

José Manuel González-Páramo
José Félix Sanz Sanz

¿Quiénes se beneficiaron de la reforma del IRPF de 1999?

Una evaluación desagregada de sus efectos
sobre la oferta de trabajo, el bienestar y el
coste de los fondos públicos

¿Quiénes se beneficiaron de la reforma del IRPF de 1999?

Una evaluación desagregada de sus efectos sobre la oferta de trabajo, el bienestar y el coste de los fondos públicos

José Manuel González-Páramo y José Félix Sanz Sanz

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

■ Resumen

En este documento de trabajo se evalúa el coste marginal de los fondos públicos asociado a la reforma del IRPF que entró en vigor en 1999. El cálculo se realiza a partir de un modelo de equilibrio parcial de oferta de trabajo, simulando los escenarios fiscales, antes y después del cambio impositivo, sobre la población trabajadora del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Tras justificar la conveniencia del cómputo del coste marginal de los fondos públicos en el análisis de las políticas públicas de ingreso y destacar las ventajas de los microdatos para tal fin, las estimaciones realizadas permiten concluir que esta reforma ha generado importantes ganancias de bienestar para una gran mayoría de los hogares —especialmente los de renta más baja—, aumentando la eficiencia del funcionamiento del mercado laboral.

■ Palabras clave

Análisis de bienestar, IRPF, coste marginal de los fondos públicos.

■ Abstract

This working paper computes the marginal cost of public funds associated with the reform of the Spanish Personal Income Tax, in force since 1999. Departing from a partial equilibrium framework, we simulate the reform using the working population of the Spanish wave of the European Community Household Panel (ECHP). Once the computation of the marginal cost of public funds and the use of microdata is justified in order to analyze tax policies, results conclude that this tax reform has enhanced significant welfare gains for a vast majority of households —mainly for low-income ones—, improving the efficiency of the labour market.

■ Key words

Welfare analysis, Personal Income Tax, marginal cost of public funds.

La decisión de la Fundación BBVA de publicar el presente documento de trabajo no implica responsabilidad alguna sobre su contenido ni sobre la inclusión, dentro del mismo, de documentos o información complementaria facilitada por los autores.

The Foundation's decision to publish this working paper does not imply any responsibility for its content. The analyses, opinions, and findings of this paper represent the views of its authors; they are not necessarily those of the BBVA Foundation.

No se permite la reproducción total o parcial de esta publicación, incluido el diseño de la cubierta, ni su incorporación a un sistema informático, ni su transmisión por cualquier forma o medio, sea electrónico, mecánico, reprográfico, fotoquímico, óptico, de grabación u otro sin permiso previo y por escrito del titular del *copyright*.

No part of this publication including cover design may be reproduced or transmitted and/or published in print, by photocopying, on microfilm or in any form or by any means without the written consent of the copyright holder at the address below; the same applies to whole or partial adaptations.

La serie Documentos de Trabajo, así como información sobre otras publicaciones de la Fundación BBVA, pueden consultarse en: http://www.fbbva.es

DEPARTAMENTO EDITORIAL
DE LA FUNDACIÓN BBVA

DIRECTORA
Paz Pérez-Bilbao

COORDINADORA DE REDACCIÓN Y ESTILO
Mercedes Bravo

¿Quiénes se beneficiaron de la reforma del IRPF de 1999? Una evaluación desagregada de sus efectos sobre la oferta de trabajo, el bienestar y el coste de los fondos públicos

EDITA
© Fundación BBVA. Plaza de San Nicolás, 4. 48005 Bilbao

DISEÑO DE CUBIERTA
Roberto Turégano

DEPÓSITO LEGAL: M-2.735-2003
IMPRIME: Sociedad Anónima de Fotocomposición

La serie Documentos de Trabajo de la Fundación BBVA está elaborada con papel 100% reciclado, fabricado a partir de fibras celulósicas recuperadas (papel usado) y no de celulosa virgen, cumpliendo los estándares medioambientales exigidos por la actual legislación.

El proceso de producción de este papel se ha realizado conforme a las regulaciones y leyes medioambientales europeas y ha merecido los distintivos Nordic Swan y Ángel Azul.

Í N D I C E

1. Introducción	5
2. La reciente reforma del IRPF. Rasgos fundamentales.....	9
3. Imposición personal sobre la renta, oferta laboral y coste marginal de los fondos públicos	14
3.1. Medición de cambios de bienestar individuales asociados a la imposición sobre la renta	16
3.2. La medición del beneficio marginal de la reforma y su derivación formal.....	25
4. Modelización de la oferta laboral: especificación y estimación econométrica.....	27
4.1. La forma funcional de la oferta de trabajo	27
4.2. Método de estimación.....	30
4.3. Los datos utilizados.....	31
4.4. Descripción de las variables utilizadas	32
5. Resultados de la estimación de las funciones de oferta laboral ...	35
5.1. La participación laboral	36
5.2. Horas trabajadas	39
5.3. Elasticidades de oferta de trabajo	40
6. Los efectos sobre el bienestar y el beneficio marginal de los fondos públicos inducidos por la reforma del IRPF.....	43
6.1. La ley 40/1998 y sus efectos sobre el bienestar	45
6.2. El beneficio marginal de los fondos públicos	50
7. Conclusiones	53
Anexos	
1. Propiedades deseables de las funciones de oferta laboral.....	57

2. Definición y estadísticas básicas de las variables utilizadas en los procesos de estimación	60
3. Estimaciones de las ecuaciones instrumentales de salarios y renta virtual	65
4. Elasticidades de oferta de trabajo desagregadas	69
Bibliografía.	72
Nota sobre los autores.	75

1. Introducción *

EL debate sobre los efectos económicos de la reforma del IRPF de 1999 ha girado en torno a un interrogante: ¿cuál ha sido el coste recaudatorio de la rebaja impositiva? Esta cuestión es importante desde un punto de vista macroeconómico, pero resulta obvio que su interés es secundario respecto de los objetivos más genuinos de una reforma consistente en rebajas fiscales generalizadas. Ninguna reforma se hace para perder ingresos. Las reformas que reducen la recaudación se acometen generalmente con la doble finalidad de reducir los desincentivos fiscales (por ejemplo, los que afectan al mercado de trabajo) y de mejorar la distribución de la carga tributaria.

Ningún estudio analítico se ha ocupado hasta hoy de explorar estas relevantes cuestiones. En el presente trabajo las abordamos con ayuda del concepto de coste marginal de los fondos públicos. Se trata de una medida monetaria del cambio en el bienestar de los contribuyentes inducido por una reforma fiscal. Como consecuencia de una reforma impositiva, el bienestar de los contribuyentes cambia, al menos por dos razones. Primera, porque varía el monto total de impuestos pagados y, con ello, cambia su renta disponible. Y segunda, porque los contribuyentes pueden reajustar sus decisiones (por ejemplo, participación laboral u horas trabajadas) ¹. A la suma de ambos cambios en el bienestar por peseta de recaudación le llamamos *coste marginal de los fondos públicos*.

En González-Páramo y Sanz (2003) se profundiza en el concepto de coste marginal de los fondos públicos, derivándose expresiones analíticas de carácter general que nos permiten computar su magnitud de manera agregada ante reformas fiscales complejas. Estos cálculos se ob-

* Agradecemos a la Fundación BBVA la financiación del proyecto de investigación que sustenta los resultados vertidos en esta publicación.

1. Una posible tercera causa de cambio en el bienestar es el efecto de la reforma sobre las decisiones económicas y la recaudación a través de los ajustes del gasto público ligados al cambio en la recaudación. En lo que resta del trabajo ignoraremos la vertiente del gasto público.

tienen a partir de un modelo simple de equilibrio general. La información básica requerida para su cómputo se limita usualmente a un conjunto de parámetros genéricos tales como elasticidades (ordinarias o compensadas), tipos impositivos efectivos y alguna medida de la progresividad de la estructura impositiva.

Como complementarios de estos cálculos de carácter agregado, desde hace algunas décadas los economistas disponemos de bases de microdatos cada vez más sofisticadas con reducidos costes de computación, gracias a la ampliación de la capacidad de procesamiento informático. En este sentido, el uso de microdatos en Economía Pública presenta importantes ventajas relativas frente a otras formas más agregadas de análisis. Entre estas ventajas destacan las siguientes:

- permite estudiar los efectos de las intervenciones públicas a niveles muy desagregados, esto es, por tramos de renta, por tipos de estructura del hogar (uno o dos perceptores de ingresos, hijos, etc.), por edades, etc.;
- facilita una correcta especificación de los modelos econométricos necesarios para simular las intervenciones públicas que pretendemos analizar;
- enriquece de manera importante el análisis de las políticas públicas en las que los aspectos distributivos son especialmente relevantes.

Estas ventajas son de aplicación al cómputo del coste marginal de los fondos públicos. Teniendo en cuenta esta premisa, en esta investigación se aprovecha la información contenida en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para estudiar la distribución de los efectos de la reciente reforma del IRPF con ayuda del concepto de coste marginal de los fondos públicos. Aunque el coste marginal de los fondos públicos se utiliza habitualmente para analizar reformas en las que se requieren incrementos impositivos para financiar aumentos del gasto público, dicho concepto es aplicable de forma genérica a cualquier acción pública que conlleve modificaciones en el bienestar de los individuos. Un claro ejemplo de estas intervenciones públicas, alejadas del concepto de proyecto de inversión manejado tradicionalmente en la literatura del coste marginal de los fondos públicos, lo constituyen las reformas tributarias. A este respecto, las reformas tributarias modifican el bienestar de los contribuyentes tanto por el cambio provocado en sus cuotas líquidas como por la alteración generada en su comportamiento (por ejemplo,

decisión de trabajar más horas o de participar en el mercado de trabajo). El primero de estos cambios se identifica con aquella modificación de bienestar que surge por la pura detracción de renta disponible, mientras que el cambio de bienestar adicional se debe al poder distorsionante derivado de la modificación de los precios relativos. En la distinción de estas dos fuentes de cambio de bienestar se fundamenta el concepto del coste marginal de los fondos públicos.

Aunque desde un punto de vista conceptual el coste marginal de los fondos públicos es único, su interpretación puede variar ligeramente en función del tipo de intervención analizada. Así, mientras que en su uso convencional el coste marginal de los fondos públicos identifica el rendimiento marginal exigible al gasto público para que éste sea rentable, su cómputo, en el caso de políticas de ingreso, informa sobre la ganancia de bienestar efectiva por peseta de recaudación aumentada/disminuida una vez tenidas en cuenta las ganancias de eficiencia generadas. Por ello, la denominación de beneficio en lugar de coste marginal de los fondos públicos sea probablemente más intuitiva en las aplicaciones a las políticas de ingresos consistentes en una rebaja de impuestos. Teniendo en cuenta esta aclaración, sin embargo, coste y beneficio marginal de los fondos públicos serán utilizados indistintamente.

Desde la óptica del sector público, por tanto, al igual que se llevan a cabo proyectos de inversión tales como la construcción de un puente o una carretera bajo el argumento de generar un rendimiento social superior al coste marginal de los fondos aplicados a su realización, puede igualmente decidirse *invertir* en reducir impuestos ante las potenciales ganancias de eficiencia asociadas a la reforma. Desde esta perspectiva, una reforma impositiva que genere un beneficio marginal superior a la unidad indicaría que dicha *inversión* sería deseable y, por tanto, aconsejable desde los fundamentos teóricos del análisis *coste-beneficio*. Bajo estos parámetros, esta investigación evalúa la reciente reforma del IRPF llevada a cabo en nuestro país, lo que nos permitirá valorarla a partir del estudio de la distribución de las variaciones de bienestar y del coste/beneficio marginal por ella inducida.

La estructura de este estudio es la siguiente. El capítulo 2 resume las características fundamentales de la reforma del IRPF plasmadas en la ley 40/1998, haciéndose un especial hincapié en los aspectos que afectan al gravamen de las rentas salariales. Esta descripción nos permitirá conocer los detalles básicos de la intervención pública concreta que pretendemos analizar y que simularemos en la parte empírica de la investi-

gación. Tras la descripción de los principales cambios normativos, el capítulo 3 aborda, desde una perspectiva microeconómica, el cómputo del coste marginal de los fondos públicos a partir de un modelo de oferta laboral. En este capítulo se recogen también las medidas alternativas de cambio de bienestar y de exceso de gravamen, necesarias para la determinación del coste marginal de los fondos públicos. El capítulo 4 presenta el modelo empírico, discute la forma funcional de la oferta de trabajo elegida y describe la base de datos utilizada así como el método de estimación implementado. Las funciones de bienestar necesarias para la valoración de la reforma también son derivadas en este capítulo. En el capítulo 5 se ofrecen y se valoran las estimaciones econométricas de las funciones de oferta laboral. En el capítulo 6 se resumen los principales efectos de la reforma del IRPF sobre la oferta laboral y sobre el bienestar de los contribuyentes. Finalmente, el séptimo y último capítulo de este trabajo ofrece una breve síntesis de las principales conclusiones.

2. La reciente reforma del IRPF. Rasgos fundamentales

EL propósito de este capítulo es describir brevemente los cambios más significativos que se han producido en la reforma del IRPF que entró en vigor en 1999 (ley 40/1998) respecto de la normativa anterior (ley 18/1991). Dado que nuestro foco de interés fundamental es el gravamen de las rentas salariales, los comentarios irán dirigidos especialmente a lo ocurrido con el gravamen de las rentas procedentes del trabajo. En este sentido, las modificaciones más relevantes introducidas por la reforma se pueden sintetizar en los siguientes puntos:

- cambio en la concepción de la renta sometida a gravamen;
- trasvase a la base del impuesto de las deducciones que antes operaban en cuota;
- modificación de las tarifas impositivas.

La ley 40/1998 contempla un importante cambio en la definición del objeto imponible. En la antigua normativa reguladora del impuesto, ley 18/1991, los rendimientos netos procedentes de las distintas fuentes de renta se integraban en la base imponible, sobre la que se practicaban algunas reducciones no genéricas —aportaciones a planes de pensiones y anualidades por alimentos—, generándose el concepto de base imponible gravable. Sobre este concepto de base liquidable se aplicaba, bien la tarifa individual, bien la tarifa conjunta; tarifas que, a su vez, reconocían un umbral de tributación a tipo cero (467.000 pesetas en el caso de declaración individual y 901.000 pesetas en el caso de tributación conjunta, según la normativa aplicable en 1998). En el nuevo IRPF, en cambio, se introduce un nuevo concepto de base liquidable próximo a la noción de *renta familiar disponible*, trasladándose las antiguas deducciones familiares instrumentadas en la cuota íntegra del impuesto a la base imponible, por medio de la introducción de una reducción en concepto

de mínimo personal por sujeto declarante, así como un mínimo familiar por hijos y ascendientes. Esta nueva definición del hecho imponible ha servido para justificar la supresión del umbral de tributación existente en el antiguo IRPF, pasando la tarifa del nuevo impuesto a tener un tipo marginal positivo desde la primera peseta de base liquidable.

Respecto a los cambios específicos en el tratamiento de las rentas salariales, los más importantes se pueden resumir como sigue. En la antigua ley existía una deducción por «gastos de difícil justificación» que suponía un descuento en la base del impuesto del 5% de los rendimientos brutos obtenidos del trabajo —limitados a un máximo de 250.000 pesetas—. En cuota, además, se podía practicar una deducción adicional graduada en función de las rentas salariales percibidas. Con la nueva regulación del IRPF, en cambio, se elimina la deducción por gastos de difícil justificación, y la deducción en cuota pasa a aplicarse en la base como una reducción modulada en función de la magnitud de las rentas salariales percibidas. Finalmente, la ley 40/1998 establece una tarifa de seis tramos, con un tipo mínimo del 18% y uno máximo del 48%, frente a la ley 18/1991, cuya tarifa era de ocho tramos, con un tipo mínimo y máximo del 20 y el 56% respectivamente.

Utilizando una muestra de asalariados procedentes del PHOGUE para 1994, se han simulado ambas estructuras impositivas. Bajo el supuesto de ausencia de comportamiento, el efecto de este cambio normativo sobre el tipo marginal y el tipo medio soportado por el individuo según su sexo y estado marital se recoge en el gráfico 2.1. Como puede observarse, la nueva ley ha supuesto una reducción generalizada tanto en la magnitud de los tipos marginales a los que se enfrentan los contribuyentes como de los tipos medios. Esta reducción se confirma también cuando el análisis se realiza por decilas de ingreso.

Aunque la evolución de los tipos marginales y medios recogidos en el gráfico 2.1 puede dar una idea de las consecuencias de la entrada en vigor de este cambio normativo, es importante resaltar que en su cálculo se han ignorado los posibles cambios de comportamiento a los que pudiera dar origen la reforma. La influencia efectiva de esta reducción de tipos marginales sobre la oferta laboral de los trabajadores y sobre su bienestar dependerá de la elasticidad de respuesta de las decisiones de oferta laboral —participación y horas trabajadas— respecto al salario neto de impuestos. En consecuencia, el simple conocimiento de los efectos estáticos de la reforma sobre los tipos impositivos —medios y marginales— sólo puede considerarse una mera aproximación a los efectos

GRÁFICO 2.1: Media de tipos marginales y medios calculados a partir de la base de datos del PHOGUE según la antigua y nueva normativa

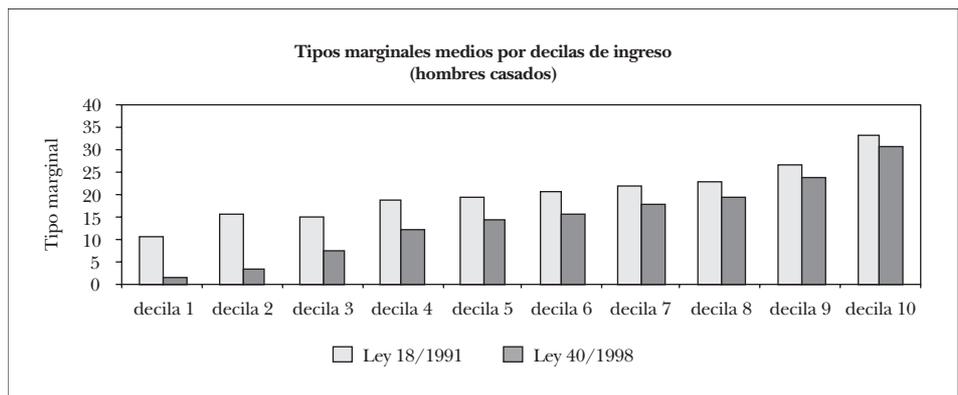
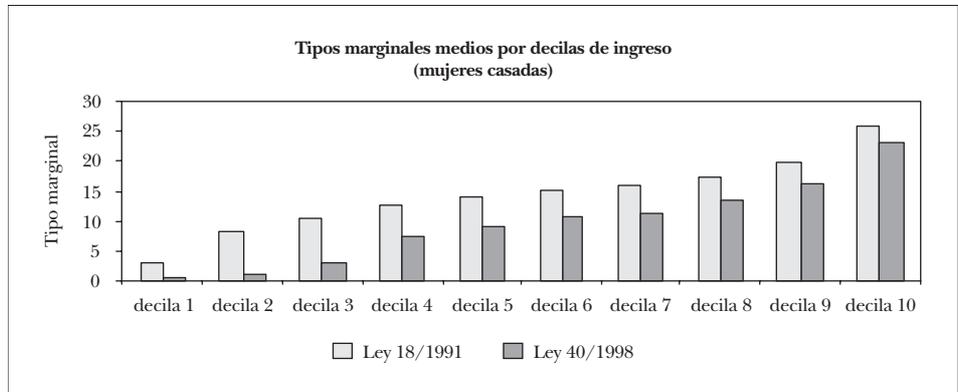
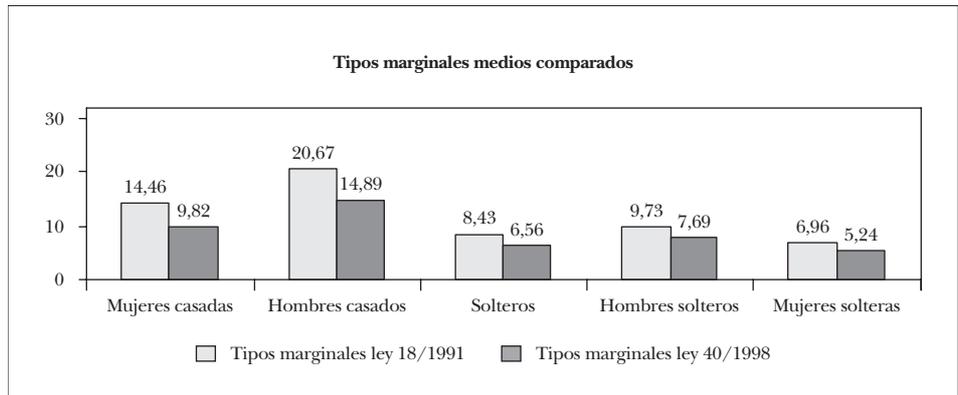


GRÁFICO 2.1 (continuación): Media de tipos marginales y medios calculados a partir de la base de datos del PHOGUE según la antigua y nueva normativa

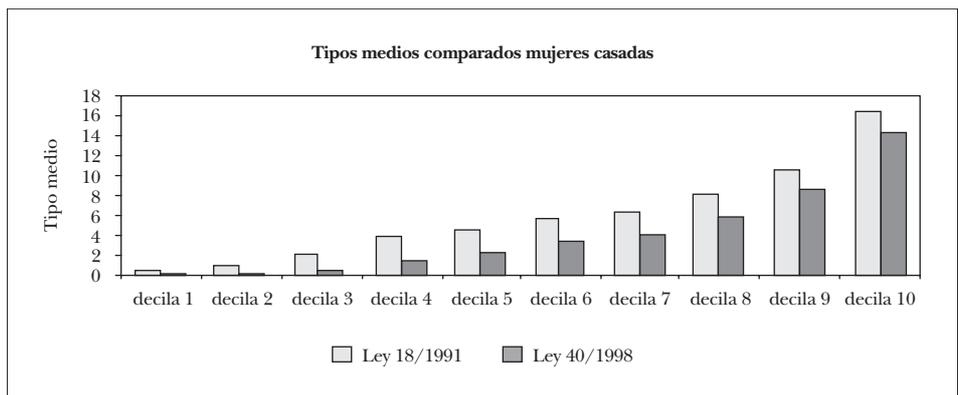
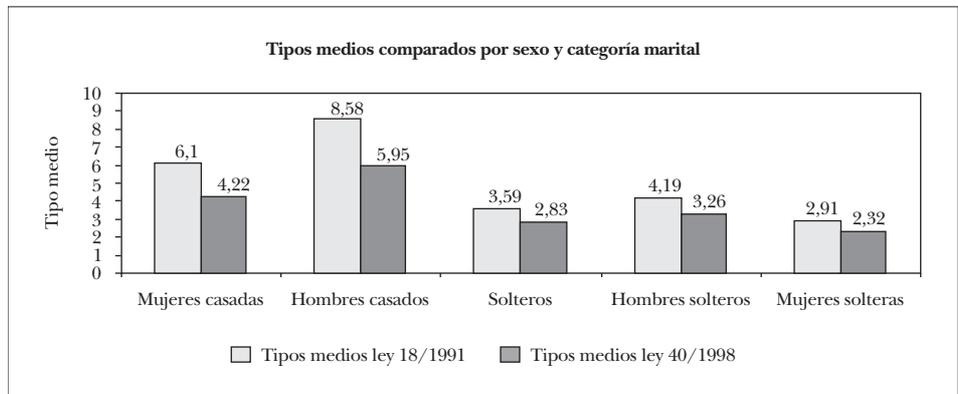
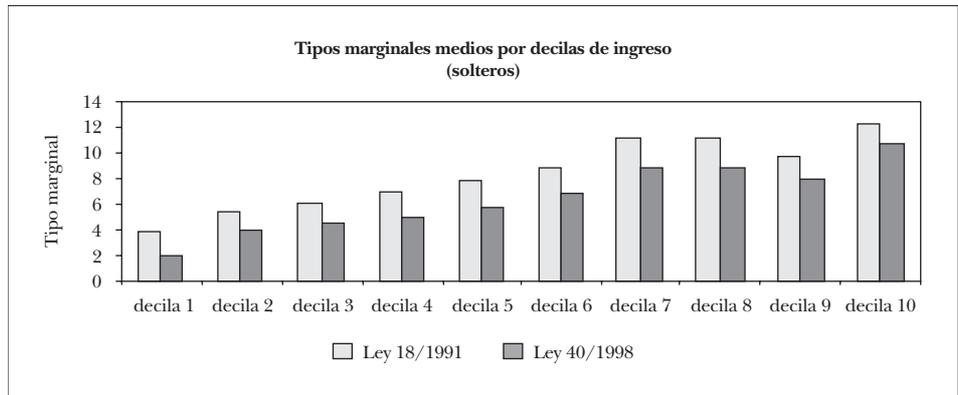
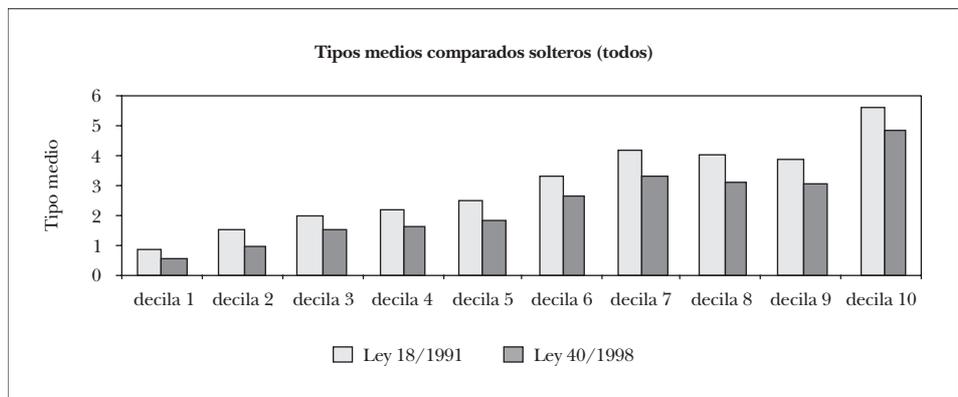
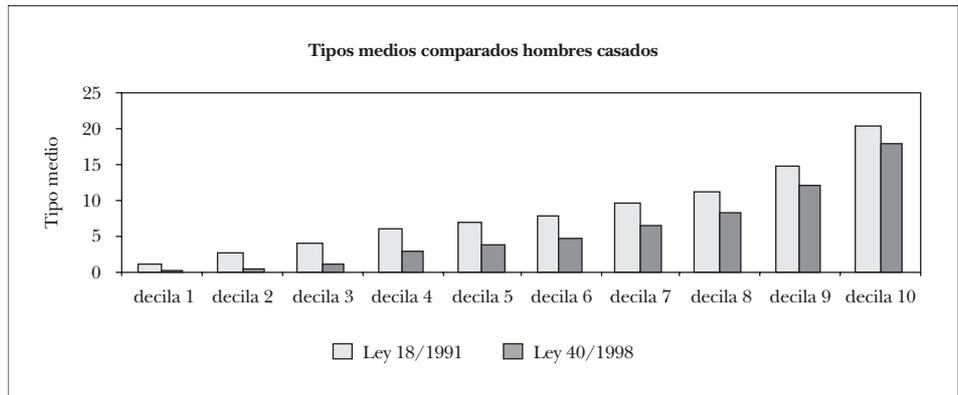


GRÁFICO 2.1 (continuación): Media de tipos marginales y medios calculados a partir de la base de datos del PHOGUE según la antigua y nueva normativa



esperados de la entrada en vigor de la nueva ley del IRPF. Un análisis más adecuado de los efectos de bienestar y de exceso de gravamen, ingredientes básicos para el cálculo del coste marginal de los fondos públicos asociados a la reforma, exige que los cambios de comportamiento por ella inducidos sean considerados expresamente. Con este propósito, en el siguiente capítulo se presenta el cómputo del coste marginal de los fondos públicos inducido por una reforma de la imposición personal sobre la renta en un contexto de oferta laboral, en donde los cambios de comportamiento y su efecto sobre la utilidad del contribuyente son tenidos en cuenta.

3. Imposición personal sobre la renta, oferta laboral y coste marginal de los fondos públicos

LA literatura tradicionalmente define el coste marginal de los fondos públicos (CMF) asociado a una determinada reforma como la ratio del cambio en bienestar que genera respecto al cambio en la recaudación, es decir:

$$\text{CMF} = \frac{\Delta \text{bienestar}}{\Delta \text{recaudación}} = \frac{\Delta \text{recaudación} + \Delta \text{exceso de gravamen}}{\Delta \text{recaudación}} \quad (3.1)$$

donde el cociente entre la variación del exceso de gravamen y el cambio de recaudación expresa el exceso de gravamen marginal (EGM) provocado por el impuesto, resultando por tanto que:

$$\text{CMF} = 1 + \text{EGM} \quad (3.2)$$

La amplia literatura existente a este respecto, revisada en sus hitos fundamentales en González-Páramo y Sanz (2003), normalmente se aproxima a este concepto a partir de modelos de equilibrio parcial de oferta de trabajo, de donde se obtienen expresiones que permiten estimar su magnitud de manera global y genérica para la totalidad de la población. Estas expresiones utilizan como *inputs* básicos para su cálculo elasticidades y tipos impositivos agregados, sin que se requiera conocer la especificación de la función de utilidad subyacente que explica las respuestas del contribuyente. Todos estos estudios tradicionalmente se han llevado a cabo con un alto nivel de agregación, usando un individuo representativo como base de los cálculos.

Los cálculos agregados del coste marginal de los fondos públicos (CMF) tienen indudables ventajas. En primer lugar, son de obtención

rápida y sencilla, dada la relativa facilidad con la que los datos agregados pueden obtenerse o elaborarse. Por otra parte, son interpretables en términos económicos sin gran dificultad, al elaborarse sobre la base de fórmulas analíticas en las que interviene un reducido número de parámetros. Y en tercer lugar, permiten analizar reformas relativamente complejas —esto es, reformas que afectan a distintas figuras del sistema tributario— con mínimos requerimientos de información. Por todo ello, las aproximaciones agregadas ofrecen un procedimiento simple y transparente para un primer análisis del orden de magnitud de los principales efectos de una reforma fiscal. Y en razón de estos méritos, los métodos agregados seguirán contándose entre las herramientas básicas de un economista aplicado. En González-Páramo y Sanz (2003) se ofrece un amplio muestrario de la versatilidad de estos métodos. Se trata de un instrumento básico pero no exento de limitaciones. De ellas nos ocupamos a continuación.

Entre las principales limitaciones de las aproximaciones agregadas al cálculo del coste marginal de los fondos públicos destacan las siguientes. En primer lugar, al tratarse de medidas agregadas, su cómputo no tiene en cuenta la gran heterogeneidad de individuos existentes en la población. En segundo lugar, su mecánica de cálculo implícitamente presupone sistemas impositivos proporcionales o progresivos que definen restricciones presupuestarias *suaves*, soslayando la posibilidad de que existan restricciones presupuestarias no lineales. Finalmente, a pesar de que las consideraciones de equidad suelen ser un ingrediente relevante de la política tributaria, el supuesto de *individuo representativo* implica que los aspectos distributivos son ignorados. Por estos motivos, desde un punto de vista aplicado, las conclusiones a las que permiten llegar las expresiones agregadas del CMF son limitadas y parciales, tanto por la fuerte dispersión que suele presentar la elasticidad de respuesta de la oferta de trabajo como por la potencial falta de representatividad de los tipos impositivos utilizados.

Para soslayar los problemas que supone la excesiva agregación de las fórmulas sintéticas del CMF, aquí nos proponemos usar una base de microdatos y calcular de forma individualizada el coste marginal asociado a una intervención pública consistente en una reforma impositiva. En el epígrafe siguiente se presentan algunas medidas de cambio de bienestar en el contexto de los modelos de oferta de trabajo que serán necesarios para su cálculo.

3.1. Medición de cambios de bienestar individuales asociados a la imposición sobre la renta

El análisis de bienestar es uno de los temas centrales en la teoría microeconómica, y sus formas alternativas de medición presentan todas las complejidades propias de la teoría de la demanda aplicada. La literatura sobre el tema es abundante. Desde los trabajos pioneros de Dupuit (1844) y Marshall (1890), el análisis de bienestar ha sido ampliamente utilizado por la comunidad académica en el estudio de los efectos de las intervenciones públicas. En este sentido, el trabajo de Hicks (1939) supuso un hito para el trabajo aplicado, puesto que puso a disposición de los economistas un conjunto de medidas cardinales exactas, que, derivadas de las curvas de oferta/demanda compensadas, evitan los problemas teóricos que presentaba el concepto tradicional de excedente del consumidor (EC) ².

Entre las medidas propuestas por Hicks, las más conocidas sin duda son la variación equivalente (VE) y la variación compensada (VC). El mérito fundamental de estas medidas reside en que representan equivalentes monetarios de cambio de bienestar (o *money-metrics*, como se conocen en la literatura anglosajona), que permiten *cardinalizar* los cambios ordinales de utilidad inducidos por cambios en precios. Este hecho hace que tanto la VE como la VC se identifiquen conceptualmente con los criterios de compensación habituales de la Economía del Bienestar propuestos por Hicks, Kaldor o Scitovsky.

El punto de partida del cálculo de la VE y la VC es la función de gasto, $e(\overset{u}{p}_i, U)$, que expresa el coste mínimo necesario en que debe incurrir un determinado individuo para alcanzar el nivel de utilidad U dado el vector de precios relevante del mercado, $\overset{u}{p}_i = (p_{a_i}, p_{b_i}, \dots, p_{z_i})$, con $i = 1, 2, \dots, n$. Conceptualmente, la VC representa la cantidad de dinero con la que se debería compensar a los perdedores de un determinado cambio en precios, o detraer de los ganadores, para mantener a los individuos sobre su curva de indiferencia inicial, es decir, para mantener el mismo nivel de utilidad del que se disfrutaba antes de entrar en vigor el cambio de

2. Los principales problemas que presenta el EC como medida de cambio de bienestar son la exigencia de que la utilidad marginal de la renta sea constante en el rango de variación de precios analizado, su inexactitud o su indefinición en contextos de cambios multiprecio, y su difícil identificación teórica con los criterios tradicionales de compensación de la literatura de la Economía del Bienestar.

precios analizado. Alternativamente, la VE mide un concepto de compensación diferente, puesto que expresa la cantidad de unidades monetarias que estaría dispuesto a desembolsar un individuo que perdiese (ganase) con el cambio propuesto en precios para evitar (asegurar) que dicho cambio en el vector precios se produjese efectivamente.

VE y VC, sin embargo, son medidas simétricas, lo que significa que el valor de la VE para un determinado cambio en precios $p_0 \rightarrow p_1$ coincidirá en valor absoluto con el valor de la VC para el mismo cambio en precios pero de sentido inverso $p_1 \rightarrow p_0$. Es decir, se cumple $|VE_{p_0 \rightarrow p_1}| = |VC_{p_1 \rightarrow p_0}|$. Esta simetría se relaciona con la interpretación de la VE y la VC como indicadores de *disposición a pagar* (DP) o el *deseo de recibir una compensación* (DC) para aceptar o evitar un determinado cambio del statu quo. En este sentido, la VC es a veces entendida como la disposición a pagar que tiene el individuo por poseer el derecho a comprar al nuevo vector de precios, es decir, el equivalente monetario que estaría dispuesto a desembolsar para absorber las ganancias de bienestar potenciales asociadas a los nuevos precios (DP). Esta interpretación, sin embargo, es sólo válida ante una caída en precios. Para un incremento en los precios, la VC define la compensación mínima que debería recibir el individuo para evitar una caída en su nivel de utilidad de partida (el que disfrutaba antes de la elevación del nivel de precios); es decir, en este caso la VC determina un deseo de recibir una compensación (DC).

De la misma manera, la VE define una medida del DC en el caso de una caída en precios, puesto que se identifica con la suma de dinero que el individuo exigiría para que voluntariamente estuviese dispuesto a que no se llevase a cabo la reducción de precios propuesta y, por tanto, a renunciar a las ganancias de bienestar que le generaría dicha reducción. Por el contrario, para el caso de un incremento en los precios, la VE se identifica con una medida de DP, es decir, la cantidad máxima de numerario que, pagada por el individuo, equivaldría a la pérdida de bienestar causada por el incremento de precios considerado. Como puede observarse, independientemente de la dirección en el cambio de precios, la VC toma como nivel de utilidad de referencia la utilidad inicial, mientras que, en el caso de la VE, la utilidad de referencia es el nivel de utilidad final, es decir, el provocado por el cambio de precios propuesto.

Estas dos medidas pueden ser también interpretadas en función de los derechos de propiedad y obligaciones asociados a los distintos conjuntos de precios. Así, por ejemplo, la VC conlleva implícitamente la

presunción de que el individuo tiene derecho a gozar del vector de precios original en el supuesto de un incremento de precios. Por el contrario, la VE supone que el individuo tiene un derecho reconocido a disfrutar (o la obligación de aceptar) el nuevo vector de precios más bajo (alto) y, por tanto, debe ser compensado (debe pagar) si ese nuevo conjunto de precios no se puede alcanzar. Tomando como base esta interpretación, algunos economistas han argumentado que la elección entre la VE y la VC es una elección basada en criterios éticos, es decir, una alternativa que dependerá de cuál de los dos juicios de valor implícitos en ambas interpretaciones genere una distribución de los derechos de propiedad más equitativa (Krutilla, 1967, y Mishan, 1960). El siguiente cuadro resume ambas interpretaciones.

CUADRO 3.1: Interpretaciones alternativas de la VE y de la VC

Medida de bienestar	Incremento en precios	Reducción en precios
VE		
Implica derechos de propiedad sobre el cambio (vector de precios final)	DP para evitar	DC para renunciar
VC		
Implica derechos de propiedad sobre el statu quo (vector de precios inicial)	DC para aceptar	DP para obtener

Ambos conceptos se reproducen en los gráficos 3.1 y 3.2 para el caso de una reforma impositiva que reduzca el tipo impositivo. Por simplicidad expositiva, en los referidos gráficos se representa exclusivamente el caso de un único tipo impositivo que grava la totalidad de la renta percibida por el contribuyente; su extensión al caso de múltiples tipos marginales es inmediata.

Los gráficos 3.1a y 3.2a expresan el caso de un trabajador maximizador de utilidad que se enfrenta a una restricción presupuestaria y que se caracteriza por una función de utilidad directa, U , definida sobre $n - 1$ bienes de consumo y su oferta laboral H . Bajo el supuesto de precios relativos constantes, los $n - 1$ bienes de consumo se pueden tratar como un único bien (aquí representado como el consumo, recogido en el eje Y). En la situación previa a la reforma se asume que el trabajador disfruta de un salario neto w_0 y de una renta no salarial igual a m_0 , mientras que

GRÁFICO 3.1a: Representación gráfica de la VE en una reducción impositiva

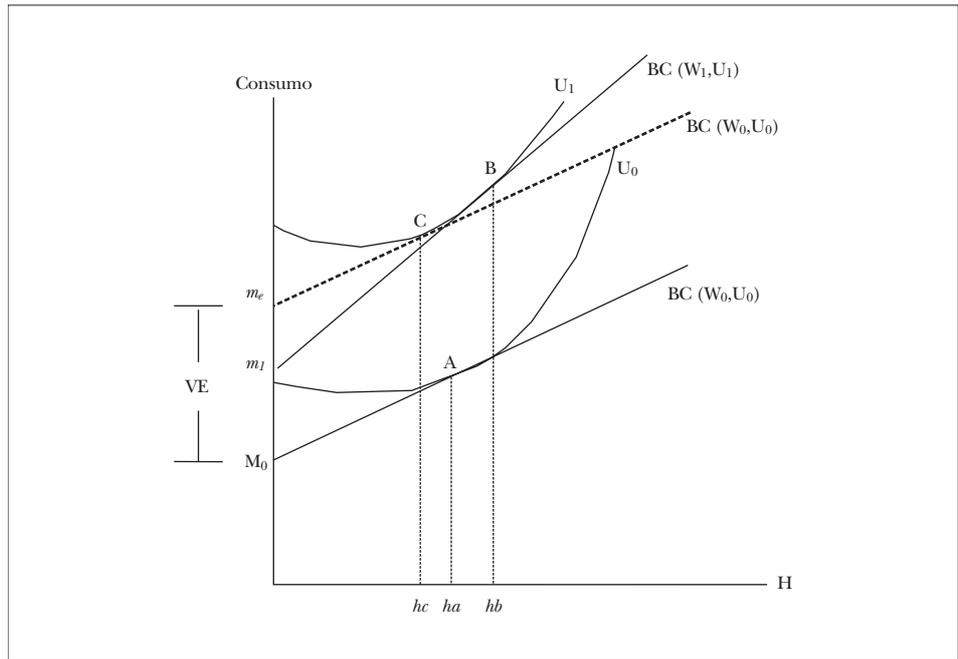


GRÁFICO 3.1b: Representación gráfica de la VE en una reducción impositiva

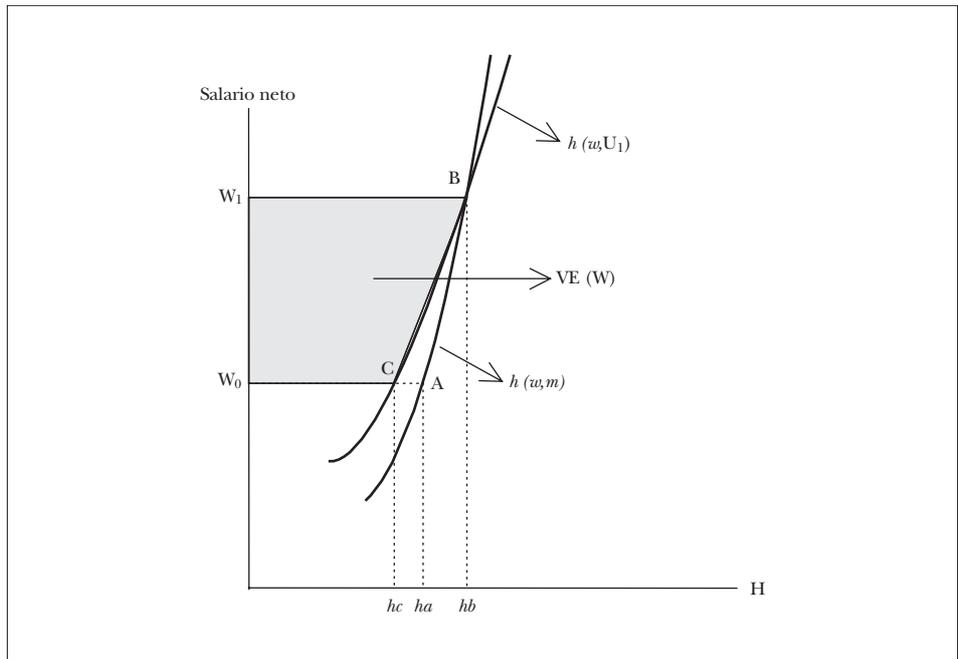


GRÁFICO 3.1c: Representación gráfica de la VE en una reducción impositiva

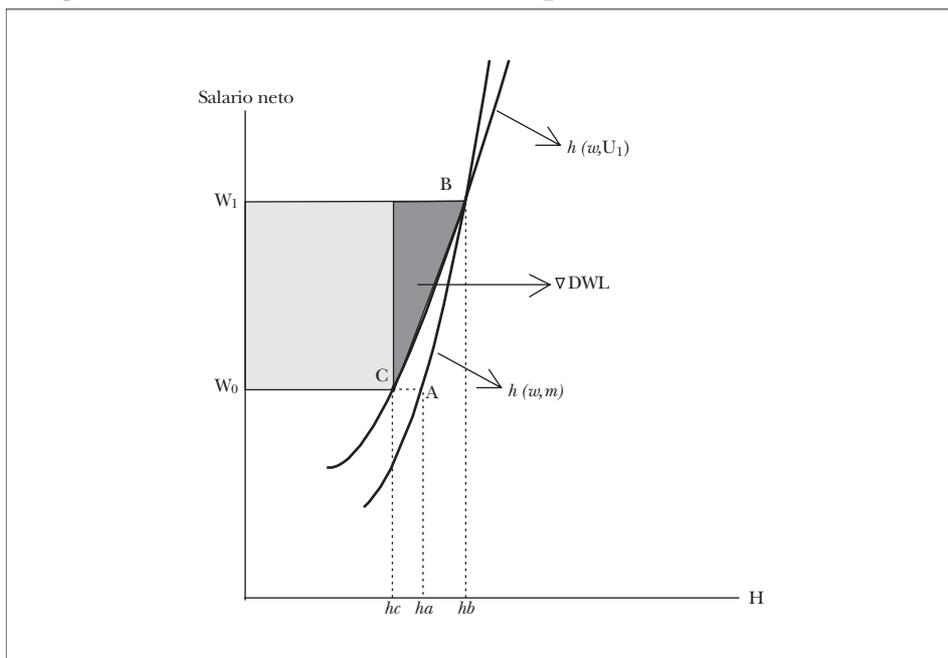


GRÁFICO 3.2a: Representación gráfica de la VC en una reducción impositiva

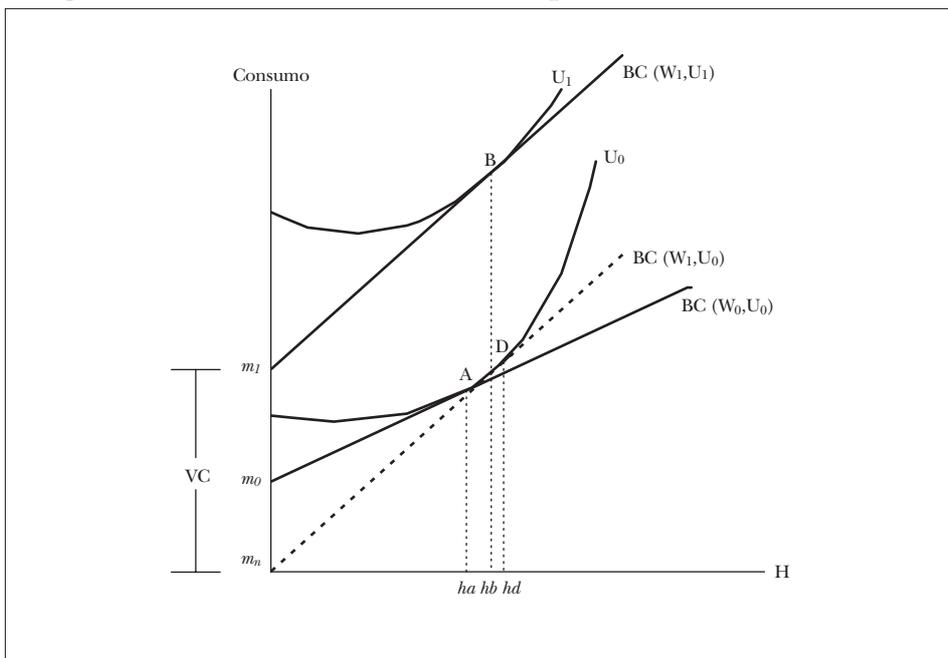


GRÁFICO 3.2b: Representación gráfica de la VC en una reducción impositiva

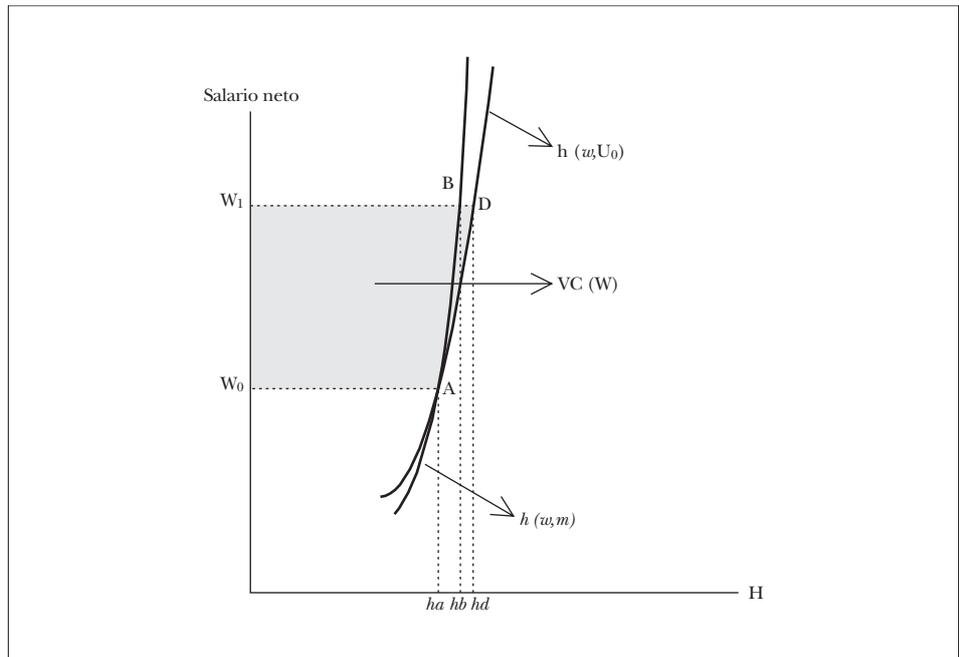
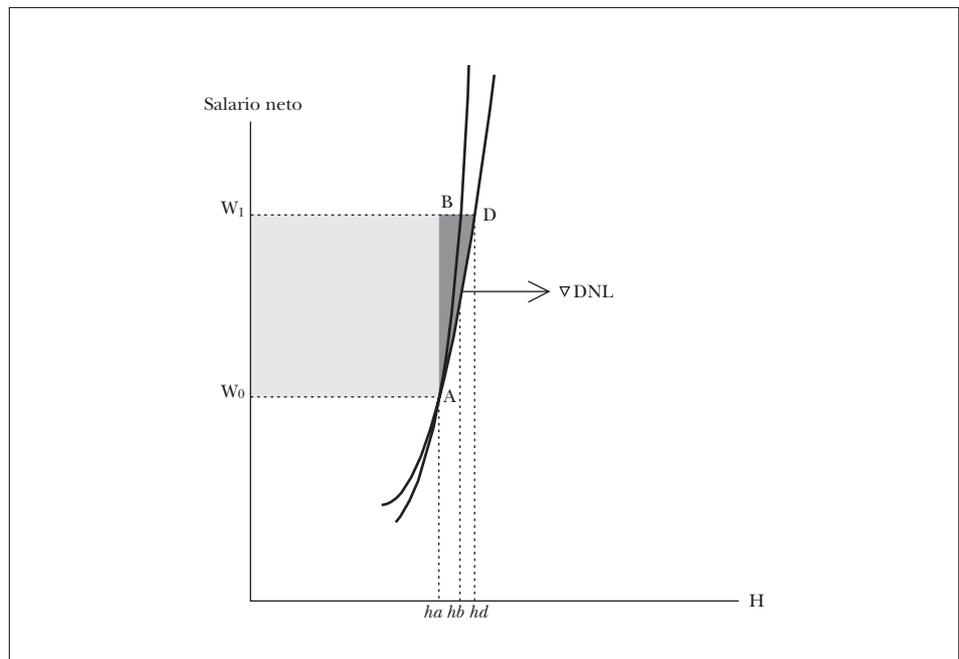


GRÁFICO 3.2c: Representación gráfica de la VC en una reducción impositiva



su restricción presupuestaria viene dada por $BC(w_0, U_0)$. Su elección óptima en este contexto de partida es la solución interior A . Después de una reducción en el tipo impositivo del impuesto personal sobre la renta, la nueva restricción presupuestaria se convierte en $BC(w_1, U_1)$, donde B representa su nueva elección (óptima) tras la reducción impositiva.

Como puede observarse, la VE cuantifica la cantidad monetaria que se debe añadir a la renta no salarial inicial, m_0 , para que el contribuyente pueda alcanzar el nivel de utilidad de posreforma, U_1 , con el nivel de renta salarial del que disponía antes de la reducción impositiva, es decir, con el salario w_0 . Formalmente,

$$VE = m_e - m_0 \tag{3.3}$$

donde m_e es la renta equivalente que representa la renta no salarial total que necesitaría disponer el contribuyente, dado el vector de precios inicial, para alcanzar el nivel de utilidad U_1 ³. La VE indica, por tanto, las unidades monetarias que requeriría el contribuyente para evitar/aceptar la reforma fiscal propuesta. Desde una perspectiva analítica, haciendo uso del concepto de función de gasto definido anteriormente, (3.3) puede reescribirse de la manera siguiente:

$$VE = e(w_0, U_1) - e(w_1, U_1) + (m_1 - m_0) \tag{3.4}$$

donde m_1 es la renta no salarial (virtual) asociada a la situación de posreforma. Asimismo, teniendo en cuenta el conocido lema de Shephard que relaciona las funciones de gasto con las funciones de oferta hicksiana, (3.4) también puede reexpresarse en términos de las funciones de oferta laboral compensada como se recoge a continuación:

3. A tenor de esta definición, una forma funcional explícita de la renta equivalente puede derivarse a partir de la función de utilidad indirecta, $v(w, m)$, resolviendo la ecuación siguiente:

$$v(w_0, m_e) = v(w_1, m_1)$$

que utilizando la función de gasto se puede expresar como:

$$m_e = e[w_0, v(w_1, m_1)]$$

y que puede reescribirse de forma genérica como:

$$m_e = F[w_0, w_1, m_1]$$

donde la función F se conoce como la función renta equivalente. La utilidad del concepto de renta equivalente en el trabajo aplicado fue estudiada por King (1983).

$$VE = VE(w) + VE(m) = - \int_{w_0}^{w_1} h(w, U_1) \cdot dw + (m_1 - m_0) \quad (3.5)$$

La ecuación (3.5) llama la atención sobre un importante aspecto que subyace a la imposición sobre la renta personal. Puesto que el impuesto personal sobre la renta recae sobre la totalidad de la renta del individuo, la VE se puede descomponer en dos elementos: el primero recoge el cambio de bienestar consecuencia del efecto sustitución, $VE(w)$, debido a la imposición de las rentas salariales, mientras que el segundo componente, $VE(m)$, expresa la modificación del bienestar asociada al efecto renta generado. El primero de estos elementos se determina por el área a la izquierda de la función de oferta laboral compensada en la región de variación de precios considerada, mientras que el segundo viene determinado por la diferencia entre las rentas virtuales antes y después de la reforma. Esta diferencia de rentas virtuales cuando analizamos estructuras impositivas progresivas es el equivalente a la variación de recaudación en impuestos proporcionales.

Esta descomposición factorial de la VE tiene importantes implicaciones teóricas, puesto que revela que, incluso en el caso de un único cambio en el vector precios, el cálculo de la variación del excedente del consumidor no será una medida exacta de cambio de bienestar a no ser que se cumpla el supuesto restrictivo de constancia de la utilidad marginal de la renta para *todos* los precios y la renta de forma simultánea. Sin embargo, como demostró Samuelson (1942), este supuesto no se verifica y, por tanto, indica que el análisis de bienestar no ambiguo de reformas del impuesto sobre la renta personal sólo puede llevarse a cabo utilizando la función de oferta de trabajo compensada de donde derivar las medidas hicksianas ⁴.

Siguiendo el mismo razonamiento, pero teniendo en cuenta que la VC toma como nivel de utilidad de referencia el nivel de utilidad de partida, U_0 , las expresiones (3.3), (3.4) y (3.5) obtenidas para la VE pueden ser reescritas para la VC como recoge (3.6).

4. Para ver interpretaciones alternativas de la constancia de la utilidad marginal de la renta, véase Takayama (1994: 633-643).

$$\begin{aligned}
 VC &= m_1 - m_n \\
 &= e(w_0, U_0) - e(w_1, U_0) + (m_1 - m_0) \\
 &= VC(w) + VC(m) = - \int_{w_0}^{w_1} h(w, U_0) \cdot dw + (m_1 - m_0)
 \end{aligned}
 \tag{3.6}$$

Aunque la VC y la VE son igualmente válidas para medir cambios de bienestar, existe una amplia literatura que considera a la VE como un indicador conceptualmente superior a la VC (Kay, 1980; Pazner y Sadka, 1980; King, 1983; McKenzie, 1983 y Pauwels, 1986). La razón es clara: la VE toma como referencia equilibrios observados y el nivel de bienestar posreforma ⁵.

Por otro lado, a pesar de que en la actualidad tanto la VE como la VC están bien asentadas en el trabajo aplicado, hasta los años setenta las prescripciones de bienestar se fundamentaban esencialmente a partir de las variaciones del excedente del consumidor (ΔEC). Como ilustran los gráficos 3.1 y 3.2, la magnitud de ΔEC , recogida por el área W_1BAW_0 , se encuentra entre la VE y la VC. Por este motivo, se llegó a argumentar que ΔEC podría considerarse una aproximación razonable de las medidas hicksianas (Willig, 1976). Sin embargo, Hausman (1981) demostró que la defensa de Willig de ΔEC era innecesaria, puesto que las medidas exactas de la VE y de la VC se podían computar a partir de la misma información que se necesitaba para el cálculo de la ΔEC simplemente haciendo uso de la teoría de la dualidad ⁶.

En este mismo orden de cosas, en estrecha relación con el análisis de bienestar se encuentra también la determinación de las ganancias (pérdidas) de eficiencia generadas por las decisiones públicas. La respuesta a esta pregunta se encuentra en la variación del exceso de gravamen (VEG) asociada al poder distorsionante de la política pública analizada. Puesto que la VEG se debe exclusivamente a la existencia de efectos sustitución, para su cómputo sólo deberemos tener en cuenta la parte de cambio de bienestar provocada por la variación en los precios relativos. De este modo, utilizando a la VE como referente, para el caso

5. Mayshar (1990) demuestra, no obstante que, para cambios pequeños de precios, ambas medidas son equivalentes.

6. Aunque de una manera menos elegante, esta posibilidad fue reconocida con anterioridad por Hanemann (1980).

de una reforma impositiva, en una economía formada por n individuos, el valor de VEG inducido por el paso de un impuesto (distorsionante) a otro vendrá determinado por:

$$\text{VEG} = -\sum_{i=1}^n \text{VE}_i(w) - (R^1 - R^0) \quad (3.7)$$

donde R^0 y R^1 expresan, respectivamente, los niveles de recaudación antes y después de la reforma. La expresión (3.7) puede también expresarse en términos de la función de oferta laboral compensada como:

$$\text{VEG} = \sum_{i=1}^n \int_{w_0}^{w_1} h_i(w, U_1) \cdot dw - (R^1 - R^0) \quad (3.8)$$

Por lo que respecta a la cuantificación de VEG a partir del excedente del consumidor, Hausman también llamó la atención sobre el hecho de que incluso en el caso en el que la ΔEC pudiese considerarse una aproximación razonable a las medidas de bienestar exactas, el exceso de gravamen calculado a partir del excedente del consumidor podría suponer, sin embargo, una mala aproximación al concepto teóricamente correcto de exceso de gravamen hicksiano, basado en las curvas de oferta/demanda compensadas y que hemos derivado en (3.7) ⁷.

3.2. La medición del beneficio marginal de la reforma y su derivación formal

A tenor de las conclusiones obtenidas en el apartado 3.1, en nuestros cálculos del coste/beneficio marginal de los fondos públicos utilizaremos la VE como medida de cambio de bienestar. En concreto, el cálculo individualizado del coste/beneficio marginal de los fondos públicos que calcularemos en el ejercicio aplicado vendrá determinado por:

$$\text{CMF} = \frac{\text{VE}}{\text{VE}(m)} = 1 + \frac{\text{VE}(w)}{\text{VE}(m)} \quad (3.9)$$

7. Ello se debe a que se trata de una aproximación de segundo orden.

que puede ser interpretado como la ganancia de bienestar adicional que genera el efecto sustitución por encima de la variación de bienestar debida exclusivamente al efecto renta ⁸. Para su derivación partiremos de la especificación de una oferta de trabajo ordinaria que estimaremos económicamente, y sobre la que aplicaremos el procedimiento planteado por Hausman (1981). Este método puede ilustrarse como sigue. Dada una función de oferta de trabajo ordinaria de la forma:

$$h_i = h(w, m, z; \beta) \quad (3.10)$$

donde w expresa el salario neto, m representa la renta no salarial, z se identifica con un vector de variables socioeconómicas y β indica el vector de los coeficientes a estimar, podemos establecer la ecuación diferencial (3.11):

$$\frac{dm}{dw} = -h(w, m, z; \beta) \quad (3.11)$$

cuya solución permite obtener la función de gasto, de donde cualquiera de las medidas hicksianas se obtienen de forma natural.

Para computar (3.9) a partir de (3.11) es necesario que partamos de una función de oferta de trabajo que nos permita simular la reforma impositiva que pretendemos analizar y que pueda estimarse económicamente. El siguiente capítulo define la especificación econométrica de la oferta de trabajo concreta que utilizaremos.

8. Alternativamente, $VE(m)$ podría sustituirse por el cambio en la recaudación inducido por la reforma.

4. Modelización de la oferta laboral: especificación y estimación econométrica

LAS expresiones que aparecen en el capítulo precedente indican que para calcular las ganancias de bienestar y los excesos de gravamen generados por la reforma fiscal es necesario estimar una función de oferta laboral. En el contexto de esta investigación, esta estimación cubre dos objetivos. En primer lugar, nos permitirá estimar las elasticidades de respuesta de la oferta laboral de los trabajadores ante modificaciones en su salario neto y, por tanto, ante el cambio impositivo que pretendemos analizar. En segundo lugar, los coeficientes estimados nos permitirán determinar la función explícita exacta de la VE y, en consecuencia, evaluar las ganancias de bienestar y el coste marginal de los fondos públicos asociados a la reforma calculado a partir de la ecuación (3.9).

4.1. La forma funcional de la oferta de trabajo

Los criterios que pueden utilizarse a la hora de elegir la forma funcional de la oferta laboral más adecuada son abundantes. De todos ellos, quizás los dos más significativos sean el de asegurar la consistencia teórica del modelo de oferta laboral elegido con los principios de la maximización de la utilidad en la teoría del consumidor, así como el de mantener una flexibilidad funcional suficiente como para permitir un rango amplio en la respuesta de esa oferta laboral ante cambios en la magnitud de los salarios netos percibidos. En este sentido, Stern (1986) presenta un minucioso resumen de formas funcionales alternativas de oferta de trabajo y sus correspondientes propiedades. Asimismo, dentro del contexto del análisis de bienestar requerido en este trabajo, otra propiedad especial-

mente atractiva de la función de oferta de trabajo candidata a ser elegida es la de ser lo suficientemente dúctil como para aplicar la teoría de la dualidad y, en consecuencia, poder obtener una forma funcional cerrada de la función de gasto de donde derivar la expresión cerrada y exacta de la VE. Estas propiedades deseables de la forma funcional de la oferta laboral se comentan en el anexo 1.

Teniendo en cuenta los criterios precedentes y la bondad de ajuste de los datos de cada una de las submuestras, dos son las formas funcionales de oferta de trabajo elegidas en el análisis empírico que se presenta en este estudio. La primera de ellas, que se utilizará con la submuestra de individuos solteros, responde a una función lineal tradicional:

$$h_i = a + \alpha w_i + \beta m_i + \mu Z + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

mientras que para el caso de las mujeres y hombres casados la oferta de trabajo elegida responde a una versión de una oferta de trabajo cuadrática de la forma

$$h_i = a + \alpha w_i + \beta m_i + \lambda w_i^2 + \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad (4.1')$$

donde h_i indica horas de trabajo anuales, w_i representa el salario-hora neto de impuestos, m_i la renta no salarial anual (virtual) y Z_i un vector de variables socioeconómicas que inciden en la intensidad de la oferta laboral.

Dados los objetivos de este trabajo, el mérito fundamental de las especificaciones propuestas en (4.1) y (4.1') reside en su versatilidad. Producto de esta versatilidad, las funciones necesarias para implementar el análisis de bienestar requerido en nuestro estudio se pueden obtener con relativa facilidad (véanse cuadros 4.1 y 4.2). Por otro lado, puesto que las funciones propuestas son lineales en los parámetros, su estimación econométrica es relativamente sencilla. Asimismo, en lo referente a (4.1'), al ser cuadrática en los salarios se trata de una forma funcional que no impone monotonidad de la oferta laboral respecto a los salarios. Es decir, se trata de una forma funcional lo suficientemente flexible como para admitir la posibilidad de que existan elasticidades salariales negativas en niveles salariales elevados.

CUADRO 4.1: Formas funcionales relevantes para el análisis microeconómico del coste marginal de los fondos públicos derivadas a partir de la función de oferta laboral lineal (individuos solteros)

Función de oferta laboral ordinaria	
$h_i = \gamma + \alpha w_i + \beta m_i + \mu Z_i + \varepsilon_i$	
Elasticidades relevantes	
Elasticidad salarial no compensada	$\alpha \cdot \frac{w_i}{h_i}$
Elasticidad renta	$\beta \cdot w_i$
Elasticidad salarial compensada	$\left(\frac{\alpha}{h_i} - \beta \right) \cdot w_i$
Formas funcionales relevantes para el análisis de bienestar	
Función de gasto	$m(w, \bar{U}) = e^{-\beta w} \cdot \bar{U} - \frac{1}{\beta} \cdot \left(\gamma + \alpha w - \frac{\alpha}{\beta} + \mu Z \right)$
Utilidad indirecta	$v(m, w) = e^{\beta w} \cdot \left\{ m + \frac{1}{\beta} \cdot \left(\gamma + \alpha w - \frac{\alpha}{\beta} + \mu Z \right) \right\}$
Oferta laboral compensada	$h(w, \bar{U}) = -\beta \cdot e^{-\beta w} \cdot \bar{U} - \frac{\alpha}{\beta}$
Renta equivalente (m_e)	$m_e = e^{\beta(w_1 - w_0)} \cdot \left\{ m_1 + \frac{1}{\beta} \cdot \left(\gamma + \alpha w_1 - \frac{\alpha}{\beta} + \mu Z \right) \right\} - \frac{1}{\beta} \cdot \left(\gamma + \alpha w_0 - \frac{\alpha}{\beta} + \mu Z \right)$
Variación equivalente	$VE = e^{\beta(w_1 - w_0)} \cdot \left\{ m_1 + \frac{1}{\beta} \cdot \left(\gamma + \alpha w_1 - \frac{\alpha}{\beta} + \mu Z \right) \right\} - \frac{1}{\beta} \cdot \left(\gamma + \alpha w_0 - \frac{\alpha}{\beta} + \mu Z \right) - m_0$

CUADRO 4.2: Formas funcionales relevantes para el análisis microeconómico del coste marginal de los fondos públicos derivadas a partir de la función de oferta laboral cuadrática (hombres y mujeres casados)

Función de oferta laboral ordinaria	
$h_i = \gamma + \alpha w_i + \beta m_i + \lambda w_i^2 + \mu Z_i + \varepsilon_i$	
Elasticidades relevantes	
Elasticidad salarial no compensada	$(\alpha + 2\lambda w_i) \cdot \frac{w_i}{h_i}$
Elasticidad renta	$\beta \cdot w_i$
Elasticidad salarial compensada	$(\alpha + 2\lambda w_i) \cdot \frac{w_i}{h_i} - \beta \cdot w_i$
Formas funcionales relevantes para el análisis de bienestar	
Función de gasto	$m(w) = \bar{U} \cdot e^{-\beta w} + a \cdot w^2 + b \cdot w - c$
Utilidad indirecta	$v(w, m) = e^{\beta w} \cdot [m - (a \cdot w^2 + b \cdot w - c)]$
Oferta laboral compensada	$h(w, \bar{U}) = -\beta \cdot e^{-\beta w} \cdot \bar{U} + 2 \cdot a \cdot w + b$
Renta equivalente (m_e)	$m_e = e^{\beta(w_1 - w_0)} \cdot [m_1 - (a w_1^2 + b w_1 - c)] + a w_0^2 + b w_0 - c$
Variación equivalente	$VE = e^{\beta(w_1 - w_0)} \cdot [m_1 - (a w_1^2 + b w_1 - c)] + a w_0^2 + b w_0 - c - m_0$

donde los coeficientes a , b y c en las expresiones precedentes vienen dados por las siguientes expresiones:

$$a = -\frac{\lambda}{\beta} \quad b = \frac{2\lambda}{\beta^2} - \frac{\alpha}{\beta} \quad c = \frac{\gamma}{\beta} + \frac{2\lambda}{\beta^3} + \frac{\mu Z}{\beta} - \frac{\alpha}{\beta^2}$$

4.2. Método de estimación

Las funciones de oferta laboral precedentes se estiman utilizando un modelo *Tobit*, en donde la probabilidad de participación en el mercado laboral y la intensidad de la oferta laboral (horas anuales trabajadas) se estiman conjuntamente utilizando la totalidad de la muestra (trabajadores y no trabajadores). Dada la potencial endogeneidad entre salarios, renta no salarial y horas trabajadas, la renta no salarial y los salarios se estiman por el método de variables instrumentales (MVI). En estas estimaciones instrumentales se tiene en cuenta el sesgo de selección muestral que potencialmente puede producirse al utilizar exclusivamente la submuestra de trabajadores. Para ello se hace preciso estimar la ratio inversa de Mill, λ_M , a partir de una ecuación *Probit* estimada sobre la totalidad de la muestra que evalúe la probabilidad de participación en el

mercado laboral. De este modo, incorporando λ_M como un regresor adicional en las ecuaciones instrumentales de salarios y renta virtual, no sólo podremos contrastar la hipótesis de existencia de sesgo muestral sino que, en caso de existir, dicho sesgo será corregido. Asimismo, para obtener tests de significación robustos a la heterocedasticidad, las matrices de varianzas-covarianzas de las ecuaciones instrumentales y de los modelos *Probit* subyacentes se han estimado por el método de White.

Por otro lado, la complejidad implícita a la existencia de restricciones presupuestarias no lineales, producto de la estructura progresiva del impuesto sobre la renta personal, se ha solventado siguiendo el método propuesto por Hall (1973). Este procedimiento consiste en *linealizar* la restricción presupuestaria en el entorno del nivel de horas trabajadas por cada observación bajo el supuesto de que cada contribuyente se enfrenta a una restricción presupuestaria lineal con pendiente igual a su salario neto y una renta no salarial (virtual) obtenida por una extrapolación lineal del conjunto presupuestario (véase Killingsworth, 1983). Este procedimiento, en definitiva, caracteriza el segmento de la restricción presupuestaria relevante para cada observación por el valor de su salario neto:

$$\text{NETWAGE}_i = (1 - t_{mg_i}) \cdot w_{b_i} \quad (4.2)$$

y una renta virtual no salarial (fiscalmente corregida) dada por:

$$\text{VIRTINC}_i = m_{b_i} + t_{mg_i} \cdot w_{b_i} \cdot h_i - T_i \quad (4.3)$$

donde w_{b_i} , m_{b_i} , t_{mg_i} , T_i y h_i representan, para la observación i , el salario bruto, la renta no salarial bruta, el tipo marginal, la factura fiscal y las horas trabajadas, respectivamente.

4.3. Los datos utilizados

Los datos utilizados en la estimación proceden del PHOGUE para 1994, elaborado para España por el Instituto Nacional de Estadística (INE). En dicha encuesta se dispone de datos sobre situación laboral, ingresos y variables socioeconómicas para 17.908 individuos. De esta muestra inicial se seleccionaron aquellos individuos que, no siendo empresarios y estando en el rango de edad entre 18 y 65 años, no estuviesen jubilados

o incapacitados para trabajar ⁹. De este proceso de selección resultó una muestra definitiva de 10.727 individuos. Finalmente, esta muestra de 10.727 observaciones fue dividida en tres categorías: hombres casados, mujeres casadas e individuos solteros. Cada una de estas tres submuestras constituyen la base para derivar los resultados de esta investigación. La razón para realizar esta división de la muestra principal en estas tres categorías es tener en consideración las posibles diferencias que puedan existir entre estos tres colectivos en su comportamiento laboral —tanto en participación como en horas trabajadas—, así como las peculiaridades fiscales del IRPF respecto al estado marital. La distribución del número de individuos de la muestra principal por estado marital, sexo y estatus laboral se sintetiza en el cuadro 4.3.

CUADRO 4.3: Composición de la muestra utilizada

Total observaciones: 10.727					
Hombres	4.830	Solteros	1.991	Trabajan	907
				No trabajan	1.084
	Casados	2.839	Trabajan	2.356	
			No trabajan	483	
Mujeres	5.897	Solteras	1.755	Trabajan	614
				No trabajan	1.141
	Casadas	4.142	Trabajan	979	
			No trabajan	3.163	

4.4. Descripción de las variables utilizadas

En el anexo 2 se presentan los acrónimos y definiciones de las variables utilizadas en la estimación, así como la descripción estadística de cada una de ellas por sexo y estado marital del individuo.

La oferta de trabajo se mide en horas anuales trabajadas, h_i . Esta variable se ha construido sumando las horas trabajadas en todos los posi-

9. También se eliminaron los individuos que se encontraban presos o cumpliendo el servicio militar. Asimismo, de la muestra final se eliminaron las parejas de hecho.

bles empleos desarrollados por el individuo durante 1994. Sin embargo, como los individuos contestan el número de horas semanales, h_i se ha calculado considerando que el número de semanas laborables al año es de 47,8572, es decir, bajo el supuesto de que hay treinta días de vacaciones al año.

El salario bruto/hora se ha computado dividiendo el salario mensual, que es del que informa la encuesta, entre el número medio de semanas al mes (4,3452) y dividiendo el resultado de dicho cociente entre las horas semanales trabajadas. Para identificar las variables fiscales relevantes se ha simulado la estructura del IRPF vigente en 1994 (ley 18/1991), lo que nos ha permitido obtener el tipo marginal y la factura fiscal de cada contribuyente. En el caso de mujeres y hombres casados, la simulación ha tenido en cuenta la posibilidad reconocida a los cónyuges de liquidar el impuesto conjunta o separadamente. De este modo, a partir de la ecuación (4.2), hemos computado el salario neto por hora percibido por el trabajador. Asimismo, el cálculo de la renta virtual, VIRTINC, se ha obtenido computando para cada observación la ecuación (4.3), en donde la renta bruta no salarial, m_b , se determina como sumatorio de todas las rentas del hogar, descontada la renta salarial del propio individuo. Es decir, en el cálculo de m_b se asume que las rentas salariales del resto de miembros del hogar forman parte de la renta no salarial de cada trabajador.

Por otro lado, para llevar a cabo el procedimiento de estimación descrito anteriormente ha sido necesario considerar variables que nos permitiesen instrumentar los salarios y la renta virtual así como otras variables de contenido socioeconómico susceptibles de influir en las decisiones laborales, no sólo en la intensidad de horas trabajadas sino también en la decisión de participación. Entre este conjunto de variables se encuentran variables de capital humano como la edad a la que se abandonó la educación formal (AGELEFT), la experiencia laboral (EXP), el nivel de formación académica alcanzado (ESTUD) o el estado de salud percibido por el propio individuo (SALUD). Asimismo, puesto que la existencia de hijos y la edad de éstos parecen ser relevantes en las decisiones de oferta de trabajo, fundamentalmente en el caso de las mujeres casadas, esta realidad socioeconómica se ha tenido en consideración incorporando las variables KIDS, NKIDS, K04, K511, K1218 y KM18 en la especificación de las ecuaciones estimadas, variables que informan sobre la existencia o no de hijos en el hogar, así como de su número por rangos de edad.

En algunas de las ecuaciones estimadas también se han considerado variables que informan sobre la posición relativa del individuo dentro del hogar (CABEZA), sobre el número de miembros del hogar sin contar los hijos propios (TAMHOG) o la existencia o no de hipoteca viva sobre la vivienda en la que se reside (CASA). En el caso de las estimaciones de hombres y mujeres casados, las características del cónyuge se han incorporado a través de variables tales como CESTUD, CSALUD, CAGE, CLABOR o CINCAPAZ, que recogen información sobre los estudios, estado de salud, edad y estatus laboral del cónyuge del individuo analizado, y que pretenden informar sobre el efecto del sustrato socioeconómico familiar. Para concluir, también se incorporan variables como la tasa de paro regional por sexo y edad (PAROTASA)¹⁰ o la variable HC, que identifica la región de residencia del individuo, así como otro conjunto de variables que se consideran buenos instrumentos del salario y la renta virtual.

10. Esta variable no existe en la base de datos original del PHOGUE, sino que fue incorporada a partir de las estadísticas del INE, atendiendo a la edad, sexo y Comunidad de residencia de cada observación.

5. Resultados de la estimación de las funciones de oferta laboral

EN este capítulo se comenta la estimación del modelo descrito en el capítulo 4. Los cuadros 5.1, 5.2 y 5.3 contienen la estimación, por máxima verosimilitud, de los modelos *Probit* que evalúan la probabilidad de participación. Las estimaciones de las curvas de oferta se resumen en el cuadro 5.4. Los valores que aparecen entre paréntesis corresponden a los estadísticos *t*.

CUADRO 5.1: Modelo *Probit* de participación laboral para hombres y mujeres casados

Regresor	Hombres casados		Mujeres casadas	
	Coeficiente (<i>t</i> -ratio)		Coeficiente (<i>t</i> -ratio)	
Constante	-1,3651	(-2,401)	-3,3502	(-7,607)
VIRTINC	-1,38e-07	(-4,784)	-1,38e-07	(-3,156)
EDAD	0,1075	(4,025)	0,1712	(6,743)
EDAD2	-0,0012	(-3,931)	-0,0023	(-7,333)
K04	—	—	-0,2921	(-5,186)
K511	-0,0798	(-1,647)	-0,1524	(-3,751)
K1218	—	—	-0,0907	(-2,539)
KM18	0,0827	(2,005)	—	—
ESTUD1	0,7633	(5,431)	1,3409	(15,579)
ESTUD2	0,4209	(3,217)	0,6732	(5,412)
ESTUD3	0,4060	(3,656)	0,5929	(7,122)
SALUD	0,1911	(2,953)	0,0914	(1,675)
CASA	0,2743	(3,746)	0,3179	(5,853)
PAROTASA	-0,0090	(-1,797)	-0,0141	(-2,244)
CESTUD1	0,1306	(1,060)	0,0527	(0,692)
CESTUD2	0,3198	(2,436)	0,1643	(1,952)
CESTUD3	0,1223	(1,653)	0,0825	(1,317)
CINCAPAZ	—	—	0,2771	(2,675)
Log maximoverosimilitud = -1.183,6712		Log maximoverosimilitud = -1.868,8868		

CUADRO 5.2: Modelo *Probit* de participación laboral para individuos solteros

Regresor	Individuos solteros	
	Coeficiente (<i>t</i> -ratio)	
Constante	-2,1664	(-5,703)
VIRTINC	-4,01e-08	(-2,903)
EDAD	0,1071	(5,093)
EDAD2	-0,0013	(-4,646)
KIDS	-0,2337	(-1,155)
ESTUD1	0,1334	(1,642)
ESTUD2	0,2256	(2,393)
ESTUD3	-0,3903	(-5,631)
STUDENT	-0,4602	(-3,727)
SALUD	0,2638	(3,306)
CABEZA	0,6124	(5,522)
HC1	0,1077	(1,115)
HC2	0,2826	(3,213)
HC3	0,3611	(3,388)
HC4	0,1482	(1,593)
HC5	0,4457	(5,020)
HC7	0,0737	(0,617)
SEXO	-0,1953	(-3,612)

Log maximoverosimilitud = -1.542,6188

5.1. La participación laboral

Aunque la estimación de los modelos de participación se ha realizado más por motivos econométricos que económicos, resulta interesante comentar los resultados obtenidos. Como recogen los cuadros 5.1 y 5.2, todas las variables significativas presentan los signos esperados. El cuadro 5.3 destaca los efectos marginales de cada una de las variables consideradas sobre la decisión de participación laboral para cada una de las muestras analizadas.

En general, independientemente del estado marital, la probabilidad de participación de hombres y mujeres aumenta con la edad, el buen estado de salud y el nivel de estudios alcanzado, disminuyendo con la renta no salarial y la tasa de paro existente en el lugar de residencia. Sin embargo, aunque la edad ejerce un claro efecto positivo sobre la participación laboral, el coeficiente negativo asociado al cuadrado de la edad (EDAD2) indica que, a medida que se envejece, esa probabilidad disminuye, confirmándose la concavidad del perfil edad-probabilidad de participación laboral. Merece la pena destacar también que, en las tres submuestras analizadas, el hecho de que la vivienda en la que se reside

CUADRO 5.3: Efectos marginales de las variables sobre participación ¹

Variable	Hombres casados	Mujeres casadas	Solteros
VIRTINC	-3,18e ⁻⁸	-1,87e ⁻⁸	-1,87e ⁻⁸
EDAD	0,025	0,048	0,043
EDAD2	-0,00029	-0,00065	-0,0005
K04	—	-0,082	—
K511	-0,018	-0,043	—
K1218	—	-0,025	—
KM18	0,019	—	—
ESTUD1	0,129	0,479	0,053
ESTUD2	0,079	0,231	0,089
ESTUD3	0,078	0,197	-0,154
SALUD	0,046	0,025	—
CASA	0,059	0,095	0,105
PAROTASA	-0,002	-0,004	—
CESTUD1	0,029	0,150	—
CESTUD2	0,064	0,049	—
CESTUD3	0,027	0,024	—
CLABOR	—	—	—
CINCAPAZ	—	0,085	—
KIDS	—	—	-0,093
STUDENT	—	—	-0,179
CABEZA	—	—	0,233
HC1	—	—	0,043
HC2	—	—	0,112
HC3	—	—	0,142
HC4	—	—	0,059
HC5	—	—	0,174
HC7	—	—	0,029
SEXO	—	—	-0,078

1. Este cuadro contiene el cambio en la probabilidad provocado por un cambio infinitesimal de cada una de las variables independientes (x_i). Si la variable es continua, el efecto marginal viene dado por la altura de la función de densidad normal, en la media de las variables independientes, multiplicada por el correspondiente coeficiente (b_i); es decir:

$$\frac{\partial \Phi(\bar{x} \cdot b)}{\partial x_i} = \phi(\bar{x} \cdot b) \cdot b_i$$

para variables discretas (*dummy*) el efecto marginal se refiere al paso del grupo de referencia al alternativo.

esté hipotecada aumenta significativamente la probabilidad de participación, especialmente en el caso de las mujeres casadas (9,5%) y en el de los individuos solteros (10,5%). Asimismo, las mujeres solteras tienen una probabilidad de participación un 7,8% más reducida que la de los solteros varones, tal como indica la variable SEXO.

Si centramos nuestra atención en hombres y mujeres casados, se observa que el número y edad de los hijos tiene un efecto muy dispar en am-

bos colectivos. Así, mientras que para la mujer casada el número y edad de los hijos inducen un potente efecto marginal negativo en la participación, mayor cuanto menor es la edad de los mismos, en el caso del hombre casado este factor sólo se deja notar en los hijos entre 5 y 11 años (K511), con un efecto cuantitativamente inferior. Si centramos nuestra atención en el efecto marginal que inducen los hijos sobre la participación de la mujer casada, merece la pena resaltar su fuerte influencia. Así, por ejemplo, el efecto marginal que provoca el tener hijos entre 0 y 4 años es de $-0,082$, lo que sugiere que cada hijo adicional nacido en el hogar induciría, manteniendo el resto de regresores constantes, una reducción en la probabilidad de participación de la madre del 8,2%. Asimismo, el efecto marginal de hijos con edades entre 5 y 11 años y entre 12 y 18 años es, respectivamente, de $-0,042$ y $-0,025$. Este perfil decreciente que describe la influencia del número de hijos por rangos de edad sobre la probabilidad de participación femenina indica que la probabilidad de participación de las madres tenderá a crecer a medida que los hijos del hogar vayan cumpliendo años. En este sentido, también merece la pena subrayar el efecto positivo que inducen los hijos mayores de 18 años (KM18) sobre la participación laboral masculina frente a su no significación estadística en el caso de las mujeres casadas. La incidencia de los hijos sobre la participación de los solteros se recoge por la variable KIDS, siendo ésta negativa con un efecto marginal del 9,3%.

En lo que respecta al nivel educativo, tanto para la mujer como para el hombre casados, el nivel de formación aumenta significativamente la probabilidad de participar en el mercado laboral. Este hecho es especialmente evidente en el caso de la esposa, en donde, con diferencia, las variables de educación son las que ejercen un efecto positivo más contundente sobre la probabilidad de participación. En los individuos solteros, en cambio, el nivel de estudios universitarios y el hecho de ser estudiante reducen la participación significativamente. Por otro lado, los resultados también sugieren que los varones casados que están incapacitados para desarrollar actividad laboral, como cabría esperar, incrementan la probabilidad de participación del cónyuge. Asimismo, se detecta también una correlación positiva entre nivel de estudios del cónyuge y la probabilidad de participación laboral de su pareja, sea ésta hombre o mujer.

5.2. Horas trabajadas

A partir de los modelos *Probit* anteriores, se calculó la ratio inversa de Mill para incorporarla como regresor adicional en las ecuaciones instrumentales de los salarios netos y la renta virtual. Las estimaciones de estas ecuaciones instrumentales se encuentran en el anexo 3. Los salarios netos y las rentas virtuales estimados por variables instrumentales se imputan dentro de la estimación *Tobit*. Con este procedimiento no sólo conseguimos generar la información necesaria sobre salarios de los no trabajadores, sino que también se evitan los problemas de endogeneidad, como ya se comentó al describir el método de estimación. Los resultados obtenidos en la estimación del referido modelo se presentan en el cuadro 5.4.

CUADRO 5.4: Estimación maximoverosímil del modelo *Tobit* para horas trabajadas ¹

Regresor	Hombres casados		Mujeres casadas		Solteros	
	Coefficiente	(t-ratio)	Coefficiente	(t-ratio)	Coefficiente	(t-ratio)
Constante	319,00	(0,852)	-5.285,34	(-6,291)	-1.630,32	(-2,693)
IV NETWAGE	2,01	(4,245)	5,73	(3,646)	1,41	(2,124)
IV VIRTINC (V NETWAGE) ²	-0,0002	(-6,851)	-0,0002	(-2,964)	-0,0003	(-8,226)
EDAD	-0,0007	(-2,788)	-0,002	(1,741)	—	—
EDAD ²	30,01	(1,642)	168,62	(3,785)	99,49	(2,334)
K04	-0,52	(-2,530)	-2,71	(-5,385)	-1,18	(-2,270)
K511	—	—	-513,54	(5,075)	—	—
K1218	-66,23	(-2,138)	-326,69	(-4,600)	-398,11	(-1,943)
KM18	—	—	-188,75	(-2,922)	—	—
ESTUD1	73,01	(2,569)	—	—	—	—
ESTUD2	—	—	325,70	(0,823)	-299,32	(-1,187)
ESTUD3	—	—	561,95	(2,139)	116,73	(0,753)
SALUD	—	—	502,12	(2,415)	-734,35	(-5,848)
SEXO	85,79	(1,851)	—	—	364,35	(3,205)
OWNER	—	—	—	—	-274,12	(-3,287)
CINCAPAZ	99,06	(1,975)	—	—	—	—
CLABOR	-339,98	(-1,637)	—	—	—	—
	—	—	-273,49	(-2,414)	—	—

1. Para los hombres y mujeres casados la función de oferta de trabajo responde a la forma cuadrática recogida en (4.1'), mientras que para el caso de los individuos solteros la forma funcional es lineal, tal y como expresa la ecuación (4.1).

Como se recordará, las funciones ajustadas para los individuos casados y solteros son diferentes. Mientras que para los primeros se trata de una forma funcional cuadrática en salarios, para los segundos la fun-

ción de oferta de trabajo estimada es lineal. Todas las variables consideradas en las distintas especificaciones son significativas y presentan el signo esperado. Merecen especial atención los parámetros que acompañan a las variables NETWAGE, VIRTINC y en su caso a NETWAGE². Como es de esperar, el salario ejerce un efecto positivo sobre la intensidad de la oferta laboral, mientras que la renta no salarial induce el efecto contrario, revelando que el ocio es un bien normal. Sin embargo, el signo negativo del coeficiente asociado a NETWAGE² en la especificación cuadrática sugiere que, a partir de un determinado nivel salarial, incrementos adicionales de salario podrían reducir la oferta de horas de trabajo, permitiendo, de este modo, que el efecto renta domine al efecto sustitución, y generando así la posibilidad de obtener funciones de oferta laboral *curvadas hacia atrás*¹¹.

Una vez estimadas las funciones de oferta de trabajo, la consistencia de éstas con la teoría de la maximización de la utilidad se puede contrastar fácilmente a partir de la condición de Slutsky¹². En nuestro caso, los porcentajes muestrales que verifican dicha condición son del 95,8% en la muestra de hombres casados, del 99,5% en el de las mujeres casadas y del 100% en los individuos solteros. Estas elevadas tasas de cumplimiento de la condición de Slutsky sugieren que la función de utilidad que subyace a las funciones de oferta de trabajo consideradas es cóncava y, por tanto, coherente con un comportamiento optimizador del trabajador.

5.3. Elasticidades de oferta de trabajo

El cuadro 5.5 presenta, elevadas a población, las elasticidades estimadas para cada una de las submuestras analizadas. El signo negativo de la elasticidad renta indica que para los tres colectivos el ocio es un bien nor-

11. En concreto, el nivel salarial crítico a partir del cual se abre esta posibilidad es

$$w > -\frac{\alpha}{2 \cdot \lambda}$$

12 La condición de Slutsky requiere la no negatividad de la oferta laboral compensada ante cambios en el salario. En particular, para la forma funcional cuadrática esto exigiría el cumplimiento de la siguiente desigualdad $(\alpha + 2\lambda w) - h\beta \geq 0$, mientras que en el caso de la oferta de trabajo lineal la condición sería $\alpha - h\beta \geq 0$. Para una breve descripción de la condición de Slutsky, véase el anexo 1.

mal. Además, como puede observarse, la magnitud del efecto renta es muy similar en los tres grupos, aunque ligeramente más reducida para las mujeres casadas. Por el contrario, el efecto sustitución presenta claras divergencias en su magnitud: mientras que los hombres casados presentan un efecto sustitución relativamente pequeño (0,36), las esposas muestran un efecto sustitución medio mucho más elevado (1,88). Por su parte, el efecto sustitución relevante para los individuos solteros se encuentra en un rango intermedio (0,89). La combinación de estos efectos renta y sustitución genera unas elasticidades no compensadas fuertemente positivas, alcanzando un valor de 1,758 para las mujeres casadas y de 0,211 y 0,725 para los hombres casados e individuos solteros, respectivamente.

CUADRO 5.5: Elasticidades calculadas a partir de las funciones de oferta de trabajo estimadas ¹

	Elasticidad no compensada	Elasticidad renta	Elasticidad compensada
Hombres casados	0,211	-0,150	0,361
Mujeres casadas	1,758	-0,127	1,885
Solteros	0,725	-0,173	0,898
Total población	0,687	-0,151	0,839

1. Media (poblacional) de las elasticidades individuales de los trabajadores.

A tenor de estos resultados se puede concluir, por tanto, que son las mujeres casadas los contribuyentes más sensibles a los cambios salariales. Es decir, son precisamente las esposas, normalmente segundas perceptoras de rentas dentro del hogar, los miembros de la unidad conyugal que ajustan en mayor medida sus decisiones laborales ante los cambios salariales. Por su parte, los individuos solteros presentan también una fuerte reacción laboral, aunque bastante más reducida que la de las esposas, siendo los varones casados los menos sensibles a las variaciones del salario.

Las elasticidades que contiene el cuadro 5.5 responden a la media de cada uno de los colectivos considerados. Sin embargo, dentro de cada uno de estos grupos las circunstancias individuales varían significativamente. Por ello, en el anexo 4 se presentan estas elasticidades por decilas de renta bruta inicial, así como por la edad del contribuyente y por el número de hijos. Evidentemente, esta desagregación no constitu-

ye una clasificación exhaustiva de la fuerza de trabajo en España, pero nos permite hacernos una idea de cómo determinadas circunstancias personales pueden influir en la respuesta de la oferta laboral ante cambios en los salarios. Esta información que contiene el referido anexo identifica algunos patrones de comportamiento interesantes:

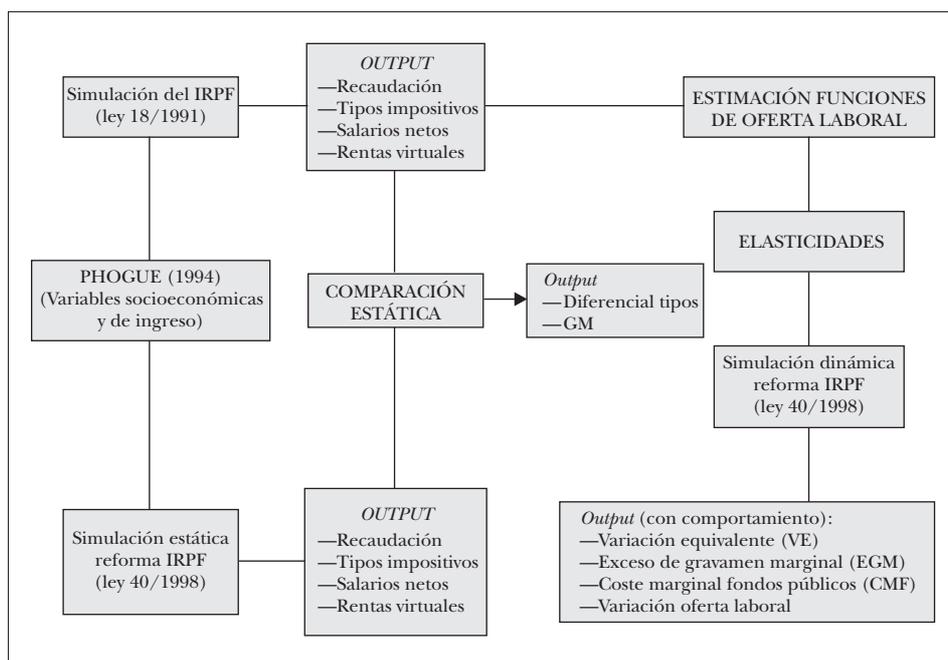
1. La oferta de trabajo de las mujeres casadas es mucho más sensible en el colectivo de rentas bajas que en el de rentas elevadas. Este hecho se debe fundamentalmente a los elevados efectos sustitución que presentan las cuatro primeras decilas de renta. Asimismo, en el caso de los varones casados, llama la atención el valor negativo que presentan las elasticidades no compensadas de las dos últimas decilas. Este resultado, producto del dominio del efecto renta sobre el efecto sustitución, evidencia que en el caso de los hombres casados la función de oferta laboral *se curva* hacia atrás en los niveles de renta elevada. Por su parte, los individuos solteros presentan un perfil de elasticidades muy homogéneo por decilas de renta.
2. Mientras que la existencia de hijos parece no afectar a las elasticidades de oferta laboral de los maridos, las de las mujeres casadas son más elevadas cuando existen hijos en el matrimonio (1,81) que cuando no los hay (1,56). Esta mayor sensibilidad de la oferta laboral de las mujeres casadas con descendencia es creciente con la edad de los hijos.
3. Dentro de los colectivos clasificados por estado marital, los individuos más sensibles por rangos de edad se encuentran entre los 18 y los 25 años para las mujeres y hombres casados, y entre los 35 y los 45 años en el caso de los individuos solteros.

6. Los efectos sobre el bienestar y el beneficio marginal de los fondos públicos inducidos por la reforma del IRPF

COMO dejamos indicado en el capítulo 2, la ley 40/1998 supuso, desde una perspectiva estática, una importante reducción en los tipos impositivos del IRPF. Esta reducción de tipos se constató bajo el supuesto de ausencia de comportamiento por parte de los contribuyentes. Sin embargo, puesto que la reforma es susceptible de influir en el comportamiento laboral de los agentes económicos, un análisis coherente de los efectos de la misma debe tener en cuenta las alteraciones de comportamiento por ella inducidos. En este sentido, la elevada elasticidad de respuesta que recogen los cálculos anteriores hace pensar que las modificaciones del salario neto asociadas a la reforma, presumiblemente, han tenido una incidencia nada despreciable sobre la oferta laboral y, por ende, sobre el bienestar de los contribuyentes y la recaudación esperada del propio impuesto. Por ello, en el análisis que a continuación se presenta, las elasticidades computadas en el capítulo anterior son tenidas en cuenta. El proceso seguido en la simulación de la reforma para su valoración se resume en la figura 6.1.

Como puede observarse, a partir de la información sobre rentas y variables socioeconómicas contenida en el PHOGUE, se simula la estructura impositiva correspondiente a la ley 18/1991. De este ejercicio se obtiene la recaudación, los tipos impositivos, los salarios netos y las rentas virtuales relevantes para cada contribuyente en este escenario inicial. A partir de esta información se estiman las funciones de oferta laboral, por el procedimiento comentado anteriormente, de donde derivamos las elasticidades de respuesta que nos permiten conocer las reacciones labo-

FIGURA 6.1: Proceso de simulación



rales ante cambios salariales de cada uno de los contribuyentes. A continuación, para conocer expresamente los efectos de la reforma impositiva sobre salarios y renta virtual, se simula la nueva estructura impositiva recogida en la ley 40/1998¹³. De este modo, conocidas las elasticidades y los cambios provocados por el nuevo impuesto sobre salarios y rentas virtuales, estamos en disposición de identificar tanto los cambios en la oferta laboral como la magnitud de la VE (variación equivalente), la VEG (variación del exceso de gravamen) y el CMF (coste/beneficio marginal de los fondos públicos) provocados por el nuevo impuesto. Soslayando los cambios de comportamiento se obtienen también los efectos estáticos de la reforma. Los cálculos recogidos en la figura 6.1 se han programado en el paquete estadístico STATA 6.0.

13. Para hacer las dos estructuras impositivas temporalmente comparables, los elementos estructurales de la nueva regulación —mínimos individuales y familiares, reducciones y tarifa— se descontaron al año base 1994. El factor de descuento utilizado fue 1,1548, correspondiente al IPC entre enero de 1994, año de referencia de la base de datos utilizada, y enero de 1999, primer año de aplicación del nuevo impuesto.

6.1. La ley 40/1998 y sus efectos sobre el bienestar

El cuadro 6.1 resume los efectos de la reforma. Este cuadro contiene los valores medios del salario, la renta virtual y las horas trabajadas, así como la media de la renta equivalente, de la VE y de la VEG. Asimismo, se incorpora el valor medio de la ganancia monetaria (GM), entendida como la variación de renta disponible bajo el supuesto de ausencia de comportamiento. Conceptualmente, la GM representa la ganancia de unidades de renta disponible que obtiene el individuo si a los salarios de *posreforma* los trabajadores mantuviesen la misma pauta de comportamiento laboral que la que mantenían justamente antes de que la reforma se llevase a cabo. Es decir, la GM suministra información sobre las ganancias de bienestar inmediatas, las que se producen *el día después* de la reforma, justamente antes de que los agentes económicos hayan tenido tiempo suficiente como para adaptar su comportamiento a dicho cambio.

Todos estos valores monetarios están expresados en pesetas anuales del año base de referencia. La primera columna, en negrita, presenta los efectos sobre la totalidad de trabajadores, mientras que las tres columnas restantes lo hacen atendiendo al estado marital y sexo de los trabajadores.

Centrando nuestra atención en los efectos globales, como puede observarse, la ley 40/1998 no sólo aumenta cerca de un 3,3% el salario medio anual, sino que también incrementa en un 3,9% la oferta media de horas trabajadas al año. Por otro lado, la reducción anual media per cápita del exceso de gravamen alcanza las 46.332 pesetas, lo que indica con claridad las ganancias de eficiencia inducidas por la nueva estructura del impuesto. En este mismo orden de cosas, el valor monetario de las ganancias de eficiencia inducidas en el mercado laboral de las mujeres casadas casi quintuplica al de los hombres casados e individuos solteros (124.209 pesetas/año frente a las 25.615 y las 23.793, respectivamente). Asimismo, la ganancia de bienestar media a largo plazo provocada por la reforma asciende a 72.237 pesetas por individuo y año, cantidad que se reduce a 70.278 pesetas si se soslayan los cambios de comportamiento generados por el cambio normativo (corto plazo). También se puede concluir que tanto atendiendo a la GM (87,2%) como a la VE (71,2%) el porcentaje de beneficiados por la reforma es muy considerable. Utilizando la VE, las ganancias de bienestar agregadas alcanzan el 19,4% del nivel de recaudación existente antes de la reforma.

CUADRO 6.1: Resumen de la reforma¹

		Total muestral	Hombres casados	Mujeres casadas	Individuos solteros	
Conjunto presupuestario inicial (valores medios)	M_0	3.826.799	3.562.635	4.146.430	4.081.075	
	W_0	768,30	838,196	761,3016	638,6223	
	H_0	1.917,55	2.063,079	1.621,325	1.874,13	
Conjunto presupuestario final (valores medios)	M_1	3.876.733	3.625.632	4.227.778	4.080.447	
	W_1	793,39	873,207	782,6864	6.474.818	
	H_1	1.992,48	2.112,289	1.809,234	1.907,951	
Incremento salarial medio		3,26%	4,18%	2,81%	1,39%	
Incremento medio de oferta laboral		3,91%	2,38%	11,59%	1,80%	
Renta equivalente		3.899.036	3.632.529	4.302.615	4.090.316	
Variación equivalente (VE)		72.236,88	69.893,91	156.184,9	9.241,752	
Ganancia monetaria (GM)		70.277,62	82.779,52	87.855,19	31.935,06	
Δ Exceso gravamen (VEG)		-46.332,53	-25.614,76	-124.209,4	-23.793,17	
Porcentaje ganadores	GM	> 0	87,17%	90,37%	83,76%	83,73%
		= 0	12,76%	9,55%	16,14%	16,27%
		< 0	0,07%	0,08%	0	0
	VE	> 0	71,18%	80,22%	70,89%	53,90%
		= 0	0,11%	0	0	0,41%
		< 0	28,71%	19,78%	29,11%	45,69%
$\frac{\sum VE}{\sum R_0}$		19,4%	17,96%	28,24%	4,46%	

1. Todas las cifras que no están en porcentaje indican valores medios en pesetas de 1994. La última fila expresa la proporción de la variación equivalente agregada respecto a la recaudación obtenida por el antiguo impuesto en cada colectivo. Es importante resaltar que la obtención de ganancias de bienestar inequívocas en el paso de una situación a otra exige que la suma total tanto de la variación equivalente como de la variación compensatoria sean ambas positivas; véase Ruiz-Castillo (1987). Aunque en este cuadro sólo ofrecemos información sobre la magnitud agregada de la VE, la agregación de la VC para los distintos colectivos también es positiva.

Las tres últimas columnas informan de la distribución de los efectos por estado marital. Como puede observarse, el incremento medio más significativo en los salarios se cosecha por los hombres casados (4,2%), seguidos de las mujeres casadas (2,8%) y los solteros (1,8%). Sin embargo, el aumento de estos niveles salariales tiene un efecto sobre la oferta laboral bastante desigual. Mientras que las trabajadoras casadas incrementan su oferta anual de horas trabajadas muy significativamente, en un 11,6%, los varones casados lo hacen en un 2,4% y los individuos solteros en sólo un 1,8%. Sin duda, este fuerte incremento relativo en la oferta de las mujeres casadas se debe a la elevada elasticidad de respuesta laboral respecto al salario que caracteriza a este colectivo. El gráfico 6.1 representa los efectos sobre la oferta laboral desagregada por decilas de renta bruta inicial.

GRÁFICO 6.1: Efectos sobre oferta laboral

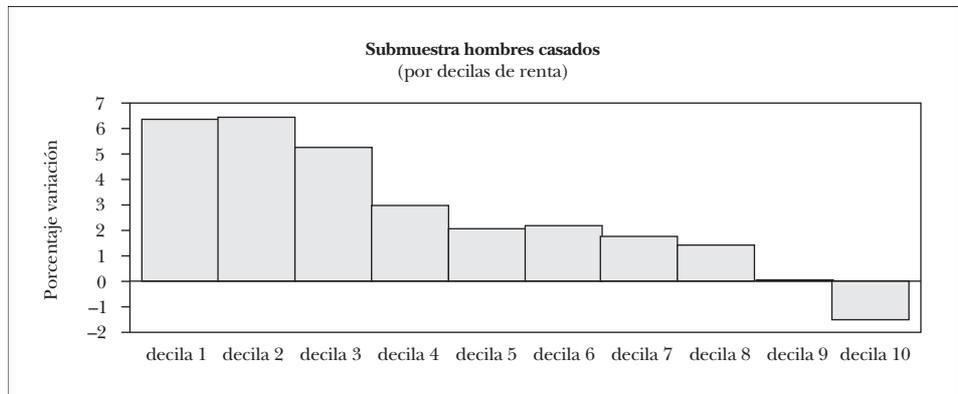
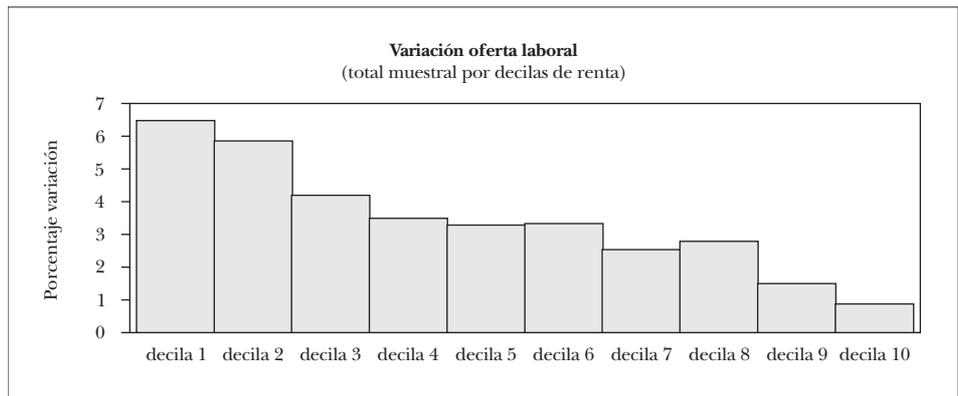
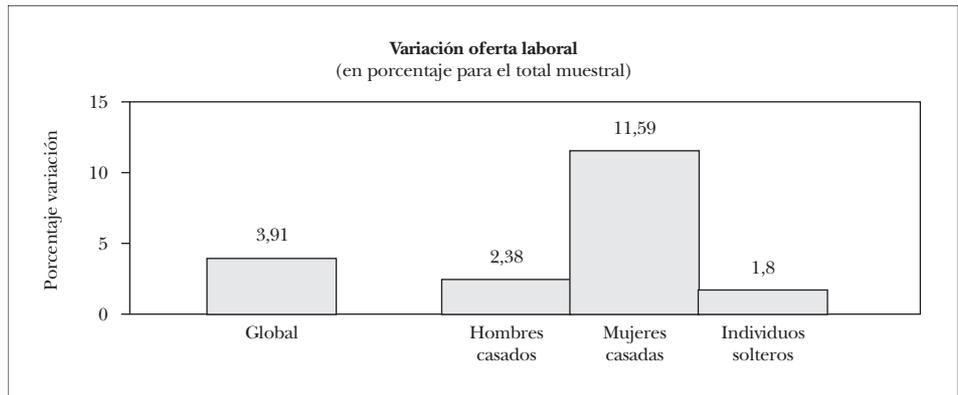
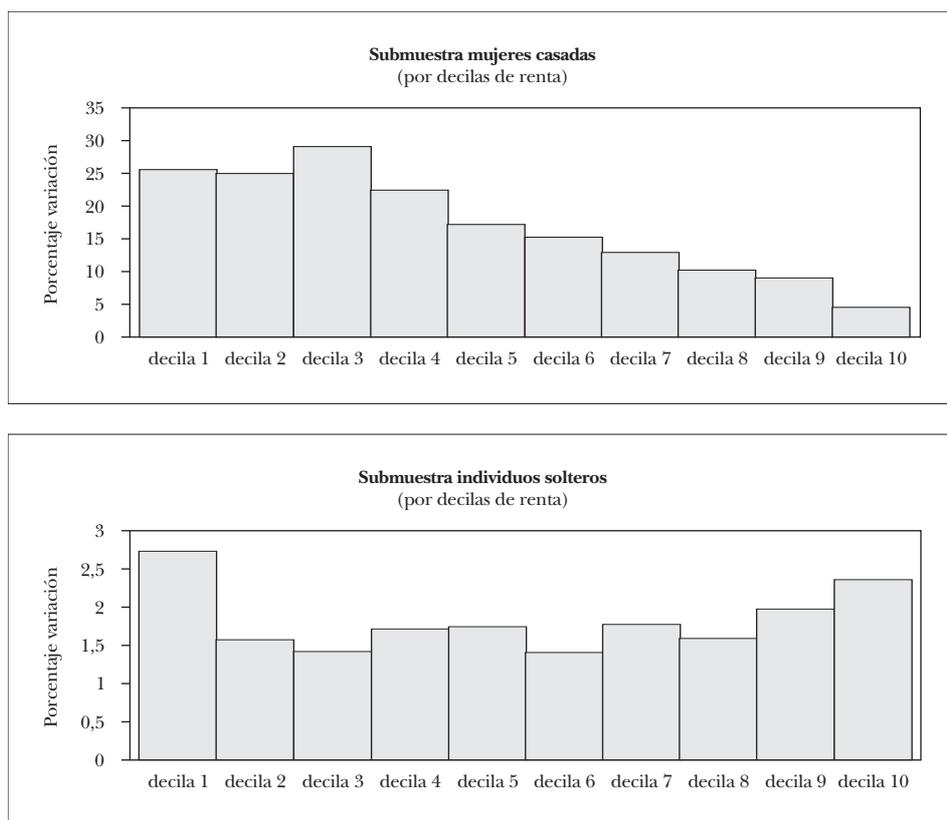


GRÁFICO 6.1 (continuación): **Efectos sobre oferta laboral**



Como puede observarse, tanto en el total muestral como en el caso de los individuos casados el incremento de la oferta laboral se hace más evidente en las primeras decilas de renta. La variación de la oferta laboral de los individuos solteros, en cambio, mantiene una distribución mucho más homogénea. Asimismo, el ya elevado incremento agregado que caracteriza a la oferta laboral de las mujeres casadas se hace mucho más evidente en las primeras cuatro decilas, en las que el incremento excede el 20%, superándose incluso el 29% en la tercera decila. Por lo que respecta a los varones casados, los pertenecientes a grupos de renta más elevada apenas incrementan sus horas de trabajo, reduciéndose incluso en el 1,5% en la última decila. Es decir, el efecto de la reforma sobre la oferta de horas trabajadas es claramente sensible al nivel de renta del que dispone el trabajador, así como a su sexo y estado marital.

Los resultados de bienestar a corto plazo, medidos por la GM, son contundentes: la reforma virtualmente no genera perdedores, es neutral para un 12,8% y genera incrementos de renta disponible en más del 87% de la muestra. Estos perfiles se ratifican en el análisis de las tres submuestras clasificadas por estado marital y sexo, como recoge con claridad el cuadro 6.1.

Por lo que se refiere a las ganancias de bienestar a largo plazo, el número de ganadores supera claramente al de perdedores: el 71,2% del total de trabajadores ganan con el cambio; porcentaje que se eleva al 80,2% en el caso de los varones casados y que alcanza el 70,9% en las esposas y el 53,9% en los individuos solteros. Por otro lado, aunque el porcentaje de ganadores intragrupo es más elevado en el colectivo de hombres casados, la ganancia media, sin embargo, es mucho más significativa en las mujeres casadas (156.185 pesetas/año frente a las 69.894 de los hombres casados y las 9.242 pesetas de los solteros). Asimismo, son las mujeres casadas el colectivo que obtiene unas ganancias relativas de bienestar más elevadas: el 28,2% respecto de la recaudación obtenida por el impuesto derogado, frente al 18 y al 4,5% de los hombres casados e individuos solteros, respectivamente.

El cuadro 6.2 advierte de la distribución de las ganancias medias de bienestar (a largo plazo) y del porcentaje de ganadores por decilas de renta bruta inicial. Como puede observarse, en todas las decilas, a excepción de las tres últimas de los individuos solteros, el número de ganadores domina, en la mayoría de los casos con amplitud, al de perdedores. Por otro lado,

CUADRO 6.2: Distribución de las ganancias medias de bienestar a largo plazo (VE) por decilas de renta bruta inicial

Decil	Total muestral		Hombres casados		Mujeres casadas		Individuos solteros	
	Media VE	Porcentaje ganador	Media VE	Porcentaje ganador	Media VE	Porcentaje ganador	Media VE	Porcentaje ganador
1	157.438,7	83,55	143.097,3	92,86	179.218,7	55,0	68.386,47	64,18
2	124.005,6	83,30	150.844,2	95,01	302.843,2	80,56	29.520,6	63,33
3	89.399,3	76,70	106.288,8	94,71	347.822	82,61	15.095,33	51,46
4	56.962,3	69,89	73.440,78	81,78	242.956,6	79,54	21.278,17	61,90
5	55.890,3	72,97	55.371,49	73,93	199.222,3	85,13	39.260,73	61,07
6	61.267,1	74,34	50.964,55	82,19	127.105,4	70,10	-20238,05	51,2
7	40.696,8	66,81	54.062,08	83,66	114.961,4	69,1	-68336	59,15
8	33.646,9	63,77	56.133,73	75,29	101.350,9	71,75	-8.844,693	46,53
9	72.515,1	66,00	38.152,94	77,07	99.787,19	66,32	970,4846	49,28
10	30.554,3	54,51	-23.653,9	57,78	134.296,6	66,67	2.266,227	40,94

las ganancias medias de las decilas más pobres tienden también a exceder a las de los grupos de renta más elevados.

6.2. El beneficio marginal de los fondos públicos

Finalmente, el cuadro 6.3 recoge el beneficio marginal de la reforma sobre los individuos pertenecientes a hogares formados por parejas casadas ¹⁴. Un valor unitario de esta magnitud indicaría que las ganancias de bienestar generadas por la reforma se limitarían exclusivamente a los incrementos de renta (virtual) generados sobre los contribuyentes. Si, por el contrario, el beneficio marginal es mayor que la unidad, se estaría indicando que la reforma genera incrementos adicionales de bienestar como resultado de las mejoras inducidas en el funcionamiento del mercado laboral. En contraposición, la interpretación de un valor inferior a la unidad es justamente la opuesta, es decir, el efecto provocado por la reforma sobre los salarios induce una pérdida de bienestar por encima

CUADRO 6.3: Valor del coste marginal de los fondos públicos de la reforma para los trabajadores casados ¹

	Total individuos casados	Hombres casados	Mujeres casadas
Total	1,39	1,11	1,92
Decila:			
1	2,19	1,72	2,15
2	1,90	1,74	2,06
3	1,76	1,52	1,67
4	1,40	1,35	1,42
5	1,43	1,17	1,40
6	1,46	1,30	1,26
7	1,1	1,28	1,17
8	0,78	1,33	1,22
9	1,39	0,53	1,17
10	0,53	-0,17	1,41

1. Expresado en tanto por uno.

14. El cálculo para los solteros no se suministra, puesto que los individuos solteros presentan algunas inconsistencias en el cómputo del coste marginal de los fondos públicos. La razón fundamental de este comportamiento anómalo se debe a que una proporción elevada de la muestra obtiene rentas virtuales después de la reforma inferiores a las rentas virtuales *pre*reforma.

de la variación de bienestar que se hubiese producido si dichos cambios en los salarios marginales no se hubiesen producido y los efectos de la reforma se hubiesen limitado a los efectos sobre la renta disponible.

Como puede observarse, el beneficio marginal agregado de los fondos públicos asociado a la reforma asciende a 1,39¹⁵. Esta cifra indica que cada peseta de recaudación comprometida en la reforma induce una ganancia de bienestar adicional de 39 céntimos. Este incremento extra de bienestar se debe a los aumentos de eficiencia generados por la nueva ley del IRPF en el funcionamiento del mercado laboral, consecuencia de la interacción del cambio de salarios netos provocado por la reforma y la distribución muestral de las elasticidades de oferta de trabajo. Precisamente, la mayor sensibilidad a los cambios salariales de la mujer casada, contrastada en secciones anteriores, es la razón que hace que el beneficio marginal extraído de la reforma por parte de las mujeres casadas sea significativamente superior al de los maridos (1,92 frente a 1,11). Asimismo, dentro del agregado de individuos casados, llaman la atención los altos beneficios marginales absorbidos por los trabajadores pertenecientes a las tres decilas de menos ingresos, especialmente los de la primera decila, para los que los incrementos de bienestar debidos a las ganancias de eficiencia superan sobradamente el doble de los generados por los aumentos de renta (virtual).

Cuando analizamos desagregadamente los cónyuges de forma separada, se comprueba que la reforma ha generado importantes beneficios en ambos colectivos, aunque, sin duda, este cambio normativo ha sido especialmente beneficioso para las mujeres casadas. Por otro lado, tanto en los esposos como en las esposas, se observa un perfil de la función de beneficios marginales de los fondos públicos decreciente con el nivel de renta bruta del hogar. Esta trayectoria indica que las ganancias de bienestar provocadas por las mejoras de la eficiencia del mercado laboral se consiguen fundamentalmente a través de los trabajadores que pertenecen a las decilas de renta más bajas, y muy especialmente a través de las mujeres casadas pertenecientes a las tres primeras decilas.

En este sentido, los valores inferiores a la unidad, e incluso negativos, que se obtienen por los hombres casados de las dos decilas de mayores ingresos indican que la reforma genera pérdidas de eficiencia que

¹⁵ Esta magnitud se aproxima al coste marginal estimado por González-Páramo (1999) en un escenario de respuesta media de oferta laboral (1,32).

implican disminuciones de bienestar para este colectivo de rentas altas. Estas pérdidas de eficiencia económica están estrechamente relacionadas con las elasticidades negativas que, como se recordará, obtuvimos para los varones casados pertenecientes a las dos últimas decilas.

7. Conclusiones

ENTRE los objetivos de la reforma del IRPF que entró en vigor en 1999 se encontraba el de incrementar el bienestar de los ciudadanos, así como el servir al crecimiento económico, favoreciendo la neutralidad de las decisiones de los agentes económicos y reduciendo, entre otros, los desincentivos al trabajo implícitos en el gravamen de las rentas salariales, las más importantes de las declaradas en el IRPF. Se trataba, por tanto, de diseñar un impuesto personal sobre la renta en clara consonancia con la ortodoxia de los cambios impositivos que, desde hace algo más de una década, se vienen plasmando en los sistemas fiscales desarrollados.

¿En qué medida se han cubierto estas metas? Responder a esta pregunta es lo que se ha pretendido hacer a lo largo de esta investigación. Para ello, se ha acudido a la simulación de la reforma sobre una muestra de trabajadores extraída del PHOGUE. Este ejercicio de simulación fiscal nos ha permitido derivar medidas de cambio de bienestar individual a partir de las cuales se ha computado, de manera desagregada, el beneficio marginal inducido por la reforma sobre distintos tipos de contribuyentes.

En síntesis, podemos concluir que, en el corto plazo, la reforma fiscal virtualmente no ha generado perdedores, aumentando la renta disponible de más del 87% de los individuos de la muestra, siendo neutral la reforma para casi todos los restantes. Respecto a las variaciones de bienestar a largo plazo —esto es, una vez que se tienen en cuenta los cambios de comportamiento inducidos—, la reforma produce ganancias de utilidad a más del 71% de los individuos de la muestra. Estos incrementos en los niveles de bienestar individual llevan consigo, a su vez, aumentos medios del 3,9% en el número de horas que los trabajadores están dispuestos a ofrecer al mercado. Este incremento de la oferta laboral se vincula al incremento salarial neto medio generado por la reforma, que se ha estimado en un 3,3%. Como consecuencia directa de esta elevación de la oferta laboral, la reducción media anual estimada del exceso de gravamen por trabajador se ha cuantificado en 46.332 pesetas.

Estas ganancias de eficiencia en el funcionamiento del mercado laboral han inducido beneficios marginales por peseta comprometida en la recaudación del impuesto claramente por encima de la unidad. En concreto, para los individuos casados de la muestra, el beneficio marginal de los fondos públicos vinculados a la reforma ascendió a 1,39, lo que indica que por cada peseta de menor recaudación generada por la reforma, la mayor eficiencia del mercado laboral conseguida ha traído consigo una ganancia de bienestar adicional de 39 céntimos.

En suma, a tenor de los resultados obtenidos, el cambio normativo plasmado en la ley 40/1998 se puede caracterizar como una reforma que ha generado bienestar, que ha reducido ineficiencias y que ha favorecido la capacidad productiva y de generación de empleo de la economía española.

Anexos

Anexo 1. Propiedades deseables de las funciones de oferta laboral

A continuación se comentan brevemente las tres propiedades deseables de las funciones de oferta laboral a las que se hace referencia en el capítulo 4 de la investigación.

Consistencia con la maximización de la utilidad

Dentro de la teoría del consumidor, el problema genérico de la integrabilidad de la demanda con n bienes consiste en poder afirmar que las funciones de demanda se derivan efectivamente de un proceso de maximización de una función de utilidad directa de la forma $U(x)$. Este problema teórico se puede plantear como sigue. Dado un conjunto de funciones de demanda $x(p, m)$, donde x representa el vector de cantidades, p expresa el vector precios y m la renta, el problema de la integrabilidad de la demanda consiste en encontrar la función de utilidad, $U(x)$, de modo que su maximización sujeta a la restricción presupuestaria $px \leq m$ permita obtener como solución el conjunto de funciones de demanda $x(p, m)$.

Hurwicz y Uzawa (1971) establecieron como condición necesaria y suficiente para asegurar la integrabilidad de las funciones de demanda que la matriz de los efectos sustitución sea simétrica y semidefinida negativa. Esta condición en el contexto de dos bienes, consumo y oferta de trabajo, con funciones de demanda/oferta $c(w, m)$ y $l(w, m)$ y restricción presupuestaria $c \leq wl + m$ exige que la respuesta de la oferta laboral compensada sea no negativa, es decir:

$$\frac{\partial l}{\partial w} - \frac{l \partial l}{\partial m} \geq 0 \quad (\text{A1.1})$$

Por tanto, dada cualquier función $l(w, m)$, su consistencia con la teoría de la maximización de la utilidad es fácilmente contrastable comprobando simplemente el cumplimiento de (A1.1).

Flexibilidad en la relación entre oferta laboral y salario

La mayoría de los estudios sobre la respuesta de las horas de trabajo de varones adultos ante cambios en el salario han encontrado evidencia de que la intensidad de la oferta laboral (número de horas) crece con el salario para niveles salariales reducidos, para posteriormente de-

crecer cuando los salarios se elevan (Hall, 1973). Sin embargo, para la realidad británica fundamentalmente, existen trabajos que evidencian todo lo contrario; es decir, que la oferta laboral primero decrece con el salario para luego crecer (Brown, Levin y Ulph, 1976; Atkinson, Stern y Gomulka, 1980). Por otro lado, especialmente en trabajos sobre oferta laboral de mujeres casadas, los resultados obtenidos parecen confirmar que la respuesta de las mujeres es sensiblemente más elástica que la de los hombres.

Esta variedad de posibilidades en la respuesta de la oferta laboral ante cambios en el salario encontrada en la literatura sugiere que deberíamos trabajar con formas funcionales que no impongan automáticamente un determinado valor en el signo de las posibles respuestas de las horas de trabajo ante variaciones en los salarios netos percibidos. La falta de la flexibilidad aludida en la oferta laboral puede producir predicciones engañosas y apoyar medidas incorrectas de política económica. A modo de ejemplo, supongamos que la curva de oferta de trabajo realmente relevante de una determinada población presenta pendiente positiva para sólo un rango determinado de horas-salarios. Al mismo tiempo, sin embargo, utilizamos una función lineal de oferta laboral que impone, de manera automática, la monotonidad creciente para todos los rangos. En este contexto, podríamos concluir que una reducción en el impuesto sobre la renta apenas tendría efecto sobre la recaudación, cuando en realidad bien podría ocurrir todo lo contrario.

En definitiva, este criterio para seleccionar la forma específica de la oferta laboral a utilizar en el trabajo aplicado simplemente pretende llamar la atención sobre la necesidad de elegir formas funcionales flexibles que no restrinjan las posibles respuestas de las horas trabajadas ante cambios en el salario, así como la magnitud en la pendiente de dicha oferta.

Ductibilidad funcional de la oferta de trabajo

Para poder calcular las medidas de cambio de bienestar que se utilizan en el estudio, vimos que era necesario obtener la función de gasto que subyace a la oferta de trabajo utilizada. Esto exige que la ecuación diferencial recogida bajo (3.11) pueda resolverse explícitamente. Por tanto, la función de oferta de trabajo que decidamos utilizar, especialmente en los casos como el que nos ocupa, donde es necesario derivar medidas de cambio de bienestar, debe permitir resolver dicha ecuación de modo que se obtengan soluciones cerradas, es decir, funciones de

gasto explícitas. Por otro lado, como vimos más arriba, en los trabajos empíricos que parten de una función de oferta laboral, desconociendo la forma funcional de la utilidad subyacente, la solución al problema de integrabilidad exige conocer la función de gasto —obtenida a partir de (3.11)—, cuya inversión posibilite recuperar la función de utilidad indirecta de cuya minimización se pueda obtener la función de utilidad ordinaria.

Anexo 2. Definición y estadísticas básicas de las variables utilizadas en los procesos de estimación

CUADRO A2.1: Descripción de variables

Acrónimo	Definición	Tipo de variable/valor <i>dummy</i> ¹
VIRTINC	Renta virtual no salarial, calculada como se describe en el texto principal	Continua
WAGE	Salario neto previo a la reforma	Continua
WAGE2	Salario neto previo a la reforma al cuadrado	Continua
EDAD	Edad (en años) del individuo	Continua
EDAD2	Edad (en años) del individuo al cuadrado	Continua
SALUD	<i>Dummy</i> indicadora del estado de salud (autopercebido) del individuo	0 = Aceptable, mala o muy mala (R) 1 = Buena o muy buena
TAMHOG	Número de miembros del hogar sin contar los propios hijos	Continua
KIDS	<i>Dummy</i> indicadora de la existencia o ausencia de hijos en el hogar	0 = Sin hijos propios en el hogar (R) 1 = Con hijos propios en el hogar
NKIDS	Número de hijos	Continua
K04	Número de hijos entre 0 y 4 años	Continua
K511	Número de hijos entre 5 y 11 años	Continua
K1218	Número de hijos entre 12 y 18 años	Continua
KM18	Número de hijos mayores de 18 años	Continua
ESTUD	<i>Dummy</i> indicadora del nivel de estudios más alto concluido por el individuo	1 = Estudios universitarios 2 = FPII o módulo 3 de FP 3 = BUP o COU 4 = EGB, estudios primarios o sin estudios (R)
CABEZA	<i>Dummy</i> indicadora de si la observación es el cabeza de familia o su cónyuge	0 = Otros (R) 1 = Cabeza de familia o conyuge de cabeza de familia
SEXO	<i>Dummy</i> indicadora del sexo del individuo (relevante exclusivamente en submuestra de individuos solteros)	1 = Hombre (R) 2 = Mujer
HC	<i>Dummy</i> indicadora de la región de residencia del individuo	1 = Noroeste (Galicia, Principado de Asturias, Cantabria) 2 = Noreste (País Vasco, Comunidad Foral de Navarra, La Rioja, Aragón) 3 = Comunidad de Madrid 4 = Centro (Castilla y León, Castilla-La Mancha, Extremadura) 5 = Este (Cataluña, Comunidad Valenciana e Illes Balears) 6 = Andalucía y Región de Murcia (R) 7 = Canarias
AGELEFT	Edad (en años) a la que el individuo dejó la educación formal	Continua
AGELEFT2	Edad (en años) a la que el individuo dejó la educación formal al cuadrado	Continua

CUADRO A2.1 (continuación): Descripción de variables

Acrónimo	Definición	Tipo de variable/valor <i>dummy</i> ¹
EXP	Años de experiencia laboral	Continua
EXP2	Años de experiencia laboral al cuadrado	Continua
EXPAGEL	Interacción entre edad del individuo y la edad a la que abandonó la educación formal	Continua
PAROTASA	Tasa de paro existente en la región de residencia atendiendo al sexo y edad del individuo (esta variable fue incorporada a la base de datos a partir de la información del INE)	Continua
PARO5ANO	<i>Dummy</i> que refleja si el individuo ha estado desempleado alguna vez en los últimos cinco años	1 = Parado al menos una vez en los últimos cinco años 2 = Empleado de manera continua en los últimos cinco años (R)
OWNER	<i>Dummy</i> que expresa si la vivienda habitual es en propiedad o no	1 = En propiedad 2 = En alquiler o cesión gratuita
STUDENT	<i>Dummy</i> que indica si el individuo se encuentra matriculado en algún programa de estudios oficial (utilizada exclusivamente en submuestra de individuos solteros)	0 = No es estudiante en la actualidad (R) 1 = Sí es estudiante en la actualidad
HOUSE	<i>Dummy</i> que refleja si el individuo posee o no segunda vivienda	1 = Sí posee segunda vivienda 2 = No posee segunda vivienda (R)
CASITA	<i>Dummy</i> que informa sobre el tipo de vivienda en donde reside el individuo	1 = Vivienda unifamiliar (R) 2 = Edificio con menos de 10 viviendas 3 = Edificio con más de 10 viviendas 4 = Otros (anejos a otras viviendas, chabolas, cuevas, etc.)
VEHÍCULO	<i>Dummy</i> indicadora de si el individuo posee o no vehículo propio	1 = Sí posee vehículo 2 = No posee vehículo (R)
CASA	<i>Dummy</i> que indica si el individuo reside en una vivienda en propiedad con hipoteca viva o, por el contrario, el inmueble de residencia se trata de una vivienda sin hipoteca viva	1 = Propiedad con hipoteca viva 2 = Otros (propiedad sin hipoteca viva, en régimen de alquiler o cesión gratuita) (R)
CESTUD	<i>Dummy</i> indicadora del nivel de estudios más alto concluido por el cónyuge del individuo	1 = Cónyuge con estudios universitarios 2 = Cónyuge con FPPII o módulo 3 de FP 3 = Cónyuge con BUP o COU 4 = Cónyuge con EGB, estudios primarios o sin estudios (R)
CSALUD	<i>Dummy</i> indicadora del estado (autopercebido) de salud del cónyuge del individuo	0 = Aceptable, mala o muy mala (R) 1 = Buena o muy buena
CLABOR	<i>Dummy</i> que refleja si el cónyuge del individuo se encuentra laboralmente activo o no	0 = Cónyuge inactivo (R) 1 = Cónyuge activo laboralmente (asalariado, empresario o trabajador independiente)
CINCAPAZ	<i>Dummy</i> que refleja si el cónyuge del individuo está oficialmente declarado incapacitado para desarrollar actividades laborales	0 = Cónyuge no incapacitado para trabajar (R) 1 = Cónyuge incapacitado para trabajar
CAGE	Edad del cónyuge del individuo	Continua
CAGE2	Edad del cónyuge del individuo al cuadrado	Continua
EDADCAGE	Interacción entre la edad del individuo y la de su cónyuge	Continua

¹ (R) indica grupo de referencia.

CUADRO A2.2: Variables hombres casados

Variable	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
VIRTINC	1.053.858	1.073.922	-630.780,5	1,26e+07
WAGE	760,37	258,00	258,46	1.862,17
WAGE2	644.708,1	489.964,3	66.804,25	3.467.700
EDAD	43,14	10,12	19	65
EDAD2	1.963,04	894,76	361	4.224
SALUD	0,73	0,44	0	1
TAMHOG	2,20	0,63	2	10
KIDS	0,88	0,33	0	1
NKIDS	1,77	1,12	0	9
K04	0,27	0,52	0	3
K511	0,43	0,68	0	4
K1218	0,55	0,78	0	5
KM18	0,52	0,89	0	8
ESTUD	3,32	1,10	1	4
CABEZA	0,97	0,18	0	1
SEXO	1	0	1	1
HC	3,96	1,84	1	7
AGELEFT	16,43	5,92	8	55
AGELEFT2	305,31	267,92	64	3.025
EXP	1.663.649	4,73	0	53
EXP2	299,19	185,48	0	2.809
EXPAGEL	286,15	159,32	0	1.400
PAROTASA	12,80	7,87	9,22	43,41
PARO5ANO	1,66	0,47	1	2
OWNER	1,20	0,40	1	2
STUDENT				
HOUSE	1,84	0,37	1	2
CASITA	2,24	0,88	1	4
VEHÍCULO	1,12	0,33	1	2
CASA	1,74	0,44	1	2
CESTUD	3,10	1,09	1	4
CSALUD	0,68	0,46	0	1
CLABOR	0,28	0,45	0	1
CINCAPAZ	0,01	0,95	0	1
CAGE	40,63	10,09	18	74
CAGE2	1.752,53	855,54	324	5.476
EDADCAGE	1.848,80	860,85	361	4.810

CUADRO A2.3: Variables mujeres casadas

Variable	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
VIRTINC	1.951.058	1.355.936	-2.693.927	1,69e+07
WAGE	571,02	200,63	160,63	1.418,35
WAGE2	366.307,1	317.617,1	25.802,36	2.011.714
EDAD	44,16	11,53	19	65
EDAD2	2.082,99	1.034,94	361	4.225
SALUD	0,63	0,48	0	1
TAMHOG	2,21	0,65	2	12
KIDS	0,83	0,37	0	1
NKIDS	1,69	1,17	0	9
K04	0,22	0,48	0	3
K511	0,36	0,64	0	4
K1218	0,50	0,76	0	5
KM18	0,61	0,92	0	8
ESTUD	3,58	0,93	1	4
CABEZA	0,97	0,16	0	1
SEXO	2	0	2	2
HC	3,96	1,85	1	7
AGELEFT	14,99	5,55	8	61
AGELEFT2	255,24	255,87	64	3.721
EXP	13,40	9,90	0	59
EXP2	277,61	363,87	0	3.481
EXPAGEL	212,56	192,55	0	2.352
PAROTASA	23,93	8,03	2,76	28,19
PARO5ANO	1,73	0,44	1	2
OWNER	1,19	0,39	1	2
STUDENT				
HOUSE	1,82	0,38	1	2
CASITA	2,15	0,90	1	4
VEHÍCULO	1,15	0,35	1	2
CASA	1,78	0,41	1	2
CESTUD	3,08	1,4	1	4
CSALUD	0,65	0,48	0	1
CLABOR	0,70	0,46	0	1
CINCAPAZ	0,59	0,23	0	1
CAGE	47,06	12,09	19	92
CAGE2	2.360,62	1.162,31	361	8.464
EDADCAGE	2.210,87	1.080,21	361	5.084

CUADRO A2.4: Individuos solteros

Variable	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
VIRTINC	2.369.572	2.067.808	-35.049,6	2,26e+07
WAGE	558,18	159,18	242,70	1.340,95
WAGE2	336.892,1	212.778,1	5.8901,1	1.798.151
EDAD	29,13	8,44	22	65
EDAD2	920,11	638,48	484	4.225
SALUD	0,85	0,52	0	1
TAMHOG	4,02	1,72	1	11
KIDS	0,19	0,14	0	1
NKIDS	0,02	0,18	0	3
K04	0,01	0,14	0	2
K511	0,01	0,14	0	3
K1218	0,01	0,09	0	2
KM18	0,00	0,08	0	3
ESTUD	2,99	1,15	1	4
CABEZA	0,11	0,31	0	1
SEXO	1,46	0,50	1	2
HC	3,85	1,87	1	7
AGELEFT	17,91	4,58	8	44
AGELEFT2	341,78	188,80	64	1.936
EXP	8,64	9,85	0	52
EXP2	171,71	366,29	0	2.704
EXPAGEL	147,12	180,80	0	1.680
PAROTASA	18,33	9,60	2,77	43,41
PARO5ANO	1,46	0,50	1	2
OWNER				
STUDENT	0,62	0,24	0	1
HOUSE	1,78	1,41	1	2
CASITA	2,12	0,90	1	4
VEHÍCULO	1,22	0,41	1	2
CASA	1,87	0,34	1	2

Anexo 3. Estimaciones de las ecuaciones instrumentales de salarios y renta virtual

CUADRO A3.1: Ecuación instrumental de $\log(w)$ para hombres y mujeres casados

Regresor	Hombres casados		Mujeres casadas	
	Coefficiente	t-ratio	Coefficiente	t-ratio
Constante	4,9691	(16,83)	5,2326	(10,77)
AGELEFT	0,0286	(4,31)	0,0169	(1,20)
AGELEFT2	-0,0005	(-3,68)	-0,0001	(-0,55)
EXP	0,0119	(1,38)	0,0097	(0,94)
EXP2	-0,0003	(-1,63)	-0,0001	(-0,079)
EXPAGEL	0,0001	(0,27)	-0,0030	(-1,24)
EDAD	0,0257	(1,75)	0,0072	(0,28)
EDAD2	-0,0008	(-1,74)	-0,0005	(-0,77)
CAGE	0,0171	(1,50)	0,0209	(1,12)
CAGE2	-0,0008	(-1,82)	-0,0006	(-1,49)
EDADCAGE	0,0012	(1,44)	0,0009	(1,10)
ESTUD1	0,3868	(8,60)	0,4535	(4,10)
ESTUD2	0,1295	(3,43)	0,1389	(1,68)
ESTUD3	0,1300	(3,80)	0,1562	(2,31)
CESTUD1	0,1377	(4,75)	0,1670	(3,89)
CESTUD2	0,1826	(5,99)	0,1111	(2,24)
CESTUD3	0,0885	(4,29)	0,0807	(2,16)
KIDS	-0,0038	(-0,12)	0,0172	(0,31)
K04	0,0007	(0,03)	0,0609	(1,62)
K511	0,0263	(1,72)	0,0400	(1,58)
K1218	0,0063	(0,47)	0,0184	(0,88)
KM18	0,0179	(1,53)	-0,0306	(-1,22)
CABEZA	0,0060	(0,09)	0,0839	(0,62)
SALUD	0,0090	(0,42)	0,0424	(1,20)
CSALUD	0,0463	(2,38)	-0,0011	(-0,03)
TAMHOG	-0,0586	(-3,29)	-0,0282	(-0,66)
HC1	-0,0598	(-1,91)	-0,0942	(-1,67)
HC2	0,1287	(5,14)	0,0114	(0,26)
HC3	0,1048	(3,56)	0,0401	(0,75)
HC4	-0,0142	(-0,49)	-0,0163	(-0,33)
HC5	0,0507	(1,94)	-0,0137	(-0,34)
HC7	-0,0656	(-1,50)	-0,0308	(-0,36)
MILLINV	-0,2270	(-1,79)	-0,2282	(-2,09)

CUADRO A3.2: Ecuación instrumental de VIRTINC para hombres y mujeres casados

Regresor	Hombres casados		Mujeres casadas	
	Coefficiente	t-ratio	Coefficiente	t-ratio
Constante	-1,25e+07	(-15,588)	-1,08e+07	(-6,915)
AGELEFT	-5.808,117	(-0,437)	-3.3011,68	(-0,990)
AGELEFT2	-197,145	(-0,772)	-190,676	(-0,296)
EXP	-9.682,977	(-0,559)	-39.458,3	(-1,352)
EXP2	-163,509	(-0,491)	271,111	(0,536)
EXPAGEL	934,928	(1,527)	2.019,786	(3,633)
EDAD	440.908,8	(12,903)	305.385,7	(4,390)
EDAD2	-5.491,587	(-10,551)	-6.066,305	(-4,178)
CAGE	15.597,84	(0,778)	49.474,47	(1,174)
CAGE2	-152,383	(-0,462)	-2.084,206	(-2,354)
EDADCAGE	53,753	(0,088)	3.436,163	(1,885)
ESTUD1	2.146.954	(16,938)	3.215.263	(8,484)
ESTUD2	1.221.455	(14,428)	1.663.430	(6,614)
ESTUD3	1.262.475	(16,416)	1.642.924	(7,336)
CESTUD1	865.105,4	(14,256)	786.419,4	(6,561)
CESTUD2	1.115.045	(15,916)	709.268,4	(6,643)
CESTUD3	476.569,9	(12,530)	379.223,5	(3,723)
KIDS	-17.011,02	(-0,287)	-130.150,1	(-0,895)
K04	16.919,63	(0,440)	-433.818,9	(-3,846)
K511	-215.448,6	(-7,143)	-199.024,9	(-2,618)
K1218	49.562,12	(1,866)	-14.713,34	(-0,191)
KM18	517.138,6	(14,680)	436.477,3	(4,002)
PARO5	89.472,78	(2,555)	45.721,26	(0,609)
CABEZA	-14.994,82	(-0,162)	87.357,11	(0,320)
SALUD	674.047,5	(11,828)	190.029,6	(2,212)
CSALUD	-103.080,7	(-3,016)	111.942,6	(1,486)
VEHÍCULO	132.847,2	(3,343)	250.473,5	(2,735)
CASITA2	3.858,479	(0,100)	9.946,528	(0,097)
CASITA3	78.602,32	(2,164)	88.366,05	(0,991)
CASITA4	-155.780,9	(-1,678)	840,682	(0,003)
HOUSE	101.836,3	(2,444)	302.991,2	(2,829)
TAMHOG	151.954	(4,363)	358.805,9	(4,607)
HC1	23.483,81	(0,462)	-131.720,1	(-1,047)
HC2	92.918,96	(1,973)	160.382,3	(1,288)
HC3	185.850,8	(3,032)	146.986,2	(1,026)
HC4	54.251,39	(1,145)	-174.145,3	(-1,447)
HC5	235.414,3	(5,150)	218.950	(2,070)
HC7	-131.116,6	(-2,455)	79.566,79	(0,395)
MILLINV	9.375.992	(17,952)	3.729.726	(8,790)

CUADRO A3.3: Ecuación instrumental de $\log(w)$ para individuos solteros

Regresor	Individuos solteros	
	Coefficiente	t-ratio
Constante	5,3182	(13,792)
AGELEFT	-0,0034	(-0,164)
AGELEFT2	-0,00009	(-0,270)
EXP	-0,0083	(-0,667)
EXP2	-0,0002	(-0,807)
EXPAGEL	0,0004	(1,008)
EDAD	0,0570	(2,983)
EDAD2	-0,0005	(-1,989)
ESTUD1	0,4787	(7,748)
ESTUD2	0,1487	(2,738)
ESTUD3	0,2523	(4,922)
STUDE1	-0,3138	(-2,300)
EXS11	0,4197	(2,661)
EXS21	0,6079	(3,312)
EXS31	0,4843	(2,509)
SALUD	-0,0117	(-0,253)
TAMHOG	-0,0052	(-0,414)
MBRUTANO	1,33e-08	(1,639)
PAROTASA	0,0007	(0,195)
SEXO	-0,0039	(-0,043)
HC1	0,0002	(0,004)
HC2	0,0998	(1,768)
HC3	0,1146	(1,767)
HC4	-0,0205	(-0,331)
HC5	-0,0786	(-1,270)
HC7	-0,0812	(-0,934)
SXH21	-0,1372	(-1,467)
SXH22	-0,1332	(-1,525)
SXH23	-0,1618	(-1,731)
SXH24	-0,009	(-0,096)
SXH25	0,0059	(0,070)
SXH27	0,0517	(0,441)
MILLINV	-0,3126	(-2,254)

CUADRO A3.4: Ecuación instrumental de VIRTINC para individuos solteros

Regresor	Individuos solteros	
	Coefficiente	t-ratio
Constante	-1,65e+07	(-9,847)
AGELEFT	33.828,06	(0,735)
AGELEFT2	-548,2794	(-0,542)
EXP	-47633,44	(-1,718)
EXP2	1.116,029	(2,308)
EXPAGEL	-800,3333	(-0,945)
EDAD	536.112,3	(8,545)
EDAD2	-6.008,553	(-7,874)
ESTUD1	1.080.632	(5,258)
ESTUD2	915.152,3	(5,828)
ESTUD3	-1.666.316	(-7,985)
SALUD	1.184.681	(7,434)
TAMHOG	329.671,8	(8,637)
STUDENT	-1.839.093	(-5,893)
SEXO	-680.200,8	(-6,636)
VEHÍCULO	183.918,7	(1,950)
CASITA2	267.808,2	(2,794)
CASITA3	265.014	(2,751)
CASITA4	1.559.417	(1,863)
HOUSE	145.425,6	(1,317)
HC1	533.294,4	(3,531)
HC2	1.435.974	(9,174)
HC3	2.322.044	(8,152)
HC4	764.841,7	(5,589)
HC5	2.387.802	(10,998)
HC7	490.710,6	(2,579)
MILLINV	6.628.626	(11,167)

Anexo 4. Elasticidades de oferta de trabajo desagregadas

**CUADRO A4.1: Elasticidades de oferta de trabajo (trabajadores)
por sexo independientemente del estado marital**

Media (poblacional) de las elasticidades individuales

	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
Hombres	0,33	-0,15	0,48
Mujeres	1,41	-0,145	1,56

**CUADRO A4.2: Elasticidades de oferta de trabajo (trabajadores)
por decilas de ingreso de cada una de las submuestras**

Media (poblacional) de las elasticidades individuales en cada decila

Hombres casados	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
Decila 1	0,3017	-0,0868	0,3885
Decila 2	0,3207	-0,0883	0,4091
Decila 3	0,3398	-0,1016	0,4414
Decila 4	0,3534	-0,1148	0,4682
Decila 5	0,3202	-0,1281	0,4483
Decila 6	0,3273	-0,1363	0,4636
Decila 7	0,2999	-0,1422	0,4421
Decila 8	0,2360	-0,1687	0,4047
Decila 9	-0,0247	-0,2121	0,1874
Decila 10	-0,2088	-0,2559	0,0471
Mujeres casadas	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
Decila 1	4,7732	-0,0945	4,8677
Decila 2	2,6288	-0,0798	2,7086
Decila 3	3,0983	-0,0789	3,1772
Decila 4	3,6246	-0,0830	3,7077
Decila 5	1,6507	-0,0907	1,7415
Decila 6	1,9270	-0,0875	2,0145
Decila 7	1,3226	-0,1012	1,4238
Decila 8	1,7020	-0,1144	1,8164
Decila 9	1,5360	-0,1394	1,6754
Decila 10	1,1679	-0,1918	1,3597
Solteros	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
Decila 1	0,6643	-0,1183	0,7827
Decila 2	0,9041	-0,1293	1,0334
Decila 3	0,5118	-0,1367	0,6485
Decila 4	0,5597	-0,1505	0,7103
Decila 5	0,8032	-0,1567	0,9598
Decila 6	0,8531	-0,1749	1,0280
Decila 7	0,8581	-0,1783	1,0364
Decila 8	0,6319	-0,1913	0,8232
Decila 9	0,5959	-0,1879	0,7838
Decila 10	0,8273	-0,2270	1,0544

**CUADRO A4.3: Elasticidades de oferta de trabajo (trabajadores)
atendiendo a la presencia o ausencia de hijos y el rango de edad de éstos**

Media (poblacional) de las elasticidades individuales de cada grupo

Hombres casados	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
Sin hijos	0,2293	-0,1428	0,3721
Con hijos	0,2082	-0,0975	0,3594
0 < hijos < 4	0,2278	-0,1453	0,3730
5 < hijos < 11	0,2287	-0,1494	0,3781
12 < hijos < 18	0,2099	-0,1558	0,3657
Hijos > 18	0,1905	-0,1531	0,3436
Mujeres casadas	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
Sin hijos	1,5577	-0,1282	1,6859
Con hijos	1,8065	-0,1273	1,9338
0 < hijos < 4	1,4095	-0,1355	1,5450
5 < hijos < 11	1,7225	-0,1339	1,8564
12 < hijos < 18	1,9173	-0,1249	2,0422
Hijos > 18	2,1700	-0,1160	2,2860
Solteros	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
Sin hijos	0,7264	-0,1732	0,8996
Con hijos	0,7235	-0,1665	0,8901
0 < hijos < 4	1,1852	-0,1596	1,3448
5 < hijos < 11	0,5186	-0,1790	0,6976
12 < hijos < 18	0,3793	-0,1488	0,5281
Hijos > 18	0,2924	-0,0861	0,3785

CUADRO A4.4: Elasticidades de oferta de trabajo (trabajadores) por rangos de edad

Media (poblacional) de las elasticidades individuales de cada grupo

Hombres casados	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
18 =< edad <= 25	0,2776	0,0927	0,3704
25 < edad <= 35	0,2695	-0,1329	0,4023
35 < edad <= 45	0,1895	-0,1605	0,3500
45 < edad <= 55	0,1749	-0,1597	0,3346
55 < edad <= 65	0,1956	-0,1504	0,3460
Mujeres casadas	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
18 =< edad <= 25	2,6848	-0,0832	2,7680
25 < edad <= 35	1,6276	-0,1250	1,7527
35 < edad <= 45	1,5572	-0,1358	1,6930
45 < edad <= 55	2,2739	-0,1284	2,4024
55 < edad <= 65	1,9990	-0,1039	2,1030
Solteros	Efecto total	Efecto renta	Efecto sustitución
23 =< edad <= 25	0,6486	-0,1384	0,7869
25 < edad <= 35	0,7033	-0,1786	0,8819
35 < edad <= 45	0,8034	-0,2225	1,0258
45 < edad <= 55	0,7086	-0,2315	0,9401
55 < edad <= 65	0,5398	-0,1615	0,7014

Bibliografía

- ATKINSON, A. B., N. H. STERN y J. GOMULKA (1980): «On the switch from direct to indirect taxation», *Journal of Public Economics*, 14, págs. 195-224.
- BROWN, C., E. LEVIN y D. ULPH (1976): «Estimates of labour hours supplied by married male workers in Great Britain», *Scottish Journal of Political Economy*, 84, págs. 299-316.
- DUPUIT, J. (1844): «On the measurement of the utility of public works», en K. J. Arrow y T. Satovsky (eds.) (1969): *Readings in welfare economics*, trad. R. H. Barback, págs. 255-283.
- GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. (1999): «La reforma del IRPF: efectos sobre el crecimiento y el bienestar», en J. Corona, J. M. González-Páramo y C. Monasterio (coords.): *Reforma fiscal y crecimiento económico*, Madrid, Fundación para el Análisis y los Estudios Sociales.
- y J. F. SANZ (2003): «Evaluando reformas fiscales mediante el coste marginal de los fondos públicos: criterios analíticos y aplicaciones a los casos de España y de otros países de la OCDE», Documento de trabajo, Fundación BBVA [próxima publicación].
- HALL, R. E. (1973): «Wages, income and hours of work in the US labour force», en Cain y Watts (eds.): *Income maintenance and labour supply*, Chicago, Rand McNally.
- HANEMANN, W. M. (1980): «Measuring the worth of natural resource facilities: comment», *Land Economics*, 56, págs. 482-486.
- HAUSMAN, J. A. (1981): «Exact consumer's surplus and deadweight loss», *The American Economic Review*, 71, págs. 622-676.
- HICKS, J. R. (1939): *Value and capital*, Oxford, Clarendon Press.
- HURWICZ, L. y H. UZAWA (1971): «On the integrability of demand functions», en Chipman *et al.* (eds.): *Preferences, utility and demand*, Nueva York, Harcourt-Brace.
- KAY, J. A. (1980): «The deadweight loss from a tax system», *Journal of Public Economics*, 13, págs. 111-119.
- KILLINGSWORTH, M. (1983): *Labor supply*, Cambridge University Press.
- KING, M. A. (1983): «Welfare analysis of tax reforms using household data», *Journal of Public Economics*, 21, págs. 183-214.
- KRUTILLA, J. (1967): «Conservation reconsidered», *American Economic Review*, vol. 57, núm. 4, págs. 777-786.
- MARSHALL, A. (1920): *Principles of Economics*, 8.^a ed., Londres, Macmillan (1.^a ed., 1890).
- MAYSHAR, J. (1990): «On the measures of excess burden and their application», *Journal of Public Economics*, 43, págs. 263-289.

- MCKENZIE, G. (1983): *Measuring economic welfare: new methods*, Cambridge University Press.
- MISHAN, E. J. (1960): «A survey of welfare economics, 1939-1959», *Economic Journal*, vol. 70, núm. 278, págs. 197-256.
- PAUWELS, W. (1986): «Correct and incorrect measures of deadweight loss of taxation», *Public Finance*, 41, págs. 267-276.
- PAZNER, E. A. y E. SADKA, (1980): «Excess burden and economic surplus as consistent welfare indicators», *Public Finance*, 35, págs. 439-449.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1987): «Potential welfare and the sum of individual compensating or equivalent variations», *Journal of Economic Theory*, vol. 41, núm. 1, págs. 34-53.
- SAMUELSON, P. A. (1942): «Constancy of the marginal utility of income», en O. Lange, F. McIntyre y T. O. Yatchew (eds.): *Studies in Mathematical Economics and Econometrics: in memory of Henry Schultz*, págs. 75-91, University of Chicago Press.
- STERN, N. (1986): «On the specification of labour supply functions», en R. Blundell e I. Walker (eds.): *Unemployment, search and labour supply*, Cambridge University Press.
- TAKAYAMA, A. (1994): *Analytical methods in Economics*, Hertfordshire, Harvester Wheatsheaf.
- WILLIG, R. D. (1976): «Consumer's surplus without apology», *American Economic Review*, 66, págs. 589-597.

NOTA SOBRE LOS AUTORES

JOSÉ MANUEL GONZÁLEZ-PÁRAMO, licenciado (Premio Extraordinario) y doctor (Premio Extraordinario) en Ciencias Económicas por la Universidad Complutense de Madrid, y máster (M. A. y M. Phil.) y doctor (Ph. D.) en Economía por la Universidad de Columbia (Nueva York, EE. UU.), ha sido becario de la Fundación Fulbright y del Banco de España. Ha trabajado como consultor para el Banco Mundial (BIRD), Washington, DC, y la Comisión de las Comunidades Europeas, así como para otros organismos nacionales y extranjeros. Desde 1988 es catedrático de Hacienda Pública y Sistema Fiscal de la Universidad Complutense de Madrid. Es profesor del Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI, Banco de España) desde 1987 y del Máster de Hacienda Pública (Instituto de Estudios Fiscales, 1987-1996), del que es director desde 2002. Ha sido director del departamento de Hacienda Pública y Sistema Fiscal de la Universidad Complutense (1986-1998), y es vicepresidente de la Asociación Española de Economía Pública y miembro del Consejo del Patronato y de la Comisión Ejecutiva de la Fundación CEMFI (Centro de Estudios Monetarios y Financieros) desde 1996. Ha dirigido diversos proyectos de investigación dentro del Programa de Economía Pública de la Fundación BBVA. Es también académico numerario de la European Academy of Arts and Sciences desde 2000. Especialista en fiscalidad, gasto público, presupuesto y gestión pública, ha publicado sus trabajos en cincuenta libros y dos centenares de artículos en las principales revistas profesionales nacionales y extranjeras sobre la materia. Ha sido miembro de los Consejos de Redacción de *Papeles de Economía Española*, *Revista de Economía*, *Investigaciones Económicas* y de la *Spanish Economic Review*, y en la actualidad de *Hacienda Pública Española* y de *Economistas*. Miembro del International Institute of Public Finance y de la European Economic Association, desde diciembre de 2001 es editor ejecutivo de *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*.

JOSÉ FÉLIX SANZ SANZ, máster (Msc. in Economics) por la Universidad de York (Reino Unido) y doctor en Economía por la Universidad Complutense de Madrid, es profesor titular de Economía Aplicada en la Universidad Complutense desde 2000. Actualmente es subdirector general de Estudios Tributarios del Instituto de Estudios Fiscales. Ha trabajado como consultor para la Comisión Europea y colaborado con el Instituto del Banco Mundial. Ha recibido galardones como el Premio Ramón Trias Fargas de Tesis Doctorales en 1995, el Young Scholars Award del International Institute of Public Finance en 1998 y el Premio Joven Economía 1999. Sus publicaciones se centran en el análisis económico y técnicas de microsimulación de las reformas fiscales.

Fundación **BBVA**

DOCUMENTOS DE TRABAJO

NÚMEROS PUBLICADOS

- DT 01/02 *Trampa del desempleo y educación: un análisis de las relaciones entre los efectos desincentivadores de las prestaciones en el Estado del Bienestar y la educación*
Jorge Calero Martínez y Mónica Madrigal Bajo
- DT 02/02 *Un instrumento de contratación externa: los vales o cheques. Análisis teórico y evidencias empíricas*
Ivan Planas Miret
- DT 03/02 *Financiación capitativa, articulación entre niveles asistenciales y descentralización de las organizaciones sanitarias*
Vicente Ortún-Rubio y Guillem López-Casasnovas
- DT 04/02 *La reforma del IRPF y los determinantes de la oferta laboral en la familia española*
Santiago Álvarez García y Juan Prieto Rodríguez
- DT 05/02 *The Use of Correspondence Analysis in the Exploration of Health Survey Data*
Michael Greenacre

Fundación **BBVA**

Sede Social
Plaza de San Nicolás, 4
48005 Bilbao

Sede en Bilbao
Gran Vía, 12
48001 Bilbao
Tel.: 94 487 52 52
Fax: 94 424 46 21

Sede en Madrid
Paseo de Recoletos, 10
28001 Madrid
Tel.: 91 374 54 00
Fax: 91 374 85 22

informacion@bbva.es
www.bbva.es

