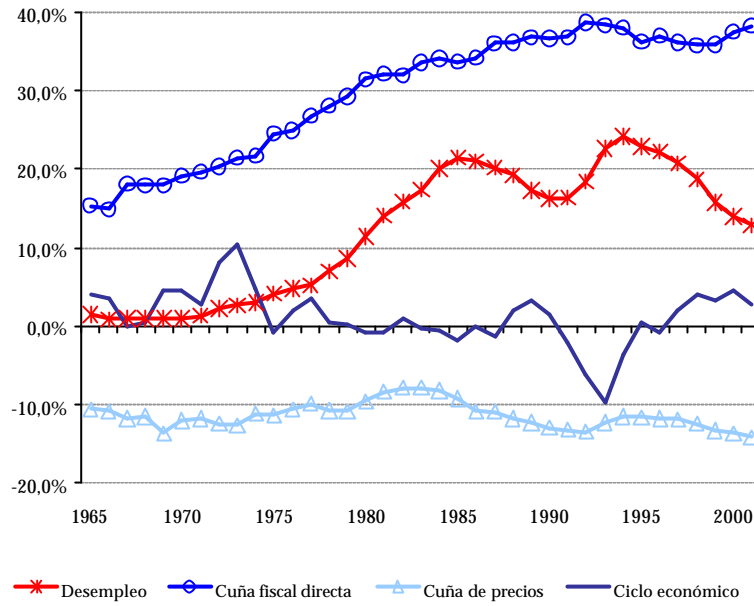
Nota: La capacidad utilizada se introduce como diferencia entre el grado de utilización efectiva y el promedio  
Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2. Determinantes del desempleo en España, 1964-2001. Sensibilidad a la definición de la cuña fiscal

Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (Estimación puntual y Estadísticos t)				
	<b>VII</b>	<b>VIIa</b>	<b>VIIb</b>	<b>VIIc</b>
<b>Constante</b>	0,046	0,047	0,036	0,067
	5,1	5,1	3,1	9,4
<b>Desempleo</b>	0,821	0,827	0,850	0,782
	26,5	26,3	35,6	19,3
<b>Capacidad utilizada</b>	-0,364	-0,367	-0,375	-0,350
	-9,8	-9,7	-10,2	-9,2
<b>Cuña fiscal directa (CFD)</b>	0,111			
	3,2			
<b>CFD sin CSA</b>		0,127		
		2,9		
<b>CFD sin TD</b>			0,134	
			3,1	
<b>CFD sin CSE</b>				0,253
				3,4
<b>Precios relativos</b>	0,457	0,464	0,384	0,568
	7,1	7,0	6,0	7,3
<b>Dummie temporal</b>	0,032	0,033	0,032	0,031
	6,2	6,3	6,0	6,0
R2 adj.	0,995	0,995	0,995	0,995
SER	0,006	0,006	0,006	0,006
DW	1,898	1,835	1,846	2,045
SBIC	-129,6	-128,8	-129,2	-130,0

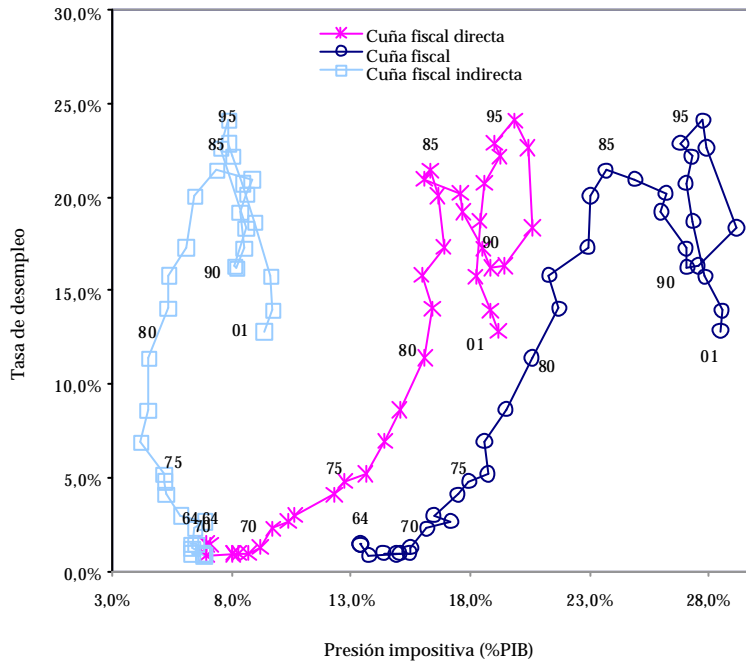
Nota: La capacidad utilizada se introduce como diferencia entre el grado de utilización efectiva y el promedio.  
Fuente: Elaboración propia

Gráfico 1. Factores explicativos del desempleo en España, 1965-2001



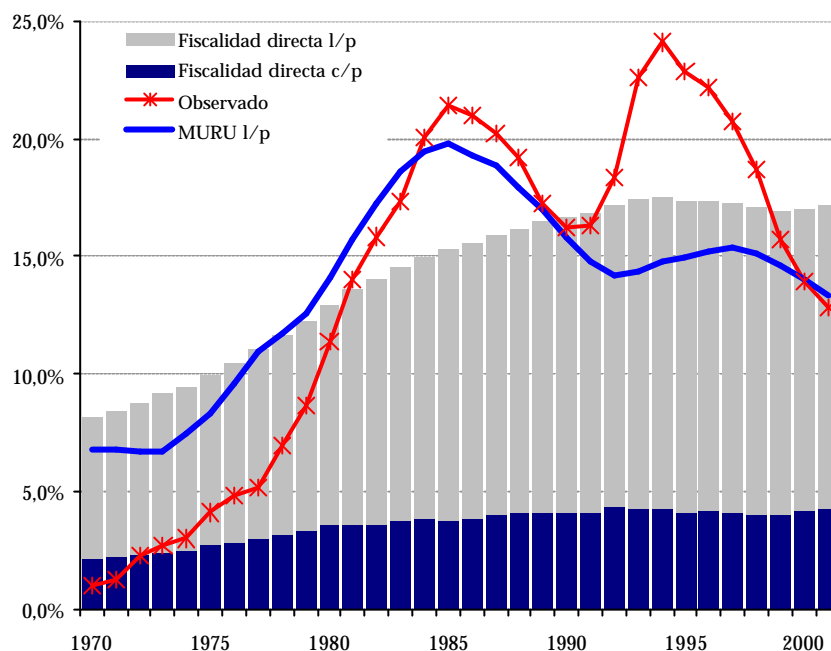
Nota: El ciclo económico se aproxima por la diferencia entre la capacidad utilizada y el grado de utilización promedio  
 Fuente: Base de datos del MOISEES y elaboración propia

Gráfico 2. Desempleo, cuña fiscal, cuña fiscal directa y cuña fiscal indirecta en España, 1964-2001



Fuente: Base de datos del MOISEES y elaboración propia

Gráfico 3. Desempleo observado y estructural en España, 1970-2001



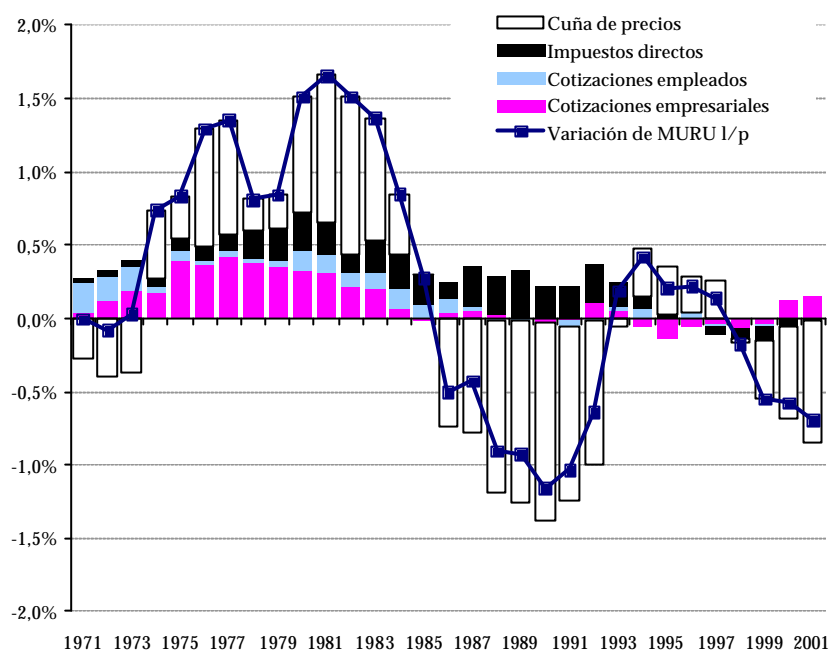
Fuente: INE y elaboración propia

Cuadro 3. Revisión de estimaciones del desempleo estructural en España

		1970-1975	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2001
<b>Desempleo observado</b>		2,4%	7,4%	17,7%	18,8%	20,9%	17,4%
<b>Estimaciones del desempleo estructural</b>							
Presente investigación	MURU	7,1%	11,8%	18,2%	17,8%	14,6%	14,6%
<b>Literatura previa</b>							
Dolado et al. (1986)	NAIRU	3,9%	7,8%	11,3%	n.d.	n.d.	n.d.
Andrés et al. (1990)	NAIRU	2,3%	9,0%	13,9%	16,4%	n.d.	n.d.
Layard et al. (1991)	NAIRU	9,7%	10,8%	15,0%	15,0%	n.d.	n.d.
Jimeno y Toharia (1992)	NAIRU	1,3%	3,9%	9,4%	8,0%	n.d.	n.d.
De Lamo y Dolado (1993)	NAIRU	3,2%	7,0%	13,4%	17,0%	n.d.	n.d.
Rodríguez (1995)	NAIRU	3,7%	9,5%	13,4%	18,2%	14,4%	n.d.
Andrés et al. (1996b)	MURU	3,6%	8,4%	17,1%	19,0%	17,9%	n.d.
McMorrow y Roeger (2000)	NAIRU	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	18,5%	17,4%
Estrada et al. (2002)	NAIRU	n.d.	n.d.	17,8%	n.d.	21,1%	13,5%
Estrada et al. (2004b)	NAIRU	n.d.	n.d.	13,0%	13,0%	17,0%	12,9%
<b>Promedio simple</b>		4,0%	8,1%	13,8%	15,2%	17,8%	14,6%

Fuente: Elaboración propia

Gráfico 4. Contribución de la cuña fiscal y de la cuña de precios a la variación del desempleo estructural en España, 1970-2001



Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4. Resultados de los tests de raíces unitarias (\*)

Variable	Orden de integración		Variable	Orden de integración	
	ADF	PP		ADF	PP
Precios	2	2	Precios relativos	1	1
Salarios	2	2	Cuña fiscal	0	1
Productividad tendencial	3	3	Cuña fiscal directa (CFD)	1	1
Coste laboral unitario	0	2	Impuestos indirectos (TD)	1	1
Desempleo	1	1/2	Cotizaciones empleador (CSE)	0/1	1
Capacidad utilizada	0/1	1	Impuestos directos (TI)	1	1
Ciclo económico	0	0/1	Cotizaciones empleado (CSA)	0/1	0/1
Competitividad	1	1	CFD sin CSA	0/1	0/1
Apertura comercial	2	0	CFD sin TD	1	1
Cuña salarial	1	1	CFD sin CSE	1	1

(\*) Los resultados de las diferentes especificaciones de los contrastes están disponibles bajo petición

En el caso de mostrarse dos resultados, el menor grado de integración representa la situación en la que la hipótesis nula de raíz unitaria se aceptaría al 1%

El ciclo económico se aproxima por la diferencia entre la capacidad utilizada y el grado de utilización promedio

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 5. Ecuación de coste laboral. Largo plazo

Vectores de Cointegración (*)								
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Coste laboral nominal	1	1	1	1	1	1	1	1
Productividad tendencial	-1#	-1#	-1#	-1#	-1#	-1#	-1#	-1#
Constante	-0,819	-0,722	-0,850	-0,493	0,094	-0,538	-0,964	-0,507
Precios	-72,4	-14,8	3,5	-2,5	0,4	-2,2	-4,7	-3,9
	0,996	1,030	0,996	1,074	1,167	1,052	0,996	1,042
	138,7	56,6	23,0	26,5	29,1	23,7	31,4	27,7
Desempleo		-0,483	-1,002	-0,232	-0,614	-0,976	-0,767	-1,159
		-2,0	-3,9	-0,7	-2,2	-3,7	-3,1	-3,4
Precios relativos			1,320		0,621	1,546	0,618	1,994
			2,5		1,0	2,8	1,1	3,0
Cuña fiscal directa (CFD)			1,017					
			1,9					
Cuña salarial				-0,735				
				-1,2				
Cuña fiscal					-1,442			
					-2,8			
CFD sin CSA						0,299		
						0,5		
CFD sin TD							1,334	
							2,8	
CFD sin CSE								0,933
								0,9
R2 adj.	0,998	0,998	0,999	0,998	0,999	0,999	0,999	0,999
SER	0,048	0,046	0,039	0,045	0,037	0,041	0,037	0,041
DW	0,253	0,301	0,592	0,341	0,792	0,539	0,566	0,637
SBIC	-59,2	-59,5	-62,7	-58,5	-64,7	-60,9	-64,9	-61,2
Método EG (&)	-2,96***	-2,26**	-2,50**	-1,98***	-2,53**	-2,41**	-3,59***	-2,48**

(\*) Estimación puntual y Estadístico t. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios

#) Coeficientes restringidos. Equivale a estimar el coste laboral unitario nominal

(&amp;) Método de Engle y Granger (1987). Caso I, Sin constante ni tendencia. Rechazo de la hipótesis nula (no cointegración) al 10% \*, al 5% \*\*, al 1% \*\*\*

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 6. Ecuación de precios. Largo plazo

Vectores de Cointegración (*)									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
Precios	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Coste laboral nominal	1,002 138,7	1,025 87,1	0,962 60,6	0,810 24,9	0,794 17,7	0,964 17,0	0,898 21,6	1,026 33,0	0,935 21,1
Productividad tendencial	-1,002#	-1,025#	-0,962#	-0,810#	-0,794#	-0,964#	-0,898#	-1,026#	-0,935#
Constante	0,818 50,6	0,842 45,6	0,493 8,1	-0,277 -1,7	-0,464 -1,9	0,500 1,6	0,118 0,5	0,964 4,6	0,389 2,3
Ciclo económico (^)		0,171 0,7	-0,285 -1,6	0,160 0,9	-0,078 -0,4	-0,285 -1,5	-0,225 -1,3	-0,265 -1,6	-0,265 -1,4
Competitividad		0,310 2,4	-0,261 -2,3	0,317 3,6	-0,105 -0,8	-0,261 -2,3	-0,28 -2,6	-0,388 -3,3	-0,299 -2,4
Apertura comercial			-0,230 -2,9	0,263 3,2	0,128 1,4	-0,232 -2,0	-0,14 -1,5	-0,378 -3,9	-0,198 -2,1
Impuestos indirectos			3,283 7,9			3,285 7,6	3,185 7,8	3,173 8,1	-3,146 -6,7
Cuña salarial				2,189 7,3					
Cuña fiscal					2,123 5,5				
Cuña fiscal directa (CFD)						-0,013 0,0			
CFD sin CSA							0,930 1,7		
CFD sin TD								-1,240 -2,3	
CFD sin CSE									0,513 0,7
R2 adi.	0,998	0,998	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
SER	0,048	0,045	0,027	0,029	0,033	0,028	0,026	0,026	0,027
DW	0,252	0,344	1,226	1,494	1,032	1,226	1,395	1,431	1,207
SBIC	-59,1	-58,5	-75,4	-73,6	-67,5	-73,5	-75,2	-76,6	-73,8
Método EG (&)	-2,87***	-3,04***	-3,34***	-3,24***	-2,99***	-3,34***	-3,29***	-3,48***	-3,41***

(\*) Estimación puntual y Estadístico t. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios

(#) Coeficientes restringidos. Equivale a estimar el coste laboral unitario nominal

(^) El ciclo económico se aproxima por la diferencia entre la capacidad utilizada y el grado de utilización promedio

(&amp;) Método de Engle y Granger (1987). Caso 1, Sin constante ni tendencia. Rechazo de la hipótesis nula (no cointegración) al 10% \*, al 5% \*\*, al 1% \*\*\*

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 7. Ecuaciones de largo plazo. Sensibilidad a cambio estructural desde 1980

Vectores de Cointegración (*)					
Coste laboral	III	IIIb	Precios	III	IIIb
Coste laboral nominal	1	1	Precios	1	1
Productividad tendencial	1#	1#	Coste laboral nominal	0,962	0,942
Constante	-0,850	-0,844	Productividad tendencial	60,6 -0,962#	56,5 -0,942#
Precios	0,996	1,013	Constante	0,493	0,453
Desempleo	23,0 -1,002	-4,1 -0,584	Ciclo económico	8,1 -0,285	7,7 -0,156
Precios relativos	1,320	1,251	Competitividad	-1,6 -0,261	-0,9 -0,180
Cuña fiscal directa (CFD)	2,5 1,017	2,8 1,117	Apertura comercial	-2,3 -0,230	-1,7 -0,157
CFD * D8001	1,9	2,4 -0,353	Impuestos indirectos	-2,9 3,283	-2,0 2,636
		-3,6	CFD * D8001	7,9	5,7 0,184 2,6
R2 adj.	0,999	0,999	R2 adj.	0,999	0,999
SER	0,039	0,034	SER	0,027	0,025
DW	0,592	0,968	DW	1,226	1,460
SBIC	-62,7	-67,3	SBIC	-75,4	-77,2
Método EG (&)	-2,50**	-2,62**	Método EG (&)	-3,34***	-4,22***

(\*) Estimación puntual y Estadístico t. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios

(#) Coeficientes restringidos. Equivale a estimar el coste laboral unitario nominal

(^) El ciclo económico se aproxima por la diferencia entre la capacidad utilizada y el grado de utilización promedio

(&) Método de Engle y Granger (1987). Caso 1, Sin constante ni tendencia. Rechazo de la hipótesis nula (no cointegración) al 10% \*, al 5% \*\*, al 1% \*\*\*

Fuente: Elaboración propia

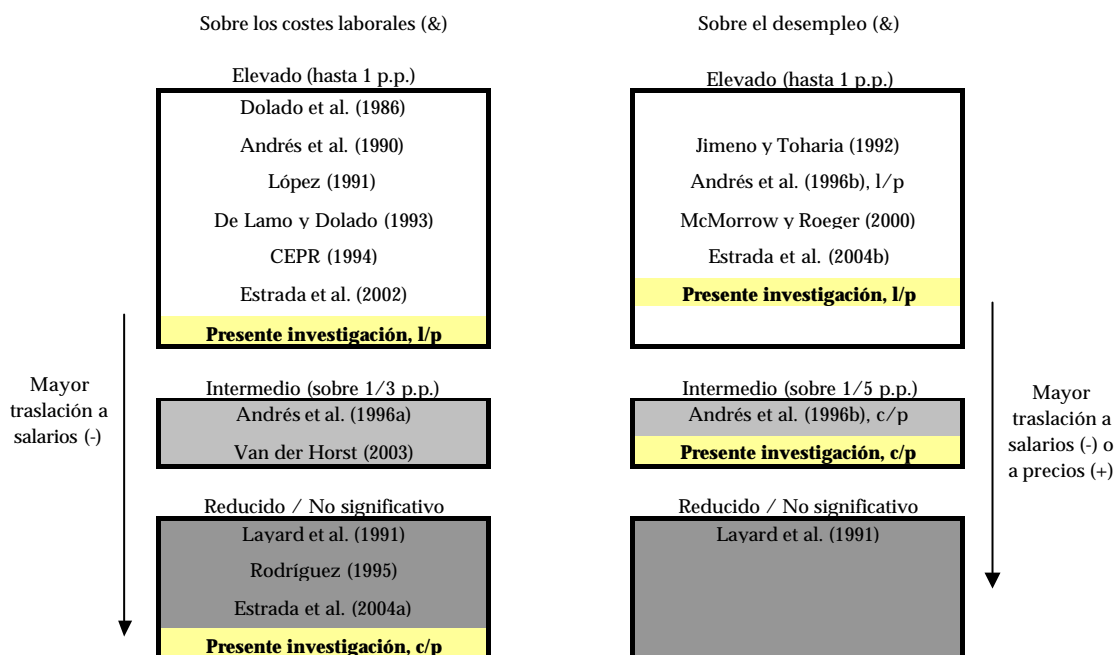
Cuadro 8. Determinantes de la variación del coste laboral y de los precios en España, 1964-2001

Variables dependientes en primeras diferencias			
Estimación conjunta por Mínimos Cuadrados Trietápicos (Estimación puntual y Estadísticos t)			
<b>Variables</b>		<b>Coste laboral (DLCLUp)</b>	<b>Precios (DLP)</b>
<b>Mecanismo de corrección del error (*)</b>	RESCL t-1	-0,195	
		-2,7	
	RESPREC t-1		-0,268
			-3,1
<b>Variación del coste laboral</b>	DLCLUp		0,525
			9,1
	DLCLUp t-1	0,459	
		4,2	
<b>Variación de precios</b>	DLP	0,896	
		6,4	
	DLP t-1	-0,404	0,420
		-3,2	7,3
<b>Variación del salario mínimo</b>	DLWMR t-2	0,088	
		1,7	
<b>Variación cíclica de la productividad</b>	DCLYNPR		-0,403
			-4,1
<b>Variación de la fiscalidad</b>			
<b>Impuestos indirectos</b>	DLFW1A		0,883
			3,3
<b>Cotizaciones empresariales</b>	DLFW1B t-2		0,825
			2,6
<b>Dummies temporales</b>	D72	0,072	
		4,2	
	D76	0,042	
		2,8	
R2 adj.		0,936	0,963
SER		0,013	0,009
DW		2,075	2,005
SBIC		-90,3	-104,1

(\*) Identificado por los residuos retardados de las estimaciones de largo plazo de coste laboral (III) y de precios (III)

Fuente: Elaboración propia

Gráfico 5. Impacto económico del incremento de 1% de la fiscalidad laboral en España(\*)

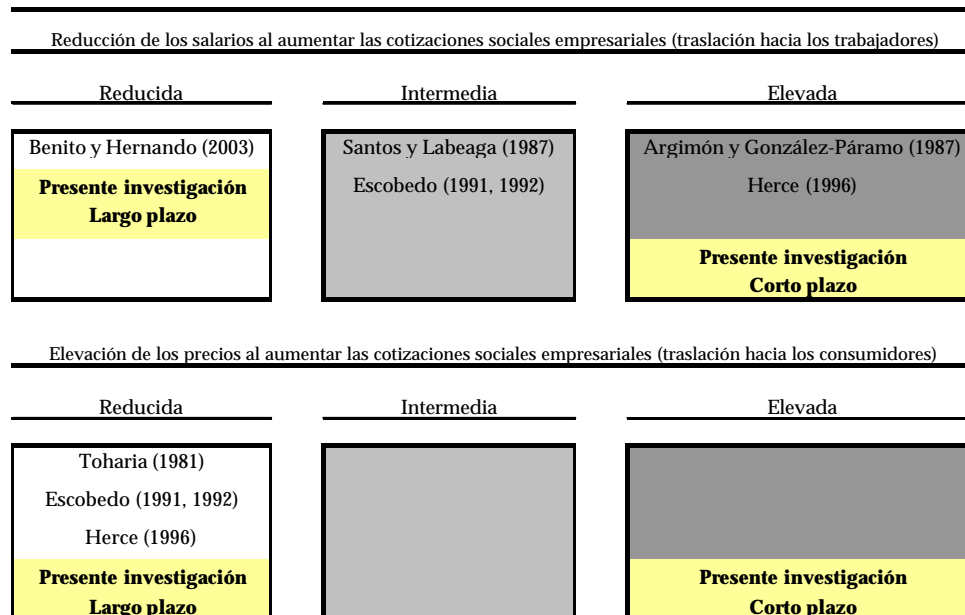


(\*) A las cautelas sobre la cuantificación de los efectos se debe unir que la definición de fiscalidad laboral no es homogénea

(&) La intensidad del sombreado sugiere una traslación más elevada de la fiscalidad hacia menores salarios en la primera columna, o hacia menores salarios o mayores precios en la segunda

Fuente: Elaboración propia

Gráfico 6. Traslación de las cotizaciones sociales a cargo del empresario en España



Fuente: Elaboración propia