

# PAPELES DE TRABAJO

## 7/2022

Análisis de la efectividad de los incentivos fiscales a la contratación laboral en España<sup>(\*)</sup>

ANTONIO CUTANDA

Universidad de Valencia

JUAN A. SANCHIS

Universidad de Valencia y ERICES

(\*) Este trabajo ha recibido apoyo financiero del Proyecto Análisis de la efectividad de los incentivos fiscales a la contratación laboral en España, del Instituto de Estudios Fiscales, y de los Proyectos ECO2017-86793-R y ECO2017-84632-R financiados por el MCIN/AEI/ 10.13039/501100011033 y “ERDF A way of making Europe”; y de la Generalitat Valenciana (proyectos PROMETEU/2019/095 y PROMETEU/2020/83).



## ÍNDICE

Resumen- Abstract

1. INTRODUCCIÓN

2. EL MODELO TEÓRICO

3. LA ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA

4. LOS DATOS

5. RESULTADOS

6. CONCLUSIONES

BIBLIOGRAFÍA

## Resumen

Este trabajo presenta un ejercicio de simulación para analizar la respuesta de la oferta de trabajo en España a cambios impositivos sobre los ingresos laborales. Para ello, utilizamos estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio obtenidas con un pseudo-panel construido combinando la EPA y la ECPF, para el periodo 1987-1997. Nuestros resultados indican que la oferta de trabajo es sensible a los cambios en el impuesto sobre la renta laboral, aunque los efectos obtenidos son discretos. También encontramos que dicha respuesta es diferente para hombres y mujeres, para trabajadores fijos y temporales, y varía con la edad.

*Palabras clave:* Oferta Laboral; Impuesto sobre la renta laboral; Elasticidad de sustitución intertemporal del ocio; Simulaciones.

*Códigos JEL:* E62; H24; H31; J22.

## Abstract

This paper simulates the response of Spanish labour supply to income tax changes using estimates for the intertemporal elasticity of substitution of leisure. These elasticities are obtained from a pseudo-panel that has been built combining information of the EPA and the ECPF, for the period 1987-1997. Our results indicate that there is room for affecting the Spanish labour supply through income tax changes, although the effects obtained are rather small. We also find that this response is different for males and females, and for permanent and fixed-term contract workers. We also uncover that the responses vary with workers' age.

## 1. INTRODUCCIÓN

El proceso de envejecimiento de la población experimentado durante los últimos 50 años en las economías desarrolladas, así como las dificultades financieras de los sistemas de Seguridad Social que este hecho está provocando, han alentado un renovado interés por la relación existente entre los impuestos sobre la renta y la oferta laboral.<sup>1</sup> En este contexto, este trabajo pretende analizar la capacidad de la política fiscal para afectar a la oferta laboral en España.

Prescott (2004) constituye el primer trabajo que analizó dicha relación, y que verificó, utilizando los datos de la OCDE, que, a diferencia de lo ocurrido en los primeros años 70, el promedio de horas trabajadas por trabajador en Estados Unidos era mayor que en los países europeos analizados. Dicho trabajo desveló que la diferencia en las tasas impositivas era la principal razón que explicaba este hecho. Prescott (2004) analizó, asimismo, las implicaciones más relevantes de dicha evidencia para el diseño de la política económica, muy en particular en aquellas medidas que tenían como objetivo mejorar la financiación de la seguridad social. Dicho trabajo simulaba un modelo neoclásico que consideraba un valor elevado de la elasticidad de la oferta laboral y, basado en sus resultados, concluía que era imposible resolver los grandes problemas financieros del sistema de seguridad social, a través del incremento de las tasas impositivas. Con posterioridad, Silva (2008), utilizando el mismo modelo que Prescott (2004), confirmó sus conclusiones para una muestra reducida de países, entre los que se encontraba España.

Los resultados de Prescott (2004) y Silva (2008) se basaban, por una parte, en la utilización de un valor (elevado) de la elasticidad de la oferta laboral (alrededor del 3%). Y por otra, mediante simulaciones macroeconómicas (con datos agregados) de una ecuación equivalente a la condición intratemporal de primer orden de la optimización individual de un modelo de consumo y ocio. En el presente trabajo, nuestras simulaciones no siguen esta estrategia, en la medida que nuestro análisis simula la condición intertemporal de primer orden para el ocio que se obtiene en un modelo similar, y utilizamos un valor de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio estimado con datos microeconómicos. En relación a los valores considerados de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio, destacamos que nuestras estimaciones son siempre inferiores a la unidad.<sup>2</sup>

Utilizando las elasticidades estimadas, simulamos la respuesta del ocio/oferta laboral para las muestras totales de hombres (y mujeres) perceptores de salarios, y también para algunas submuestras, en particular, las formadas por los trabajadores fijos y los trabajadores temporales. Debe tenerse en cuenta que, dada la condición intertemporal del ocio considerada, nuestros ejercicios simulan la respuesta actual de la oferta laboral ante un cambio esperado en la tasa impositiva sobre los ingresos esperados del trabajo para el periodo siguiente. En todos los casos

---

<sup>1</sup> HAUSMAN (1985) constituye la referencia básica para el análisis de la relación entre los impuestos y la oferta laboral. Adicionalmente, el lector interesado puede consultar también MEGHIR y PHILLIPS (2010).

<sup>2</sup> Sobre las discrepancias en los valores de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio que se utilizan en los modelos con datos macroeconómicos, frente a los utilizados en los modelos con datos individuales, véase CHETTY *et al.* (2011), CHETTY (2012) y KEANE y ROGERSON (2012).

estudiados, las respuestas que obtenemos suponen cambios inferiores al 1% en la tasa de desempleo del colectivo considerado.<sup>3</sup>

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la segunda sección se presenta el modelo teórico, y en la tercera sección, la especificación empírica utilizada. La sección cuarta describe los datos y explica los procedimientos utilizados en la estimación de los salarios para las diferentes sub-muestras consideradas. La quinta sección presenta los resultados empíricos, y, finalmente, la sexta sección resume las principales conclusiones.

## 2. EL MODELO TEÓRICO

El modelo intertemporal de oferta de trabajo que utilizamos se basa en MaCurdy (1981 y 1983). Este modelo considera que los individuos escogen sus niveles de consumo y ocio en cada periodo para maximizar su función de utilidad esperada de ciclo vital:

$$\text{Max}_{C_t, L_t} U = E_t \sum_{i=0}^{T-1} \beta^i u(C_{t+i}, L_{t+i}) \quad (1)$$

donde  $C_t$  y  $L_t$  son, respectivamente, el consumo no duradero y el ocio. En este modelo, se supone que la función de utilidad,  $U$ , es intertemporalmente separable, y que  $u(\cdot)$ , la función de utilidad en cada periodo, es creciente y cóncava en sus argumentos.  $E_t$  es el operador esperanza matemática, condicionado a la información disponible en el periodo  $t$ , y  $\beta$  es la tasa de descuento. Este problema de optimización individual está sujeto a la restricción presupuestaria habitual:

$$A_{t+j+1} = R_t [A_{t+j} + (1 - \tau_h) W_{t+j} N_{t+j} - (1 + \tau_c) P_{t+j} C_{t+j}] \quad (2)$$

donde  $A_t$  es la riqueza del individuo al comienzo del periodo  $t$ ;  $R_t$  es el tipo de interés bruto,  $R_t = 1 + r_t$ , y  $r_t$  es el tipo nominal de interés;<sup>4</sup>  $W_t$  es el salario por hora trabajada;  $N_t$  el número de horas que un individuo trabaja en el periodo  $t$ ;  $C_t$  es el consumo individual real en dicho periodo  $t$ ; y,  $P_t$  es el precio nominal de una unidad de consumo,  $C_t$ . Tanto  $W_t$  como  $P_t$  se suponen exógenos. Para poder llevar a cabo nuestro ejercicio de simulación, en la expresión (2) incorporamos de forma explícita las tasas impositivas sobre el trabajo y el consumo, representadas por  $\tau_h$  y  $\tau_c$ , respectivamente.<sup>5</sup>

<sup>3</sup> No obstante, a pesar de la menor elasticidad de sustitución intertemporal considerada en este estudio, con respecto a la utilizada en PRESCOTT (2004) y SILVA (2008), nuestros resultados confirman la imposibilidad de resolver el problema de la seguridad social en España exclusivamente incrementando impuestos, dada la magnitud del cambio impositivo que sería necesario para ello.

<sup>4</sup> Genéricamente, nos referiremos a  $R_t$  como el tipo de interés.

<sup>5</sup> Consideramos que  $\tau_h$  incluye tanto el impuesto sobre la renta laboral, como las contribuciones a la seguridad social. En principio, en el modelo se podrían considerar las distintas tasas impositivas sobre los gastos en diferentes bienes de consumo, pero ello hubiera requerido desagregar el gasto total en sus diferentes componentes.

Suponiendo que no hay legados ( $A_T=0$ ) y que las tasas impositivas son constantes en el tiempo, la restricción presupuestaria del ciclo vital viene dada por:

$$\sum_{j=0}^{T-t} R_t^{-j} (1 + \tau_c) P_{t+j} C_{t+j} = A_t + \sum_{j=0}^{T-t} R_t^{-j} (1 - \tau_h) W_{t+j} N_{t+j} \quad (3)$$

Por último, suponemos que el mercado de capital es perfecto.

A partir de las ecuaciones anteriores, puede definirse la función de valor  $V$ , que representa la máxima utilidad del consumo y el ocio esperada por el individuo en  $t+1$ . Así, de acuerdo con el principio de optimalidad de Bellman:

$$V(A_{t+1}) = \text{Max}_{E_{t+1}} \left\{ \sum_{j=1}^{T-t} \beta^j U(C_{t+j}, L_{t+j}) \right\} \quad (4)$$

En este punto, vamos a considerar que el individuo atribuye una probabilidad  $1-\pi_t$  a estar desempleado en el periodo  $t$ . En este caso, la ecuación (4) se convierte en:

$$V(A_t) = \text{Max}_{L_t} \left\{ U(L_t) + \beta E_t \left[ \pi_t V(A_{t+1}^e) + (1 - \pi_t) V(A_{t+1}^d) \right] \right\} \quad (5)$$

en la que  $A_{t+1}^e = A_{t+1}$ , definido en la expresión (2), es el valor de la riqueza al comienzo del periodo  $t+1$ , en el caso de que el individuo esté empleado en el periodo  $t+1$ , y  $A_{t+1}^d$  es el valor de la riqueza en el caso de que el individuo esté desempleado.<sup>6</sup>

A partir de la expresión (5), aplicando el teorema de la envolvente, se obtiene:

$$\frac{\partial V(A_t)}{\partial A_t} = \beta R_t E_t \pi_t \frac{\partial V(A_{t+1})}{\partial A_{t+1}^e} \frac{\partial A_{t+1}^e}{\partial A_t} + \beta R_t E_t (1 - \pi_t) \frac{\partial V(A_{t+1})}{\partial A_{t+1}^d} \frac{\partial A_{t+1}^d}{\partial A_t} \quad (6)$$

Y, suponiendo ahora que la utilidad marginal de la riqueza no cambia en los dos estados de la naturaleza que estamos considerando (estar empleado o desempleado), a partir de la expresión (6) obtenemos,

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial V(A_{t+1})}{\partial A_{t+1}^d} &= \frac{\partial V(A_{t+1})}{\partial A_{t+1}^e} = \frac{\partial V(A_{t+1})}{\partial A_{t+1}} \\ \frac{\partial A_{t+1}^d}{\partial A_t} &= \frac{\partial A_{t+1}^e}{\partial A_t} = 1 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \frac{\partial V(A_t)}{\partial A_t} = \beta R_t E_t \frac{\partial V(A_{t+1})}{\partial A_t} \quad (7)$$

Nótese que, bajo estos supuestos, la utilidad marginal de la riqueza no depende de la probabilidad de estar desempleado, incluso cuando dicha probabilidad sí que afecta a la condición de primer orden del ocio, como puede comprobarse en la siguiente expresión:

$$\frac{\partial U}{\partial L_t} = \beta R_t W_t E_t \pi_t \frac{\partial V(A_{t+1})}{\partial A_{t+1}} \quad (8)$$

<sup>6</sup> En este caso, en la expresión (2)  $W_t N_t$  debe sustituirse por  $S_t$ , el importe percibido por el individuo en concepto de seguro de desempleo, que se supone exógenamente dado.

La solución al problema de optimización da lugar a tres condiciones de primer orden: la condición intratemporal y las dos condiciones intertemporales para el consumo y el ocio. Estas condiciones se presentan a continuación:

$$\frac{(1-\tau_{h,t})\pi_t W_t}{(1+\tau_{c,t})P_t} \frac{\partial u/\partial C_t}{\partial u/\partial L_t} = 1 \quad (9)$$

$$E_t \beta \frac{\partial u/\partial C_{t+1}}{\partial u/\partial C_t} \frac{(1+\tau_{c,t})P_t R_t}{(1+\tau_{c,t+1})P_{t+1}} = 1 \quad (10)$$

$$E_t \beta \frac{\partial u/\partial L_{t+1}}{\partial u/\partial L_t} \frac{\pi_t}{\pi_{t+1}} \frac{(1-\tau_{h,t})W_t R_t}{(1-\tau_{h,t+1})W_{t+1}} = 1 \quad (11)$$

La optimalidad de este tipo de problemas requiere que las tres condiciones de primer orden se satisfagan simultáneamente. Ello implica que, en una situación de óptimo, el individuo no puede incrementar su utilidad alterando su consumo o su ocio, o ambos, dados los valores de las variables exógenas.<sup>7</sup> Nótese que la incertidumbre laboral afectará la decisión intratemporal si  $\pi_t < 1$  (es decir, siempre que el individuo considere incierto estar trabajando en el periodo  $t$ ). Por otra parte, la incertidumbre afectará la condición intertemporal del ocio en la medida en que  $\pi_t \neq \pi_{t+1}$ . Nótese que el modelo de MaCurdy (1981 y 1983) es un caso particular de este modelo, aquel en que  $\pi_t = \pi_{t+1} = 1$ . Por tanto, en la medida que los individuos perciben un cambio en el grado de incertidumbre laboral, medido por el cambio en la probabilidad de estar desempleado, reasignarán intertemporalmente su ocio/oferta laboral (de acuerdo con la ecuación 11). No obstante, la mera existencia de incertidumbre, incluso aunque su percepción no cambie, también afectará los niveles de consumo y ocio en cada periodo (ecuación 9).

A partir del anterior conjunto de ecuaciones, restan dos cuestiones relevantes a discutir. En primer lugar, aunque la probabilidad de trabajar sea inferior a uno, la sustitución intertemporal del consumo, la tasa a la que éste se intercambia entre periodos, no se ve alterada (ecuación 10). No obstante, el nivel de consumo sí se ve afectado (ecuación 9). En segundo lugar, es posible diseñar políticas económicas que cambien las tasas impositivas con el objetivo de compensar el efecto de los cambios en la incertidumbre en el ocio/trabajo. En principio, estas políticas se podrían diseñar en base a la ecuación intratemporal (ecuación 9), o en base a la ecuación intertemporal del ocio (ecuación 11), a través de cambios en las tasas impositivas apropiadas para cada caso. Sin embargo, la ecuación (9) parece más problemática, a estos efectos, dado que combina simultáneamente consumo y ocio, y precios y salarios. Prescott (2004) y Silva (2008) utilizan la ecuación intratemporal para analizar el efecto de los impuestos en la oferta laboral, aunque, en este trabajo utilizamos la ecuación intertemporal. La ecuación intratemporal proporciona un mecanismo a través del cual, aunque la tasa impositiva sobre el consumo podría afectar la oferta laboral, su efecto podría verse mitigado, o incluso anulado, por la reacción que provocara en el consumo. En nuestra

<sup>7</sup> Es importante señalar que si (7) se verifica en los datos, una de las dos restantes condiciones sería redundante, es decir, reemplazando (7) en (8), o (9), obtendríamos la otra ecuación.

opinión, este mecanismo hace de la ecuación una vía menos prometedora para analizar el efecto en la oferta laboral de los cambios en las tasas impositivas que recaen sobre la renta.

Finalmente, nótese que, de acuerdo con el modelo, es factible diseñar una política económica para afectar la sustitución intertemporal del consumo, en base a la ecuación (10), a través de cambios de las tasas impositivas que le afectan. Esto se podría llevar a cabo de una forma similar a la política económica de modificación de las tasas impositivas sobre la renta laboral con el objetivo de afectar la sustitución intertemporal del ocio, en base a la ecuación (11).

### 3. LA ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA

Para estimar el modelo, es necesario especificar una función de utilidad. Para ello, seguimos los trabajos de MaCurdy (1983) y Mankiw *et al.* (1985), que proponen una generalización de la función de utilidad CRRA (*constant relative risk aversion*), ampliamente utilizada en el análisis empírico del consumo agregado, en la que incorporan el ocio como un argumento adicional. Dado que nuestro objetivo es estimar el modelo con datos individuales, añadiremos también un conjunto de variables demográficas (integradas en el vector  $\theta_t$ ). Así, la función de utilidad que consideramos es la siguiente,

$$u(C_t, L_t) = \frac{1}{1-\gamma} \left[ \frac{C_t^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha} + d \frac{L_t^{1-\phi} - 1}{1-\phi} \right]^{1-\gamma} e^{\lambda \theta_t} \quad (12)$$

en la que  $\gamma$ ,  $\alpha$ ,  $\phi$ ,  $\lambda$  y  $d$  son parámetros a estimar (véase Cutanda y Sanchis-Llopis, 2021). Esta función de utilidad es aditivamente separable en consumo y ocio cuando  $\gamma = 0$ , que es el caso tradicionalmente considerado en el análisis empírico del consumo agregado (Zeldes 1989). Una vez introducida esta función de utilidad en nuestro modelo (en las ecuaciones 10 y 11),  $1/\alpha$  es la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo y  $1/\phi$  es la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio. Otros casos particulares de esta función de utilidad son la función CES, cuando  $\alpha = \beta$ , o la función de utilidad logarítmica, cuando  $\alpha = \beta = 1$  y  $\gamma = 0$ .

A partir de la función de utilidad (12) obtenemos expresiones contrastables empíricamente. Primero, tomamos logaritmos en las condiciones de primer orden e imponemos el consumo y el ocio son separables intertemporalmente. A continuación, reescribimos las ecuaciones (9) a (11) añadiendo un subíndice individual y aplicando el supuesto de expectativas racionales en la forma habitual, con el fin de obtener las siguientes expresiones empíricas:

$$\ln(C_{it}) = k_{0s} + k_{1s} \ln(L_{it}) + k_{2s} \ln\left(\frac{1+\tau_{ic,t} W_t}{1-\tau_{ih,t} P_t}\right) + k_{2s} \ln(\pi_t) \quad (13)$$

$$\Delta \ln(C_{it+1}) = k_{0c} + k_{1c} \ln\left(\frac{1+\tau_{ic,t} P_{it} R_t}{1+\tau_{ic,t+1} P_{it+1}}\right) + k_{2c} \Delta \theta_{it+1} + \varepsilon_{ict+1} \quad (14)$$

$$\Delta \ln(L_{it+1}) = k_{0l} + k_{1l} \ln\left(\frac{1-\tau_{ih,t} W_{it} R_t}{1-\tau_{ih,t+1} W_{it+1}}\right) + k_{1l} \ln\left(\frac{\pi_t}{\pi_{t+1}}\right) + k_{2l} \Delta \theta_{it+1} + \varepsilon_{ilt+1} \quad (15)$$



donde  $\varepsilon_{ict+1}$  y  $\varepsilon_{ilt+1}$  son dos términos de error independientes de todas las variables en  $t$ , o periodos anteriores. Es importante destacar, en primer lugar, que nuestro modelo empírico es estático, dado que las variables dependientes en las ecuaciones (14) y (15) son, respectivamente, las tasas de crecimiento del consumo y el ocio, y entre las explicativas no se encuentran retardos de la variable endógena (véanse Zeldes, 1989, y Runkle, 1991). En relación con este aspecto, la ecuación (15) proporciona la variación en el ocio en el periodo  $t$  en respuesta a un cambio en los impuestos sobre el trabajo en el periodo  $t+1$ . Por tanto, el modelo proporciona la reacción del ocio cuando los individuos esperan un cambio futuro en las tasas impositivas. Es relevante señalar que este tipo de reacciones parecen bastante plausibles en la actualidad, dada la situación de la seguridad social. Nótese que la probabilidad de estar desempleado entra como un efecto temporal en las ecuaciones a estimar.<sup>8</sup> Adicionalmente, todas las variables demográficas sin variabilidad temporal desaparecen, ya que el vector de variables demográficas ( $\theta_{it}$ ) se introduce en la especificación en primeras diferencias. Y, en segundo lugar, las expresiones de la forma reducida de estos coeficientes son:

$$\begin{aligned} k_{0s} &= -\frac{1}{\alpha} \ln d; & k_{1s} &= \frac{\phi}{\alpha} \\ k_{0c} &= \frac{1}{\alpha} \ln \beta; & k_{2s} &= k_{1c} = k_{2c} = \frac{1}{\alpha} \\ k_{0l} &= \frac{1}{\phi} \ln \beta; & k_{1l} &= k_{2l} = \frac{1}{\phi} \end{aligned} \quad (16)$$

Nuestros ejercicios empíricos básicos utilizan el valor de la elasticidad intertemporal del ocio obtenida de la estimación de la ecuación (15). En esta ecuación,  $k_{0l}$  contiene  $\beta$ , que debería ser tratado como un efecto individual en la estimación (con técnicas econométricas de panel de datos). Segundo,  $k_{1l}$  es la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio. Este parámetro sería estimado con un sesgo si la incertidumbre en el empleo fuera relevante y el modelo no la tuviera en cuenta. Como es estándar en la literatura, nuestro análisis empírico depende de los supuestos de separabilidad considerados. Adicionalmente, restringimos la estimación de la ecuación (15) a individuos que estén trabajando, descartando los hogares en los que el sustentador principal esté desempleado. Además, restringimos nuestra muestra a las economías domésticas en las que el sustentador principal es mayor de 23 años de edad en 1987.

El resultado de la estimación de la ecuación (15) proporciona la elasticidad de Frisch de la oferta laboral. Las elasticidades de Frisch se consideran las más relevantes en un ámbito de análisis intertemporal, mientras que las elasticidades de Hicks y Marshall son más apropiadas en un

<sup>8</sup> Alternativamente, la probabilidad de estar desempleado podría variar tanto en el tiempo como entre los individuos (como un efecto individual). Eso implicaría que la probabilidad de estar desempleado podría modelizarse de la siguiente forma:  $1-\pi_{it}=1-\pi_i\pi_t$ . En este caso, las ecuaciones resultantes (13) y (15) tendrían tanto un efecto temporal como otro individual derivados de la incertidumbre en el trabajo. Por tanto, en este caso, el modelo permitiría analizar el efecto de una incertidumbre con variabilidad individual, asociada, por ejemplo, a actividades laborales específicas. Esto hace factible aplicar el contraste de ZELDES (1989) a diferentes grupos de trabajadores afectados por diferentes tasas individuales de incertidumbre laboral.

contexto conceptual estático.<sup>9</sup> La elasticidad de Hicks proporciona un límite inferior al valor de la elasticidad de Frisch (véase Chetty, 2012) y, al igual que la elasticidad de Marshall, puede ser recuperada de la ecuación estática intratemporal, mientras que para recuperar las elasticidades de Frisch se requiere usar la condición de Euler.<sup>10</sup> En este sentido, Attanasio *et al.* (2018) obtienen la elasticidad de Frisch de la oferta de trabajo mediante una estimación de la ecuación intratemporal estática entre consumo y ocio. No obstante, Mankiw *et al.* (1985) analizan la diferencia entre los valores de las elasticidades de corto y largo plazo en un contexto intertemporal. Nuestra aproximación al tema es similar a este último trabajo. Por tanto, podemos obtener todas estas elasticidades, bien estimándolas directamente, bien recuperándolas a partir de los estimadores previamente obtenidos, según la opción considerada. Por último, Keane (2011) constituye una revisión actualizada de los resultados empíricos obtenidos en la literatura para todas estas elasticidades.<sup>11</sup>

Finalmente, en relación a la estimación de la especificación (15), quedarían algunas cuestiones econométricas por discutir. Primero, el efecto fijo individual,  $k_{0i}$ , podría estar potencialmente correlacionado con los regresores. Segundo, la renta podría estar afectada por el error de medida. Además, el procedimiento estándar para obtener los salarios, cuando esta variable no está disponible en los datos, consistente en dividir la renta laboral entre las horas trabajadas, lo que podría ser otra fuente de error de medida (véase Altonji, 1986). Aunque este problema podría verse mitigado por el promediado utilizado en la generación de los datos de cohorte, aplicaremos un estimador de variables instrumentales, en concreto, el método generalizado de momentos en dos etapas (véase Griliches y Hausman, 1986). Para soslayar estos problemas, en la estimación de la ecuación (15), evitaremos usar como instrumentos los valores corrientes de la renta, el gasto en consumo, los tipos de interés, las horas trabajadas, los salarios, o cualquier variable directamente relacionada con la renta de la economía doméstica; y consideraremos las variables demográficas como variables exógenas. Por último, verificaremos la bondad del ajuste con un test de Hansen de las restricciones de sobre-identificación del modelo.

#### 4. LOS DATOS

Los datos que utilizamos en este trabajo de investigación provienen de la combinación de dos bases de datos españolas. Por una parte, utilizamos la Encuesta Continua de Presupuestos

---

<sup>9</sup> Estas elasticidades han sido analizadas en profundidad en la literatura que estudia el efecto de los cambios en los impuestos sobre la oferta de trabajo, tanto en un contexto estático como dinámico. Véase, por ejemplo, EKLÖF y SACKLÉN (2000) y BLOOMQUIST *et al.* (2001), para el primer caso, y BLUNDELL y WALKER (1986), ZILIAK y KNIESNER (2005), y AARONSON y FRENCH (2009), para el segundo.

<sup>10</sup> CHETTY *et al.* (2011) analizan la consistencia de los valores de las elasticidades que se utilizan en los modelos macroeconómicos con los valores estimados para las mismas con datos microeconómicos.

<sup>11</sup> Ver la Tabla 6 (pág. 1042), en la que figura una exhaustiva relación de los valores obtenidos previamente para estas elasticidades en la literatura empírica.

Familiares (ECPF) y, por otra, la Encuesta de Población Activa (EPA).<sup>12</sup> Dicha combinación es necesaria, ya que nuestro objetivo es estimar la condición intertemporal para el ocio a partir de un modelo de optimización (consumo-ocio) utilizando un panel de datos de cohortes construido con información sobre la oferta laboral y los ingresos de los individuos. El objetivo de este estudio es analizar los incentivos fiscales a la oferta laboral, utilizando las estimaciones de la elasticidad intertemporal del ocio obtenidas en un paso previo. La estimación de la condición intertemporal requiere disponer de una fuente estadística con información tanto de los ingresos laborales del individuo como de la oferta laboral para obtener los salarios. En España, durante el periodo de análisis, la principal encuesta con información de panel sobre ingresos y consumo es la ECPF. Sin embargo, esta base de datos no proporciona el dato de horas trabajadas. Por otra parte, aunque la ECPF proporciona información sobre los ingresos de los hogares, (no la proporciona para cada uno de los miembros del hogar que los perciben).<sup>13</sup> En cuanto a la oferta laboral, la EPA no es un panel de datos, ya que no se realiza un seguimiento de los individuos a lo largo del tiempo. Al tratarse de una encuesta centrada en el trabajo, no dispone de información sobre el consumo, los ingresos o los salarios de los individuos.

Para combinar la información disponible en ambas fuentes de datos, construimos el mismo pseudo-panel utilizando la edad del cabeza de familia en las dos muestras (véase Browning et al., 1985). Una vez disponemos del pseudo-panel en la muestra de consumo (ECPF) y en la muestra de trabajo (EPA), procedemos a combinar las dos bases de datos. Ambas disponen de periodicidad cuatrimestral. El primer periodo es el primer cuatrimestre de 1987 y el último es el primer cuatrimestre de 1997 y, por tanto, disponemos de 41 periodos. Esta dimensión temporal de los datos garantiza la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal para el ocio de forma consistente (véase Attanasio y Low, 2004). El pseudo-panel que construimos se compone de ocho grupos de familias para tramos de edad del cabeza de familia de 5 años, siendo las edades mínima y máxima de 18 y 57 años, respectivamente. Sin embargo, en el análisis empírico solo utilizaremos seis de las 8 cohortes, siendo las edades mínima y máxima de 23 y 52 años, inclusive, en 1987 (34 y 63, respectivamente en 1997).<sup>14</sup>

---

<sup>12</sup> La Encuesta Financiera de las Familias (Banco de España), disponible desde 2002, contiene información de consumo, ingresos y horas trabajadas, así como de la riqueza de las familias. Antes de esa fecha, solo la ECPF (base 1997) proporciona dicha información, pero, por distintas razones, no es fiable: entre 1998 y 2006, de 183379 observaciones totales, solo 13225 presentan un registro positivo tanto de horas trabajadas como de ingresos del hogar. Por tanto, antes de 2002, solo es posible obtener información individual fiable sobre las horas trabajadas en España de forma continuada en el tiempo, combinando las dos bases de datos mencionadas. LUGILDE et al. (2018) constituye un ejemplo de las dificultades que supone la falta de datos en España para analizar de forma conjunta el consumo y la oferta de trabajo de los hogares, para el periodo que analizamos.

<sup>13</sup> Aunque es posible identificar los ingresos de los individuos utilizando técnicas de selección de muestra, el problema al que nos enfrentamos es la pérdida de observaciones.

<sup>14</sup> Hemos aplicado todos los filtros habituales en este tipo de estudios. En este sentido, hemos descartado los hogares sin datos de gastos, ingresos, horas de trabajo o cualquier otra variable sensible, tanto en la ECPF como en la EPA. Asimismo, siguiendo la práctica habitual, en la ECPF hemos descartado todos los hogares con rentas en el primer y último percentil de la distribución.

Para realizar los ejercicios empíricos propuestos, utilizamos cuatro muestras diferentes. La primera está compuesta por trabajadores por cuenta ajena (hogares donde el cabeza de familia es un hombre que no percibe ingresos por cuenta propia y su esposa o cualquier otro miembro del hogar no percibe ningún tipo de ingresos). En una segunda y tercera, seleccionamos las submuestras de trabajadores que tienen un trabajo fijo o temporal, respectivamente. Finalmente, refinamos la muestra de trabajadores con un trabajo fijo centrándonos únicamente en la muestra de aquellos que trabajan en el sector público, ya que estos trabajadores son los menos afectados por la incertidumbre laboral.<sup>15</sup> Para cada una de las muestras, el procedimiento para estimar los salarios de los trabajadores se basa en la información disponible: la renta laboral media percibida y las horas trabajadas para la muestra de todos los trabajadores, y la media de horas trabajadas para las muestras de nuestros tres tipos de trabajadores.

En particular, este procedimiento consiste en: asumiendo que  $I_t$  y  $H_t$  son, respectivamente, los ingresos laborales medios y la media de horas trabajadas para la muestra de todos los trabajadores, y que  $H_{CIt}$  y  $H_{CDt}$  son las horas medias trabajadas por los individuos que pertenecen a la muestra de trabajadores con contratos fijo y de duración determinada, respectivamente, entonces podemos escribir,

$$\frac{I_t}{H_t} = \frac{W_{CIt}H_{CIt} + W_{CDt}H_{CDt}}{H_{CIt} + H_{CDt}} = W_t \quad (17)$$

donde  $W_{CIt}$ ,  $W_{CDt}$  y  $W_t$  son el salario medio por hora de los trabajadores con contrato fijo, los trabajadores con contrato a tiempo fijo y todos los trabajadores, respectivamente. A partir de la expresión (17), podemos obtener el salario de cada sub-muestra de trabajadores:

$$W_{CIt} = W_t + (W_t - W_{CDt}) \frac{H_{CDt}}{H_{CIt}} = W_t \left( 1 + \frac{W_t - W_{CDt}}{W_t} \frac{H_{CDt}}{H_{CIt}} \right) \quad (18)$$

$$W_{CDt} = \dots = W_t \left( 1 + \frac{W_t - W_{CIt}}{W_t} \frac{H_{CIt}}{H_{CDt}} \right) \quad (19)$$

De acuerdo con estas expresiones, el salario medio de cada grupo en cada periodo depende del salario medio de la muestra total de trabajadores, de la relación de horas trabajadas en cada grupo de trabajadores y del exceso entre el salario medio de la muestra total y el salario medio del otro grupo –el grupo complementario. Suponemos que los valores de los salarios en exceso son constantes a lo largo del tiempo.<sup>16</sup> Así, podemos estimar ambos salarios medios, dado que podemos

<sup>15</sup> Para trabajos sobre el empleo temporal en España véase, entre otros, a SÁNCHEZ y TOHARIA (2000), DOLADO *et al.* (2002), DÍAZ y SÁNCHEZ (2004) y RODRÍGUEZ (2012).

<sup>16</sup> Este procedimiento impone que la relación entre todos los salarios implícitos es estable, y que todos crecen a la misma tasa. Estos supuestos pueden parecer restrictivos. Sin embargo, no lo son tanto en el largo plazo, ya que la estructura de salarios en la economía se mantiene bastante estable. Es importante considerar también que España fue una excepción en el proceso general de aumento de la desigualdad salarial experimentado por muchas economías en este periodo (ver CARRASCO, 2007, o IZQUIERDO y LACUESTA, 2007).

calcular el exceso de valor de los salarios utilizando una fuente externa con información de los salarios en España.<sup>17</sup>

En cuanto a las variables utilizadas, para calcular los salarios en la muestra total, seguimos el procedimiento habitual en la literatura y dividimos los ingresos de los empleados en la ECPF por las horas trabajadas por los empleados en la EPA. Este procedimiento implica que podríamos enfrentarnos a un problema de error de medición (ver Keane, 2011), que debemos abordar en la estimación. Dada la falta de información sobre el tipo de contrato (ya sea temporal o fijo) en la ECPF, pero no en la EPA, aplicamos el mismo procedimiento descrito anteriormente para estimar los salarios de los dos grupos de trabajadores (fijos y temporales). Este procedimiento está en línea con la evidencia disponible para España en cuanto a la persistencia de los salarios relativos para estos años (ver Carrasco, 2007, Izquierdo y Lacuesta, 2007, o Amuedo-Dorantes y Serrano-Padial, 2007), y lo utilizamos para estimar los salarios de los trabajadores temporales y fijos para cada una de las celdas de edad en nuestro pseudo-panel.<sup>18</sup>

Existen diferentes enfoques en la literatura para analizar la respuesta de la oferta laboral a los cambios salariales. En primer lugar, existen diferencias evidentes en el análisis de la oferta laboral masculina o femenina; y, segundo, el análisis en un contexto intertemporal también es diferente del análisis estático.<sup>19</sup> En nuestro caso, dadas las fuentes estadísticas disponibles en España y el periodo considerado, no podemos analizar la oferta laboral femenina, ya que supondría reducir de forma muy importante nuestra muestra. Además, el hecho de que la ECPF solo recopile los ingresos de los hogares implica considerar la oferta laboral de los mismos, de manera similar a Blundell y Walker (1986). Sin embargo, dados los tamaños de muestra disponibles en la ECPF, solo seleccionamos aquellos hogares donde el cabeza de familia es un hombre que no trabaja por cuenta propia y su esposa, o cualquier otro miembro del hogar, no trabaja.<sup>20</sup> También hemos descartado todos los hogares cuyo cabeza de familia declara estar en paro o jubilado. Este criterio de selección garantiza poder examinar la oferta laboral masculina española, dada la limitada participación femenina en el mercado laboral durante el periodo analizado.<sup>21</sup>

---

<sup>17</sup> Para ello, utilizamos la Encuesta de Estructura Salarial, que proporciona los salarios para los contratos de duración determinada y fijos. Utilizamos la información para 1995, ya que este es el único año que se superpone con nuestro periodo de análisis.

<sup>18</sup> En relación con este procedimiento, DE LA RICA (2004), utilizando información de la primera ola de la Encuesta de Estructura Salarial, correspondiente al año 1995, mide la brecha entre los salarios de los contratos temporales y los fijos en 0,43, aunque concluye que solo un 0,09 de dicha brecha queda sin explicar, una vez que se consideran otros factores.

<sup>19</sup> Existen algunos trabajos que intentan integrar todos estos elementos en un mismo análisis. Véase, por ejemplo, BLUNDELL y WALKER (1986).

<sup>20</sup> También, y por razones similares, LUGILDE *et al.* (2018) restringen su muestra a los hogares donde la persona de referencia es un empleado. Sin embargo, somos conscientes de la relevancia de la perspectiva del hogar para las decisiones laborales, véase DUGUET y SIMONNET (2007), APPS y REES (2010) o BLUNDELL *et al.* (1994, 2016a, 2016b y 2018).

<sup>21</sup> El tamaño medio de la muestra de hogares con una mujer como cabeza de familia con ingresos laborales es de 74 en el periodo analizado. También hemos probado otras muestras alternativas. Por ejemplo, hemos seleccionado parejas casadas donde ambos miembros están trabajando. Pero descartamos esta opción, dado el pequeño aumento en el tamaño promedio de las cohortes. En este sentido, el tamaño medio en el periodo de nuestra muestra seleccionada de hogares cuyo principal perceptor de ingresos está casado y percibe rentas laborales es de 704.

El Cuadro 1 presenta el tamaño medio en número de individuos de los dos pseudo-paneles contruidos en nuestro estudio (el de la ECPF y el de la EPA). Los valores que obtenemos están dentro de las cifras habituales en esta literatura. Es importante resaltar que la gran cantidad de periodos disponibles en nuestro análisis hace que tanto las cohortes más jóvenes como las más antiguas vean reducirse su número de integrantes en el tiempo. Finalmente, como se podría esperar, el tamaño medio de las cohortes de la EPA es mucho mayor que el de las cohortes del ECPF, dado el tamaño inicial más grande de la primera.

**Cuadro 1**  
**NÚMERO MEDIO DE INDIVIDUOS EN CADA COHORTE**

N. de Cohorte	Edad del cabeza de familia en 1987	Edad del cabeza de familia en 1997	ECPF	EPA
1	18-22	29-33	41	622
2	23-27	34-38	94	1373
3	28-32	39-43	118	1876
4	33-37	44-48	126	1988
5	38-42	49-53	116	2133
6	43-47	54-58	82	1868
7	48-52	59-63	58	1622
8	53-57	64-68	47	1288
Media 1-8			85	1596
Media 2-7			99	1810

*Notas:*

1. En la ECPF seleccionamos solo las familias en las que el cabeza de familia es un hombre empleado por cuenta ajena (i.e., descartamos aquellas familias en las que el cabeza de familia se declara autónomo, desempleado o pensionista), y en las que la esposa no tiene ingresos del trabajo por cuenta propia o ajena. En la EPA seleccionamos a las familias en las que el cabeza de familia es un hombre empleado por cuenta ajena y su esposa declara no trabajar.
2. Nuestra muestra para la estimación se compone de las cohortes 2 a 7, que están dentro del recuadro del cuadro general.

A continuación, presentamos la descripción de las variables que utilizamos en la estimación y simulación. El salario nominal se obtiene, para la muestra total, dividiendo los ingresos laborales cuatrimestrales del cabeza de familia reportados en la ECPF por las horas declaradas efectivas declaradas en la EPA. Para los salarios del resto de las muestras, utilizamos el mismo procedimiento explicado más arriba. Las horas de ocio cuatrimestrales se han computado, restando del total del número de horas disponibles las horas de trabajo efectivas declaradas. El número de horas disponibles se calcula como el número de días de cada cuatrimestre multiplicado por 16 horas. Las horas de trabajo efectivas son las horas de trabajo semanales efectivas declaradas en la EPA multiplicadas por 12. Los precios los hemos calculado utilizando el índice de precios Stone para cada cohorte de nuestra muestra, utilizando las distintas categorías de gasto. Utilizamos un tipo de interés nominal para los depósitos bancarios españoles, que es el mismo que utilizan Cutanda *et al.* (2020). Aunque la tasa de interés nominal no cambia entre las cohortes, la tasa de interés real sí lo hace, ya que tenemos variabilidad en el índice de precios en cada cohorte.

## 5. RESULTADOS

Para llevar a cabo nuestros ejercicios de simulación de impuestos sobre el trabajo, primero necesitamos estimar la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio. Este parámetro se obtiene estimando la ecuación (15) para las distintas muestras que consideramos en nuestro análisis: un pseudo-panel de hombres asalariados, la sub-muestra de hombres trabajadores con contrato fijo y la sub-muestra de hombres con contrato temporal.<sup>22</sup>

Utilizando estas elasticidades intertemporales, efectuamos el procedimiento de simulación descrito (utilizando las tres muestras consideradas anteriormente). Para llevar a cabo las simulaciones aplicaremos un cambio fiscal con el fin de determinar su efectividad en las horas trabajadas.<sup>23</sup> El procedimiento de simulación permitirá medir los cambios en la jornada laboral en el periodo  $t$  en respuesta al cambio de la tasa impositiva entre  $t$  y  $t+1$ . Estas horas se convertirían luego en puntos porcentuales equivalentes de la tasa de desempleo del colectivo de que se trate, utilizando el promedio de horas semanales trabajadas para cada muestra de trabajadores considerada. Para obtener los agregados poblacionales, a partir de los resultados de las simulaciones, para cada muestra, utilizamos los datos proporcionados por la EPA para la población que corresponde a cada muestra considerada. Específicamente, usamos el cuarto trimestre de 2021, que es la última ola disponible de la EPA. En los ejercicios de simulación utilizamos una tasa impositiva media sobre el trabajo de 21.1%.<sup>24</sup> Sin embargo, el nivel de la tasa impositiva media no es relevante para los resultados de la simulación, dado que nuestro modelo evalúa el efecto de los cambios en la tasa impositiva.

En el Cuadro 2, presentamos un ejemplo detallado de nuestro ejercicio de simulación. En este ejemplo, consideramos el aumento de un punto en la tasa del impuesto al trabajo (del 21,1% al 22,1%), en el primer trimestre de 2022, para la muestra total de trabajadores. Dada la elasticidad media estimada para este colectivo, esta subida de impuestos produce, con respecto a la situación de partida, un aumento de la tasa de crecimiento del ocio de 1003 puntos entre los periodos  $t$  y  $t+1$ . Este cambio supone un incremento de 1405954 horas trabajadas por los asalariados varones en el cuarto trimestre de 2021, considerando el total de horas agregadas trabajadas en España a esta fecha, según la EPA. Por lo tanto, considerando el promedio semanal de horas trabajadas por los hombres asalariados en la EPA, esto implicaría un aumento equivalente a 38625 hombres asalariados (asumiendo que el aumento de horas se cubre con la contratación de nuevos empleados). Finalmente, utilizando la información del número de hombres asalariados desempleados y activos en el cuarto trimestre de 2021 (utilizando información de la EPA), la tasa de paro disminuiría un 0,315%, pasando del 11,794% al 12,109%.

---

<sup>22</sup> Estos resultados no se presentan en el presente trabajo, pero pueden consultarse en CUTANDA y SANCHIS-LLOPIS (2022).

<sup>23</sup> En los ejercicios de simulación utilizamos una elasticidad media, dado que las tres elasticidades estimadas en las especificaciones consideradas son muy similares.

<sup>24</sup> Este valor es el tipo medio del IRPF, incluidas las cotizaciones a la Seguridad Social, correspondiente a los trabajadores solteros que obtienen el salario medio en España en 2019 (ver datosmacro.com).



**Cuadro 2**  
**EFFECTOS DE UN AUMENTO DEL IMPUESTO SOBRE LOS INGRESOS DEL TRABAJO, MUESTRA TOTAL**  
**(HOMBRES Y MUJERES)**

	$\left(\frac{1 - \tau_{ih,t}}{1 - \tau_{ih,t+1}}\right)^{eisl}$	Horas trabajadas semanales	Cambio en las horas trabajadas	Cambio en el número de trabajadores	Cambio en la tasa de desempleo	Tasa de desempleo
<b>Hombres</b>	1.003	36.4	14904954	38625	-0.315%	12.109%
<b>Mujeres</b>	1.003	31.8	1456970	45817	-0.416%	15.454%

Notas:

1. *eisl* es la elasticidad media de las elasticidades estimadas para la muestra total de hombres y mujeres trabajadores.
2. La información necesaria para el cuarto trimestre de 2021 se ha obtenido de la EPA.

Ahora, aplicamos este procedimiento de simulación al grupo de mujeres asalariadas en la EPA. Para este ejercicio de simulación utilizamos la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio obtenida en la muestra de hombres asalariados.<sup>25</sup> En este caso, el incremento resultante de 1456970 horas trabajadas de las mujeres equivale a un incremento de 45817 de mujeres asalariadas, lo que supondría una reducción equivalente de la tasa de paro femenino del 0,416%, del 15.038 al 15.454%. Utilizando estos resultados, la tasa general de desempleo, considerando tanto a hombres como a mujeres, disminuiría del 13.327% al 12.967%.<sup>26</sup>

Hemos replicado nuestro procedimiento de simulación para las muestras de hombres asalariados con contrato fijo y de duración determinada y con contrato fijo en el sector público. Los resultados de estas simulaciones se reportan en el Cuadro 3. En cuanto a las muestras de hombres trabajadores con contrato fijo y de duración determinada, dado que la EPA no separa el total de horas trabajadas por los asalariados para estos dos grupos de trabajadores, aproximamos sus correspondientes horas trabajadas utilizando la participación de cada grupo en el total de hombres asalariados de los agregados correspondientes en el cuarto trimestre de 2021. Para los hombres asalariados con contratos fijos, el aumento de horas trabajadas inducido por el cambio impositivo asciende a 1445661, lo que implicaría una disminución equivalente de 0,323% en su tasa de desempleo. Si aplicamos el mismo procedimiento de simulación para las mujeres asalariadas, la variación de las horas trabajadas femeninas es de 1360460, produciéndose una reducción de la tasa de paro femenina del 0,389%, lo que implica que la caída de la tasa de paro general, contabilizando hombres y mujeres, disminuye un 0,354% (de 13,327% a 12,973%).

<sup>25</sup> Hacemos este supuesto ya que tanto la EPA como la ECPF, para el periodo 1987-1977, disponen de muestras muy reducidas para mujeres cabeza de familia. Esto no nos permite construir un pseudo-panel suficientemente fiable en cuanto al número de componentes de las cohortes.

<sup>26</sup> Cuando aplicamos un valor de 3 para la elasticidad, como en Prescott (2004), la tasa de desempleo para las muestras de hombres y total cambia en -0.959% y -1.106%, respectivamente.



**Cuadro 3**  
**EFFECTOS DE UN AUMENTO DEL IMPUESTO SOBRE LOS INGRESOS DEL TRABAJO PARA DISTINTAS**  
**MUESTRAS DE TRABAJADORES (HOMBRES Y MUJERES)**

	$\left(\frac{1 - \tau_{ih,t}}{1 - \tau_{ih,t+1}}\right)^{eisl}$	Horas trabajadas semanales	Cambio en las horas trabajadas	Cambio en el número de trabajadores	Cambio en la tasa de desempleo	Tasa de desempleo
<b>Hombres</b>						
Fijos	1.004	36.4	1445661	39716	-0.323%	12.117%
Contrato de duración determinada	1.002	36.4	174583	4796	-0.039%	11.833%
Fijos en el sector público	1.003	33.6	181977	5416	-0.044%	11.838%
<b>Mujeres</b>						
Fijos	1.004	33.6	1360460	42782	-0.389%	15.456%
Contrato de duración determinada	1.002	33.6	217342	6835	-0.062%	15.100%
Fijos en el sector público	1.003	33.1	194080	5863	-0.053%	15.091%

Notas:

1. *eisl* es la elasticidad media de las elasticidades estimadas para distintas muestras de hombres y mujeres trabajadores.
2. La información necesaria para el cuarto trimestre de 2021 se ha obtenido de la EPA.

Para la muestra de hombres trabajadores con contratos de duración determinada, para los que estimamos una elasticidad de sustitución intertemporal inferior a 0,15, el mismo aumento de la tasa impositiva produciría un aumento de horas trabajadas de 174583. Este aumento equivale a una reducción de 0,039% en su tasa de paro (0,062% para la muestra de mujeres con contratos de duración determinada y 0,050% para la tasa de paro general, considerando tanto a hombres como a mujeres).

A continuación, aplicamos el procedimiento de simulación a la muestra de hombres con contrato fijo en el sector público (para este grupo estimamos una elasticidad del orden de 0,25, similar a la estimación total de la muestra). Para este colectivo, el incremento de horas trabajadas asciende a 181977, lo que supondría una reducción de su tasa de paro del 0,044%. Esta reducción sería del 0,053% para la tasa de paro femenina, y del 0,048% para la tasa de paro general, considerando tanto a hombres como a mujeres.

Como hemos apuntado anteriormente, nuestro último ejercicio de simulación consiste en analizar si existen diferencias en la respuesta de la oferta de ocio/trabajo a cambios en el impuesto sobre la renta en función de la edad de los contribuyentes. Para realizar este ejercicio, hemos dividido la muestra de hombres asalariados en tres grandes cohortes, en función de la edad: jóvenes (18 a 29 años), maduros (30 a 54 años) y mayores (55 a 70 años). La definición de las franjas de edad

de la cohorte está supeditada a la necesidad de minimizar la reducción en el número de observaciones, para evitar problemas de error de medición en la estimación.<sup>27</sup> Es importante resaltar que la EPA ofrece menos información para las cohortes de franjas de edad, por lo que hemos tenido que hacer algunas suposiciones en nuestro procedimiento de simulación.<sup>28</sup>

Utilizando la información de la EPA, calculamos las horas semanales trabajadas para cada cohorte. Una vez determinada esta variable, aplicamos el promedio de horas semanales trabajadas de la muestra total de asalariados a cada una de nuestras franjas de edad. A continuación, aplicamos el procedimiento de simulación general a cada cohorte. De esta forma, como se puede comprobar en el Cuadro 4, nuestro ejercicio básico de simulación, consistente en aumentar la tasa impositiva en un 1%, produce una reducción en la tasa de paro del 0,194%, 0,252% y 0,089% en las tasas de paro de jóvenes, maduros y cohortes de hombres asalariados mayores, respectivamente. Con estas cifras, la reducción de la tasa de paro de los hombres (de cualquier edad) es del 0,211%.

**Cuadro 4**  
**Efectos de un aumento del impuesto sobre los ingresos del trabajo para distintas cohortes por edad**  
**(muestra de los hombres trabajadores)**

Cohorte	$\left(\frac{1 - \tau_{ih,t}}{1 - \tau_{ih,t+1}}\right)^{eisl}$	Horas trabajadas semanales	Cambio en las horas trabajadas	Cambio en el número de trabajadores	Cambio en la tasa de desempleo	Tasa de desempleo
Jóvenes (18-29)	1.002	36.4	132612	3643	-0.194%	24.218%
Maduros (30-54)	1.003	36.4	726433	19957	-0.252%	9.606%
Mayores (55-70)	1.001	36.4	80199	2203	-0.089%	10.421%

Notas:

1. *eisl* es la elasticidad media de las elasticidades estimadas para distintas muestras de hombres trabajadores.
2. La información necesaria para el cuarto trimestre de 2021 se ha obtenido de la EPA.

El uso de la elasticidad de sustitución intertemporal estimada de los hombres para los datos de las mujeres asalariadas proporciona mayores diferencias en la respuesta de cada una de las cohortes de la oferta laboral femenina al cambio de impuestos. Así, se obtiene una reducción de la tasa de paro del 0,253%, 0,438% y 0,055% para las mujeres asalariadas jóvenes, maduras y mayores, respectivamente. Cabe destacar que la agregación de los incrementos de horas trabajadas de las tres cohortes femeninas produce una reducción en la tasa de desempleo de las mujeres de todas

<sup>27</sup> En este caso, proporcionamos solo el valor medio de la elasticidad estimada para las tres especificaciones consideradas. Sin embargo, estos resultados están disponibles para el lector interesado.

<sup>28</sup> Por lo que se refiere a la información disponible en la web del INE, la EPA proporciona diferentes intervalos de franjas de edad para diferentes variables. En algunos casos, los límites de las bandas no coinciden exactamente con los utilizados para crear las cohortes de edad. En estos casos, seleccionamos las cohortes de franjas de edad más cercanas a nuestro pseudo-panel.

las edades del 0,480%, que más que duplica el resultado que hemos obtenido para la simulación con las cohortes de hombres para el mismo cambio de impuestos.<sup>29</sup>

Finalmente, en el Cuadro 5 comparamos los resultados obtenidos al reducir la tasa del impuesto al trabajo en un 1%, con los resultados obtenidos al aumentar la tasa del impuesto en un 1%, y aumentos sucesivos (2% y 3%). Como se puede observar, la oferta laboral/ocio reacciona de acuerdo a lo esperado, dependiendo del signo del cambio impositivo, aunque los efectos son similares en valor absoluto. Además, cambios sucesivos de la tasa impositiva producen cambios similares en las horas semanales de trabajo y en la tasa de desempleo. Sin embargo, dada la magnitud de estos efectos, nuestros resultados indican que aumentar la tasa del impuesto al trabajo podría no ser un instrumento de política relevante para resolver el problema presupuestario del sistema de seguridad social en España. Finalmente, nos gustaría comentar que nuestro modelo no analiza la decisión de participación en el mercado laboral. Parece razonable pensar que, si la presión fiscal aumenta por encima de un umbral, algunas personas podrían decidir no participar en el mercado laboral, especialmente en el caso de las mujeres.

Cuadro 5

**COMPARACIÓN DE UNA REDUCCIÓN/INCREMENTO EN EL IMPUESTO SOBRE LOS INGRESOS DEL TRABAJO (MUESTRA DE HOMBRES TRABAJADORES).**

	Tasa impositiva final para el 1 <sup>er</sup> trimestre de 2022			
	20.1(-1)	22.1(+1)	23.1(+2)	24.1(+3)
Aumento de las horas trabajadas semanales	-1383638	1405954	2834878	4287453
Aumento equivalente de los trabajadores	-38012	38625	77881	117787
Efecto sobre la tasa de desempleo	0.310%	-0.315%	-0.634%	-0.959%
Tasa de desempleo total de los hombres	11.484%	12.109%	12.498%	12.753%

Notas:

1. La muestra utilizada para este cuadro es la misma que la utilizada en el Cuadro 3.
2. La tasa de desempleo inicial es del 11.79%, como en el Cuadro 3.

## 6. CONCLUSIONES

Existe un interés renovado en el análisis de la relación existente entre la oferta laboral y las tasas impositivas que afectan a los ingresos laborales. Este fenómeno ha estado principalmente motivado por dos factores: las dificultades crecientes en la financiación de los sistemas de seguridad social y los limitados resultados alcanzados en el pasado por los programas fiscales con el objetivo de incentivar la demanda de trabajo.

Nuestro trabajo se enmarca en esta literatura y en este debate, y pretende determinar los efectos que los cambios en las tasas impositivas y en las contribuciones a la seguridad social tienen en la

<sup>29</sup> Estos resultados están disponibles para el lector interesado, previa solicitud.

oferta laboral en España. En este contexto, nuestro estudio difiere de los anteriores trabajos en la implementación empírica, dado que usamos estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio obtenidas con datos individuales. Se trata de una diferencia relevante, ya que, por una parte, hay una importante controversia en la literatura sobre el valor real de este parámetro (que se explica por el muy bajo valor estimado habitualmente con datos microeconómicos, en comparación con el valor que se suele obtener y/o considerar cuando se utilizan datos agregados). Y por otra, debido a que la aceptación de un valor muy alto de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio ha sustentado la idea de que los incrementos impositivos sobre las rentas laborales tienen una capacidad recaudatoria muy limitada, muy especialmente en el contexto de las dificultades financieras de la seguridad social (Prescott, 2004).

Una segunda diferencia de nuestro trabajo es que nuestras simulaciones se basan en la consideración de la condición intertemporal de primer orden obtenida de un programa de optimización individual, mientras que los trabajos anteriores combinan la condición estática de optimización entre consumo y ocio con la condición de primer orden de la maximización de beneficios (que determina la productividad marginal del trabajo), con la finalidad de obtener la expresión a simular, cuya forma reducida es indistinguible de la condición intratemporal de primer orden de nuestro modelo intertemporal. Por último, nuestras estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio han sido obtenidas a partir de un pseudo-panel construido combinando la información de las horas trabajadas de la EPA con la información de los ingresos de la ECPF. Con ello, hemos sido capaces de generar una muestra de datos microeconómicos con toda la información necesaria para el periodo que analizamos, dado nuestro objetivo. Es importante resaltar que, antes de 2002, no había ninguna fuente estadística microeconómica que recogiese simultáneamente información sobre la renta, el consumo y la oferta laboral en España (o bien, las que había no proporcionaban información con los mínimos de calidad necesarios).

A partir de nuestros resultados de simulación, podemos concluir que los cambios en las tasas impositivas sobre la renta laboral, y/o en las contribuciones a la seguridad social, afectan a la oferta laboral española, efecto que hemos expresado en términos de cambios equivalentes de la tasa de desempleo. En segundo lugar, nuestros resultados permiten concluir que estos cambios son bastante discretos, estando en todos los casos por debajo del 1% de la tasa de desempleo del grupo analizado (incluso cuando se implementan cambios de hasta el 3% en la tasa impositiva). Tercero, nuestros resultados indican que la respuesta de la oferta laboral de las mujeres a los cambios impositivos es mayor que la de los hombres, aunque este resultado está condicionado por el hecho de que utilizamos como elasticidad de sustitución intertemporal de las mujeres, el valor estimado para dicho parámetro con las muestras de hombres. Cuarto, y de forma consistente con las diferencias que existen entre las elasticidades estimadas para diferentes muestras de trabajadores, nuestros resultados indican que la mayor respuesta en términos de oferta laboral corresponde a los trabajadores con contrato fijo. Finalmente, también obtenemos que la respuesta de la oferta laboral cambia en función del grupo de edad que se considere, siendo la cohorte “madura”, de edad media, la que presenta la mayor respuesta, y la cohorte “mayor” la que presenta la menor respuesta. Por otro lado, este resultado es consistente con las diferencias en la respuesta de la oferta laboral a los cambios impositivos en función de la duración del contrato laboral, dada

la desigual distribución de los distintos tipos de contratos en los distintos grupos de edad. Finalmente, nos gustaría resaltar que una limitación de nuestro procedimiento de simulación es que no permite considerar los cambios en la participación en el mercado laboral en respuesta a los cambios impositivos.

En general, nuestros resultados permiten concluir que, aunque hay margen para utilizar los incentivos fiscales a la oferta laboral en España, la magnitud de su impacto no será lo suficientemente importante como para resolver los actuales problemas del sistema de seguridad social, a pesar del muy reducido valor de la elasticidad de sustitución intertemporal del ocio que nuestras estimaciones con datos microeconómicos sugieren, muy por debajo de los habitualmente considerados en los estudios con datos agregados.

### Bibliografía

- AARONSON, D., y FRENCH, E. (2009): "The Effects of Progressive Taxation on Labor Supply When Hours and Wages Are Jointly Determined", *Journal of Human Resources*, 44-2: 386-408.
- ALTONJI, J. G (1986): "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data", *Journal of Political Economy* 94:3, Part 2: Hoover Institution Labor Conference, S176-S215.
- AMUEDO-DORANTES, C., y SERRANO-PADIAL, R. (2007): "Wage Growth Implications of Fixed-term Employment: An Analysis by Contract Duration y Job Mobility", *Labour Economics*, 14: 829-847.
- APPS, P., y REES, R. (2010): "Family Labor Supply, Taxation y Saving in an Imperfect Capital Market", *Review of Economics of the Household*, 8: 297-323.
- ATTANASIO, O., y LOW, H. (2004): "Estimating Euler Equations", *Review of Economic Dynamics*, 7: 405-435.
- ATTANASIO, O.; LEVELL, P.; LOW, H., y SÁNCHEZ-MARCOS, V. (2018): "Aggregating Elasticities: Intensive and Extensive Margins of Women's Labour Supply", *Econometrica*, 86-6: 2049-2082.
- BLUNDELL, R.; BROWNING, M., y MEGHIR, C. (1994): "Consumer Demy and the Life-Cycle Allocation of Household Expenditures", *Review of Economic Studies*, 61: 57-80.
- BLUNDELL, R.; PISTAFERRI, L., y SAPORSTA-ECKSTEN. I. (2016b): "Consumption Inequality and Family Labor Supply", *American Economic Review*, 106-2: 387-435.
- BLUNDELL, R.; PISTAFERRI, L., y SAPORTA-EKSTEN, I. (2018): "Children, Time Allocation and Consumption Insurance", *Journal of Political Economy*, 126-S1: S73-S115.
- BLUNDELL, R., y WALKER, I. (1986): "A Life-Cycle Consistent Empirical Model of Family Labour Supply Using Cross-Section Data", *Review of Economic Studies*, 53-4: 539-558.
- BROWNING, M.; DEATON, A. S., e IRISH, M. (1985): "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle", *Econometrica*, 53: 503-543.
- CARRASCO, J. A. (2007): "Spain is Different: Relative Wages 1989-98". *Documentos de Trabajo*, n. 305, Fundación de las Cajas de Ahorro.
- CHETTY, R. (2012): "Bounds on Elasticities with Optimization Frictions: A Synthesis of Micro y Macro Evidence on Labor Supply", *Econometrica*, 80.3: 969-1018.

- CHETTY, R.; GUREN, A.; MANOLI, D., y WEBER, A. (2011): "Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins", *The American Economic Review*, 101-3: 471-475.
- CUTANDA, A.; LABEAGA, J. M., y SANCHIS-LLOPIS, J. A. (2020): "Aggregation Biases in Empirical Euler Consumption Equations: Evidence from Spanish Data", *Empirical Economics*, 58-3: 957-977.
- CUTANDA, A., y SANCHIS-LLOPIS, J. A. (2019): "Intertemporal Substitution for Consumption and Leisure: Empirical Evidence for Spain", *Working Papers 1909*, Department of Applied Economics II. University of Valencia.
- CUTANDA, A., y SANCHIS-LLOPIS, J. A. (2022): "Permanent versus Temporary Contracts: Does this Matter for the Intertemporal Elasticity of Substitution of Leisure. Evidence for Spain". Mimeo.
- DE LA RICA, S. (2004): "Wage Gaps between Workers with Undefined and Fixed-term Contracts: The Impact of Firm y Occupational Segregation", *Moneda y Crédito*, 219, Fundación Santander Central Hispano.
- DÍAZ, M. A., y SÁNCHEZ, R. (2004): "Temporary Employment and Technical Efficiency in Spain", *International Journal of Manpower*, 25-2: 181-194.
- DOLADO, J. J.; GARCÍA-SERRANO, C., y JIMENO, J. F. (2002): "Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain", *The Economic Journal*, 112: F270-F295.
- DUGUET, E., y SIMONNET, V. (2007): "Labor Market Participation in France: An asymptotic least squares analysis of couples' decisions", *Review of Economics of the Household*, 5: 159-179.
- EKLÖF, M., y SACKLÉN, H. (2000): "The Haussman-MaCurdy Controversy: Why Do the Results Differ across Studies? Comment", *Journal of Human Resources*, 35-1: 204-220.
- GRILICHES, Z., y HAUSMAN, J.A. (1986): "Errors in Variables in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 31: 93-118.
- HAUSMAN, J. A. (1985): "Taxes and Labour Supply", in Auerbach, A.J., y M. Feldstein (eds), *Handbook of Public Economics*, 1, ch, 4.
- IZQUIERDO, M., y LACUESTA, A. (2007): "Wage Inequality in Spain. Recent Developments", *Working Paper Series*, 781, European Central Bank.
- KEANE, M. P. (2011): "Labor Supply and Taxes: A Survey", *Journal of Economic Literature*, 49-4: 961-1075.
- KEANE, M. P.; y ROGERSON, R. (2012): "Micro and Macro Labor Supply Elasticities: A Reassessment of Conventional Wisdom", *Journal of Economic Literature*, 50-2: 464-476.
- LUGILDE, A.; BANDE, D., y RIVEIRO, D. (2018): "Precautionary Saving in Spain during the Great Recession: Evidence from a Panel of Uncertainty Indicators", *Review of Economics of the Household*, 16: 1151-1179.
- MACURDY, T. E. (1981): "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting", *Journal of Political Economy*, 89-6: 1059-1085.
- MACURDY, T. E. (1983): "A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labor Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty", *International Economic Review*, 24-2: 265-289.
- MANKIW, N. G.; ROTEMBERG, J. J., y SUMMERS, L. H. (1985): "Intertemporal Substitution in Macroeconomics", *The Quarterly Journal of Economics*, 100-1: 225-251.
- MEGHIR, C., y PHILLIPS, D. (2010): "Labour Supply and Taxes", en Mirrlees, J.; Adam, S.; Besley, T.; Blundell, R.; Bond, S.; Chote, R.; Gammie, M.; Johnson, P.; Myles, G., y J. Poterba (eds), *Dimensions of Tax Design: The Mirrlees Review*, Oxford University Press: Oxford.

- PRESCOTT, E. C. (2004): "Why do Americans Work so much more than Europeans?", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis 28-1: 2-13.
- RODRÍGUEZ, C. (2012): "Contratos Temporales y Ciclo Económico", *Revista de Economía Aplicada*, 58-20: 5-48.
- SÁNCHEZ, R., y TOHARIA, L. (2000): "Temporary Workers and Productivity: The Case of Spain", *Applied Economics*, 32: 583-591.
- SILVA, A. C. (2008): "Taxes y Labor Supply: Portugal, Europe, and the United States", *Portuguese Economic Journal*, 7: 101-124.
- ZELDES, S. P. (1989): "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, 97: 305-346.
- ZILIAK, J. P., y KNIESNER, T.J. (2005): "The Effect of Income Taxation on Consumption and Labor Supply", *Journal of Labor Economics*, 23-4: 769-796.