

# OFERTA DE TRABAJO Y FISCALIDAD EN ESPAÑA. HECHOS RECIENTES Y TENDENCIAS TRAS EL NUEVO IRPF

José M<sup>a</sup> LABEAGA  
José Félix SANZ

## I. INTRODUCCIÓN

UNA de las cuestiones fundamentales al analizar la oferta laboral es el conjunto de normas de carácter fiscal o regulatorio que afectan al funcionamiento del mercado de trabajo. En ocasiones, al poner en marcha estas medidas, el legislador persigue ciertas respuestas por parte de los agentes económicos; en otras, en cambio, los individuos afectados por estos cambios normativos modifican sus conductas económicas aunque dichos cambios de comportamiento no hayan sido pretendidos por el responsable de la política económica. En cualquier caso, la evidencia empírica parece confirmar que las modificaciones del entorno económico afectan al comportamiento de los agentes, sea este cambio deseado o no por los responsables de implementar la política económica.

Dos son los objetivos fundamentales de este trabajo. En primer lugar, realizar un repaso no exhaustivo de las relaciones entre oferta de trabajo y fiscalidad, poniendo especial énfasis en los hechos recientes que han caracterizado el funcionamiento del mercado de trabajo en España. En segundo lugar, estimar un modelo de oferta de trabajo y simular los efectos que sobre el bienestar de determinados individuos ha generado la reciente reforma del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF). Las diferencias estructurales existentes entre el mercado laboral masculino y el femenino aconsejan la estimación separada de las funciones de oferta laboral para estos dos colectivos (1); para ello se ha seleccionado una muestra de 363 hombres y 284 mujeres solteros que viven en hogares unipersonales procedentes de las olas 1994-96 del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE).

Desde la teoría económica, el interés de este estudio radica en conocer la respuesta de los trabajadores (o de los trabajadores potenciales) ante cambios impositivos. Estos cambios pueden afectar tanto a la cantidad de trabajo ofrecida (número de horas) como a la propia decisión de participar

en el mercado laboral. En este particular, la evidencia empírica disponible encuentra la oferta laboral femenina más sensible que la masculina ante cambios en la política fiscal, tanto en su dimensión de horas trabajadas como de participación. En este sentido, la reciente reforma del IRPF proporciona un marco interesante para la simulación y estudio de dichos efectos. Por otro lado, en la medida en que la puesta en marcha de esta reforma es susceptible de haber modificado rentas y precios (salarios), cabe esperar también que su implantación haya generado modificaciones en los niveles de bienestar, tanto social como individual. Desde el punto de vista de las medidas de bienestar que se pueden calcular tras simular una reforma impositiva, la teoría económica proporciona un amplio abanico de ellas. Sin embargo, siguiendo el concepto de *renta equivalente* expuesto por King (1983), en este artículo sólo se presentarán algunas de estas medidas. Por lo que se refiere al ejercicio aplicado, la evaluación social de la reforma se fundamentará exclusivamente en la variación equivalente, como medida de cambio de bienestar individual, y en el índice de Atkinson, como indicador de desigualdad.

Los resultados de las estimaciones están en consonancia con las hipótesis del modelo teórico. Incrementos en el salario incrementan las horas ofrecidas de hombres y mujeres (y la probabilidad de participación en el modelo que la considera). Incrementos en la renta no salarial no tienen efectos sobre las horas ofrecidas por los hombres, pero sí disminuyen la oferta de trabajo de las mujeres. En cualquier caso, las elasticidades derivadas son muy pequeñas, es decir, el ocio es un bien normal, pero inelástico al salario para el colectivo de españoles solteros. Por otro lado, de los resultados obtenidos en el análisis de bienestar se confirma que los hogares unipersonales españoles han obtenido ganancias de bienestar generalizadas, confirmándose, a su vez, que la distribución de las rentas netas después del nuevo impuesto es ligeramente más igualitaria que bajo el impuesto personal derogado.

El resto del trabajo está estructurado de la siguiente forma: en el apartado II, se realiza un repaso de las relaciones entre oferta de trabajo y fiscalidad, y se describe el contexto impositivo en el que se llevarán a cabo la estimación y simulación. En el apartado III, se describen los datos utilizados y se postula un modelo de referencia y una especificación econométrica que servirá de base para el ejercicio empírico. En el apartado IV, se realiza un repaso de las medidas de bienestar más comunes, prestándose una especial atención a las que se presentan en el trabajo. Los resultados del ejer-

cicio, tanto en lo que se refiere a la estimación del modelo como a la simulación de la reforma del IRPF de 1999, se presentan en el V apartado. El apartado VI resume las principales conclusiones.

## II. OFERTA DE TRABAJO Y FISCALIDAD EN ESPAÑA

### 1. Antecedentes

No existe una literatura abundante en España en torno a la estimación de ecuaciones de oferta de trabajo, ni tampoco sobre la influencia del sistema impositivo en el comportamiento de los individuos en relación con su oferta de trabajo (2). A título ilustrativo se pueden citar los trabajos de García, González-Páramo y Zabalza (1989) o García, González-Páramo, Segura y Zabalza (1993), en los que se estiman ecuaciones de oferta de trabajo lineales con diferentes supuestos para los errores de optimización. Martínez-Granado (1994) presenta estimaciones de ecuaciones de oferta de trabajo femenina haciendo especial hincapié en la combinación de datos de diferentes encuestas para disponer de toda la información necesaria que las encuestas de población activa (en adelante EPA) o las encuestas continuas de presupuestos familiares (ECPF) disponibles no proporcionan. Por otra parte, Segura (1996) presenta estimaciones de oferta de trabajo de hombres y mujeres en un contexto de decisión conjunta, combinando también diferentes encuestas y poniendo un especial énfasis en la modelización del conjunto presupuestario.

En el marco de modelos de oferta de trabajo en los que también se incluyen simulaciones fiscales, García, Labeaga y López (1997) estiman una ecuación de oferta de trabajo femenina y simulan, en el marco de un modelo con comportamiento de impuestos-prestaciones, los efectos de la reforma fiscal (directa e indirecta) que tuvo lugar en 1996. Asimismo, Álvarez y Prieto (2000) proporcionan resultados de efectos de bienestar tras la reforma del IRPF de 1999. Suárez (2000) también ofrece algunos efectos que el cambio en el IRPF en 1999 ha producido sobre la respuesta de las mujeres tanto en participación en el mercado como en horas trabajadas, tras estimar modelos de oferta de trabajo femenina con restricciones en la jornada. Finalmente, Arrazola, Hevia y Sanz (2000) analizan empíricamente la percepción que poseen los varones casados y asalariados españoles sobre el contexto impositivo en el que toman sus decisiones de oferta de trabajo. Para ello, estos autores estiman, simultáneamente y mediante métodos no lineales, una función de oferta de trabajo y

otra de percepción impositiva. Los resultados obtenidos señalan que para el colectivo analizado, varones casados y asalariados, existe una importante divergencia entre los tipos impositivos percibidos por los trabajadores y los legalmente establecidos. Sin embargo, a tenor del análisis que presentan, este *gap* entre tipos legales y percibidos genera, en términos agregados, ganancias sociales significativas.

Tal como hemos adelantado, en este trabajo utilizamos datos españoles tomados de las olas 1994-96 del PHOGUE para estimar un modelo de oferta de trabajo y simular los efectos de la reforma fiscal de 1999. Con este ejercicio de simulación, tratamos de ilustrar cómo cambios en el marco impositivo pueden alterar la respuesta de los individuos. En este sentido, la diferencia con Suárez (2000) radica en que estimamos un modelo de oferta de trabajo masculina y femenina. En relación con Álvarez y Prieto (2000), se estima el modelo utilizando una muestra mucho más restrictiva, limitada a hogares unipersonales formados exclusivamente por individuos solteros, y además se proporcionan indicadores de bienestar diferentes.

### 2. El marco impositivo. El IRPF en 1996 y la reforma de 1999

Uno de los propósitos del presente trabajo es evaluar los efectos de la reciente reforma del IRPF sobre el bienestar de un conjunto de hogares. Este objetivo se puede cubrir de varias formas. En la medida en que dispusiéramos de observaciones de los individuos *ex-ante* y *ex-post*, podríamos comparar, basándonos en análisis de regresión, los resultados de la estimación de la oferta de trabajo en ambas situaciones. En el caso que nos ocupa, sólo disponemos de observaciones antes de la reforma impositiva. Por este motivo, se necesita simular su reacción tras la introducción de los cambios en la estructura impositiva (3). La forma de proceder, por tanto, es simular la respuesta de los individuos considerando que existe constancia estructural, es decir, que el comportamiento del modelo estimado con datos *ex-ante* es válido *ex-post*. Si bien es posible realizar el ejercicio en los dos momentos del tiempo, hemos optado por replicar la reforma en el año de referencia de la base de datos utilizada (1996). Para ello, deflactamos la estructura del nuevo impuesto de 1999 a 1996, utilizando el IPC medio del periodo.

La selección de la muestra simplifica en gran medida la simulación, ya que, al tratarse de hogares unipersonales, se limita a la liquidación indivi-

dual. Por lo que respecta a las deducciones, únicamente consideraremos las referidas a rendimientos de trabajo personal y circunstancias familiares. 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 (430.000 pts. en el caso de declaración individual y 857.000 pts. en el caso de tributación conjunta, según la normativa aplicable en el año 1996). 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 del tratamiento de las rentas salariales, las modificaciones 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 por 100 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. Sin embargo, con la nueva regulación del IRPF 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 por 100 y uno máximo del 48 por 100, frente a la Ley 18/1991 cuya tarifa era de ocho tramos, con un tipo mínimo y máximo del 20 por 100 y 56 por 100, respectivamente.

### III. UN MODELO EMPÍRICO DE OFERTA DE TRABAJO CON DATOS ESPAÑOLES

#### 1. Datos y variables

El panel europeo de hogares (PHOGUE) es una encuesta patrocinada por EUROSTAT que se realiza con el fin de responder a las necesidades de disponer de cierta información homogénea con el objeto de facilitar el diseño y análisis de la política económica y social conjunta de la Unión Europea. En la actualidad, están disponibles los tres primeros años de la encuesta, correspondientes al período 1994-1996, aunque está previsto que al menos se realicen tres nuevas oleadas para el período 1997-1999. Esta encuesta proporciona una gran cantidad de información socioeconómica tanto del individuo como del hogar al que éste pertenece, siendo especialmente rica la información sobre rentas, tan relevante en la estimación de modelos de oferta de trabajo.

Los datos utilizados en la estimación proceden del PHOGUE 1994-1996, elaborado para España por el Instituto Nacional de Estadística (INE). En dicha encuesta se dispone de información sobre situación laboral, ingresos y variables socioeconómicas para 17.908 individuos. De esta muestra inicial se seleccionaron aquellos individuos que, siendo solteros y estando en edad laboral, formasen parte de un hogar unipersonal. Tras este proceso de selección, resultó una muestra final de 647 observaciones, formada por 363 hombres y 284 mujeres (4). La motivación de una selección de la muestra tan rígida es doble. En primer lugar, se pretende ofrecer resultados que tengan relación únicamente con el comportamiento de la oferta laboral, olvidándonos de la posible no separabilidad de las decisiones de ocio/trabajo dentro de la unidad familiar (5). En segundo lugar, con esta selección muestral se consigue simplificar al máximo el ejercicio de simulación impositiva. Sin embargo, a pesar de estas ventajas, una de las preocupaciones al haber realizado una selección tan restrictiva de la muestra es la posible falta de representatividad de los datos en relación con la información proporcionada por la EPA. Una comparativa de los datos de ambas fuentes de información se muestra en el cua-

dro A.1 (en el apéndice) donde cabe comentar que los datos de ocupación por sexo y tramos de edad son diferentes, fundamentalmente en lo que se refiere al porcentaje de ocupación de la submuestra de hombres cuya edad está comprendida entre 30 y 64 años. Los datos de horas medias trabajadas están en consonancia en las dos muestras.

En el cuadro A.2 del apéndice se presentan los principales estadísticos descriptivos de las principales variables utilizadas en la estimación de las ecuaciones de oferta. La variable dependiente (horas) se define como las horas semanales trabajadas habitualmente en el empleo principal. Como regresores se introducen el salario neto por hora, la renta no salarial ajustada fiscalmente y un conjunto de variables socioeconómicas susceptibles de influir en la intensidad de la oferta de trabajo. En concreto, el salario marginal se calcula como

$$\frac{w_i (1 - t_{im})}{h_i},$$

donde  $w_i$  es el salario bruto,  $h_i$  las horas trabajadas y  $t_{im}$  el tipo impositivo marginal referido al individuo  $i$ . La variable de renta no salarial es la renta virtual, entendida como una extrapolación lineal de la restricción presupuestaria en el segmento de las horas observadas, dada por la expresión

$$R_i - (T_i - t_{mi} \cdot w_i \cdot h_i)$$

donde, para el contribuyente  $i$ ,  $R$  representa la renta bruta no salarial,  $T$  la factura impositiva,  $w$  el salario bruto por hora,  $h$  las horas trabajadas y  $t_m$  el tipo marginal relevante.

Además de las variables anteriores, en la ecuación de oferta se incluyen un conjunto de condicionantes *socio-demográficos* tales como la localización geográfica del hogar de residencia (dnoroeste, dnoreste, dmadrid, dcentro, deste, dsur, dcanarias); la edad (edad) y su cuadrado (edad2). Asimismo, incluimos una variable ficticia que recoge el estado objetivo de salud (dsalud), cuyo valor depende de si el individuo ha estado ingresado o no en un hospital (6) así como una variable ficticia que indica si el individuo ha experimentado algún episodio de desempleo en los últimos cinco años (desempleo). Por último, también se incorporan variables ficticias de educación que recogen el nivel educativo alcanzado por el individuo (ed1, ed2 y ed3). Las estimaciones se realizan con referencia a Madrid y a los individuos con nivel de educación superior. El hecho de tener infrarrepresentado al colectivo de hombres de edad comprendida entre 30 y 64 años, respecto a las cifras de ocupación que proporciona la EPA, se ve reflejado en los descriptivos presen-

tados en el cuadro A.2. Así, por ejemplo, el salario marginal neto del colectivo de mujeres solteras es superior y la frecuencia de desempleo de los hombres en los últimos cinco años es mayor que la de las mujeres.

## 2. Marco teórico y especificación econométrica

Como se ha adelantado, para realizar un ejercicio de simulación dinámico (con comportamiento) con el objetivo de analizar el efecto de una reforma del IRPF resulta necesario disponer de un modelo de oferta de trabajo (demanda de ocio) de los individuos que componen la muestra. Dadas las características del ejercicio, discutidas en el apartado II, el análisis se centra únicamente en las decisiones de oferta de trabajo de los individuos solteros pertenecientes a hogares unipersonales. Se considera la posibilidad de ajustar linealmente la oferta de trabajo ante cambios impositivos, aunque, como se discute en los próximos párrafos, es posible realizar supuestos diferentes para analizar la respuesta de ajuste de horas y de participación (7).

Las alternativas para ajustar las ecuaciones de oferta de trabajo que se han propuesto en la literatura son numerosas, y se pueden agrupar de acuerdo con el tratamiento que se desea proporcionar a las observaciones nulas (no participación, desempleo, etc.) y con el método de estimación de las mismas (8). Dadas las pretensiones de este trabajo, se ha optado por una especificación sencilla de modelo lineal tanto para la oferta de los hombres como de las mujeres, si bien se presentan estimaciones de modelos *tobit* para ambas submuestras. Somos conscientes, no obstante, de las implicaciones que la inadecuada especificación de la ecuación de comportamiento y/o del conjunto presupuestario pueden tener sobre los parámetros estimados (9).

La especificación más general de la oferta de trabajo del individuo  $i$  es la siguiente:

$$h_i = \max(h_i^*, 0) \quad [1]$$

$$h_i^* = \beta' X_i + \delta m_i + \gamma w_i (1 - t_{im}) + u_i$$

donde  $h$  es el número de horas trabajadas al año,  $h^*$  es una variable latente que define el carácter limitado de  $h$ ,  $m$  es la renta virtual del individuo,  $X$  es un vector de características del individuo entre las que se encuentran las comentadas anteriormente (la edad y su cuadrado, la comunidad autónoma de residencia, dos variables ficticias que indican la exis-

tencia de episodios de desempleo y el estado de salud del individuo y variables ficticias de nivel educativo) y  $u$  es el término de error. Como primer paso en la estimación, consideramos que  $h_i = h_i^*$ , por lo que se pueden obtener estimadores consistentes de los parámetros del modelo utilizando métodos lineales de mínimos cuadrados si los regresores son independientes de la perturbación. Bajo el supuesto de que el error está normalmente distribuido y que el proceso que gobierna las observaciones nulas y las positivas es el mismo, la especificación [1] corresponde a un modelo *tobit* que puede ser estimado por máxima verosimilitud. Si consideramos que ambos procesos (probabilidad y horas) obedecen a diferentes especificaciones o siendo las mismas el efecto de las variables explicativas es diferente, entonces podemos utilizar los modelos de doble valla de Cragg (1971), utilizados en el contexto de oferta de trabajo por Blundell y Meghir (1986). Para ello, podemos reescribir [1] como:

$$h_i = \max(h_i^*, 0) \cdot 1(h_i^*) \quad [2]$$

$$1(h_i^*) = f(Z_i, \alpha)$$

donde  $1(h_i^*)$  recoge la regla de observabilidad que rige la ecuación de participación en el mercado laboral. Si reescribimos [2] como:

$$h_i = \max(h_i^*, 0) \cdot 1(h_i^* > 0) \quad [3]$$

con  $1(h_i^*) = 1$  si  $h_i^* > 0$ , entonces la ecuación [3] corresponde a un modelo de selección de muestra en el que, una vez se ha decidido participar en el mercado de trabajo, el número de horas que se ofrece es positivo. Por último, en el caso más simple en que  $h_i = h_i^*$ , pero donde el salario marginal, la renta virtual o ambos se consideran determinados de forma endógena con las horas, [1] se estima linealmente mediante el método de variables instrumentales.

Como consecuencia de los cambios provocados por la reforma en el tipo impositivo relevante del contribuyente ( $t_m$ ), la entrada en vigor del nuevo impuesto afecta tanto al cómputo de su renta virtual ( $m$ ) como al valor de su salario marginal [ $\omega \cdot (1 - t_m)$ ]. Las nuevas decisiones de oferta de trabajo dependerán del conjunto de resultados que sirven para llevar a cabo la simulación. En el caso de un modelo *tobit*, ( $h^1$ ,  $h^{1*}$ ) se miden según la siguiente ecuación:

$$h_i^{1*} = \begin{cases} h_i^{1*} & h_i^{1*} > 0 \\ 0 & h_i^{1*} \leq 0 \end{cases} \quad [4]$$

$$h_i^{1*} = \hat{\beta}'X_i + \hat{\delta}m_i^1 + \hat{\gamma}w_i(1 - t_{im}^1) + \hat{u}_i$$

donde  $\hat{\beta}$ ,  $\hat{\delta}$ ,  $\hat{\gamma}$  son los parámetros estimados,  $m^1$  y  $t^1$  son los nuevos valores de las variables  $m$  y  $t_m$  bajo

el nuevo sistema y  $\hat{u}$  es el término de error obtenido como

$$\hat{u}_i = h_i - \hat{\beta}'X_i - \hat{\delta}y_i^1 - \hat{\gamma}w_i(1 - t_i^1) \text{ si } h_i > 0 \quad [5]$$

y como una realización de una variable aleatoria normal con media cero y varianza  $\hat{\sigma}^2$  (proveniente de la estimación del modelo *tobit*), definida para valores menores a

$$- \hat{\beta}'X_i - \hat{\delta}m_i^1 - \hat{\gamma}w_i(1 - t_i^1) \text{ si } h_i = 0$$

En el caso más simple de estimación mediante métodos lineales, que es el ejercicio que presentamos en este trabajo, las nuevas horas trabajadas serán las predichas por dicha especificación, pudiéndose realizar el ajuste corrigiendo con los errores estimados de la misma forma que en [5]. Otra alternativa para ajustar las horas de trabajo inducidas por la reforma ( $h^1$ ), que se utiliza para calcular los nuevos ingresos brutos, se obtiene a partir de las elasticidades individuales que se derivan de los coeficientes estimados. De este modo, a partir de  $h^1$  se cuantifican los nuevos ingresos brutos por rentas salariales y se procede a continuación a la liquidación del impuesto bajo los supuestos establecidos por la Ley 40/1998.

#### IV. BIENESTAR Y REFORMAS IMPOSITIVAS A TRAVÉS DEL CONCEPTO DE RENTA EQUIVALENTE

Una vez analizados los aspectos económicos y econométricos inherentes al estudio de la relación entre fiscalidad y oferta laboral, resulta interesante evaluar empíricamente los efectos que, en términos de bienestar, produce una determinada reforma tributaria. En este sentido, medidas de cambio de bienestar individual, como son las medidas hickianas de *variación equivalente* y *variación compensatoria* o los índices de desigualdad de *Gini* o *Atkinson* han sido ampliamente utilizados en el trabajo aplicado. Como demostró King (1983), muchos de estos cálculos pueden derivarse a partir del concepto de *renta equivalente*, entendido como aquel nivel de renta que, dado un vector de precios de referencia,  $W_r$ , permite alcanzar al contribuyente un determinado nivel de utilidad  $v_R(\omega, m)$ , siendo  $\omega$  y  $m$  el vector de precios y la renta no salarial, respectivamente. A tenor de esta definición, conocida la función de utilidad indirecta que representa las preferencias del contribuyente, la forma funcional explícita de la *renta equivalente* puede derivarse resolviendo la ecuación genérica siguiente:

$$v(W_r, m_e) = v_R(\omega, m) \quad [6]$$

que en términos de la función de gasto,  $e(\omega, U)$ , puede expresarse de forma más operativa como:

$$m_e = e(W_r, v_{\bar{r}}(\omega, m)) \quad [6']$$

De este modo, definida y simulada una determinada reforma impositiva, las ganancias o pérdidas de bienestar ( $GB$ ) que ésta induce sobre los contribuyentes pueden cuantificarse por el diferencial de rentas equivalentes antes y después de la reforma:

$$GB = m_e^1 - m_e^0 = e(W_r, v(\omega_1, m_1)) - e(W_r, v(\omega_0, m_0)) \quad [7]$$

donde  $v(\omega_0, m_0)$  y  $v(\omega_1, m_1)$  representan los niveles de utilidad pre y post-reforma, respectivamente. Desde un punto de vista aplicado, el análisis de la distribución de  $GB$  permite identificar a los ganadores y perdedores de las políticas públicas que, como ocurre con las reformas tributarias, provocan cambios en las rentas de los agentes económicos y/o en el vector de precios a los que éstos se enfrentan. Es importante observar que, dependiendo del vector de precios de referencia considerado, la ecuación [7] expresa dos nociones de cambio de bienestar distintas: si los precios de referencia son los iniciales,  $W_r = \omega_0$ , la ecuación [7] coincide con el concepto de variación equivalente ( $VE$ ), si por contrario el vector de precios de referencia es el nivel de precios post-reforma,  $W_r = \omega_1$ , entonces estaríamos ante la noción de variación compensatoria ( $VC$ ). Es decir, se cumple:

$$W_r = \omega_0 \quad \rightarrow \quad GB = VE = e(\omega_0, v_1) - m_0 \quad [8]$$

$$W_r = \omega_1 \quad \rightarrow \quad GB = VC = m_1 - e(\omega_1, v_0)$$

Por otro lado, junto a este estudio del impacto redistributivo de las reformas impositivas que se puede realizar a partir del cómputo de  $GB$ , puede ser también interesante cuantificar el *valor social* de la reforma. Por *valor social* de las intervenciones públicas debe entenderse cualquier medida que permita valorar las acciones del sector público en cuyo cómputo se requiera una función explícita de bienestar social. El bienestar social puede definirse en términos de la renta equivalente,  $m_e$ , de la siguiente manera:

$$W = W(m_{e_1}, m_{e_1}, \dots, m_{e_N}) \quad [9]$$

A partir de [9], dos son las medidas de valor social que consideraremos: la *ganancia social equivalente* ( $GSE$ ) y el *incremento proporcional de las rentas equivalentes originales*, que denotaremos por  $\lambda$ . La primera de estas medidas se define como el incremento *absoluto* en el valor de las rentas equivalentes iniciales que produce un nivel de bienestar social igual al obtenido por la reforma. Es decir,  $GSE$  se define a partir de la siguiente igualdad:

$$W(m_{e_1}^0 + GSE, m_{e_2}^0 + GSE, \dots, m_{e_N}^0 + GSE) = W(m_{e_1}^1, m_{e_2}^1, \dots, m_{e_N}^1) \quad [10]$$

Este concepto de  $GSE$  se relaciona estrechamente con el uso de pesos distributivos en el análisis *coste-beneficio*. Los beneficios de un determinado proyecto se miden por la suma ponderada de las rentas equivalentes individuales, donde los pesos relativos son proporcionales a la utilidad marginal (social) de la renta. Como recoge King (1983), cuando en el análisis solo interesan las ganancias de eficiencia (es decir, cuando no existe aversión a la desigualdad),  $GSE$  vendrá dada por:

$$GSE = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N \{m_e(\bar{\omega}_0, \omega_r^i, m_i) - m_e(\bar{\omega}_0, \omega_0^i, m_0^i)\} \quad [11]$$

donde las rentas equivalentes se calculan utilizando como vector de precios de referencia el salario medio original,

$$\bar{\omega}_0 = \frac{\sum \omega_0}{N}$$

La utilización de la ecuación [11] implica que la ganancia social equivalente calculada presupone un peso relativo igual por unidad de renta equivalente, independientemente del individuo que lo obtenga (ganancia de eficiencia).

Alternativamente, podemos cuantificar el incremento *proporcional* que necesitarían sufrir los niveles de renta equivalente original para igualar el bienestar social provocado por la reforma, llegándose así al concepto de  $\lambda$ . En este caso, se deberá cumplir:

$$W(\lambda \cdot m_{e_1}^0, \lambda \cdot m_{e_2}^0, \dots, \lambda \cdot m_{e_N}^0) = W(m_{e_1}^1, m_{e_2}^1, \dots, m_{e_N}^1) \quad [12]$$

Asimismo, la función de renta equivalente puede usarse también para construir índices de desigualdad definidos sobre la distribución de las rentas equivalentes en lugar de sobre los niveles de renta monetaria, como tradicionalmente se hace. De este modo, siguiendo a Atkinson (1970) y Sen (1973), podemos definir el *equivalente igualmente distribuido de rentas equivalentes*,  $\bar{y}_e$ , como el nivel de renta equivalente que, distribuido a partes iguales entre todos los individuos, permitiría alcanzar el mismo nivel de bienestar social que la distribución efectivamente existente de rentas equivalentes. Dos son los valores de  $\bar{y}_e$  que podremos identificar: uno cuando la situación de referencia es el equilibrio pre-reforma,  $\bar{y}_e^0$ , y otro cuando la referencia es el equilibrio post-reforma,  $\bar{y}_e^1$ . Formalmente,  $\bar{y}_e^0$  y  $\bar{y}_e^1$  se determinarán resolviendo las siguientes identidades:

$$W(\bar{y}_{e1}^0, \bar{y}_{e2}^0, \dots, \bar{y}_{eN}^0) = W(m_{e1}^0, m_{e2}^0, \dots, m_{eN}^0) \quad [13]$$

$$W(\bar{y}_{e1}^p, \bar{y}_{e2}^p, \dots, \bar{y}_{eN}^p) = W(m_{e1}^p, m_{e2}^p, \dots, m_{eN}^p)$$

Con el propósito de pasar de medidas de bienestar social a medidas de desigualdad, es necesario que el bienestar social se mida en las mismas unidades que el bienestar individual, de modo que cambios proporcionales en todas las rentas equivalentes,  $m_e$ , tengan el mismo efecto proporcional sobre el agregado de bienestar social. Esto ocurrirá cuando la función de bienestar social,  $W$ , sea homogénea de grado uno. En este contexto, [9] puede ser reescrita como

$$W = \bar{m}_e \cdot W\left(\frac{m_{e1}}{\bar{m}_e}, \frac{m_{e2}}{\bar{m}_e}, \dots, \frac{m_{eN}}{\bar{m}_e}\right) \quad [14]$$

donde  $m_e$  es la media de la distribución de rentas equivalentes. La gran ventaja operativa de la ecuación [14] es que separa el efecto sobre el bienestar social entre aquel asociado a la distribución de las rentas equivalentes y aquel que se debe al valor medio de las rentas equivalentes,  $\bar{m}_e$ . Esta separación implícita a la ecuación [14] nos permite descomponer los cambios en el bienestar social en cambios en  $\bar{m}_e$  y en cambios en algún índice de desigualdad adecuado. Si cuando

$$\frac{m_{ei}}{\bar{m}_e} = 1$$

se cumple que  $W = \bar{m}_e$ , entonces cuando existe igualdad perfecta, y todos tienen el nivel medio de bienestar, el bienestar social es también igual al valor medio de las rentas equivalentes,  $\bar{m}_e$ . Por tanto, cuando la distribución igualitaria de  $m_e$  genera un nivel de bienestar social igual a  $\bar{m}_e$ , entonces, por el principio de transferencias, el bienestar social asociado a cualquier asignación desigual no podrá ser mayor en ningún caso a  $\bar{m}_e$ . En consecuencia, la ecuación [14] se puede expresar como:

$$W = \bar{m}_e \cdot (1 - I) \quad [15]$$

donde  $I$  expresa el coste de la desigualdad, es decir, la magnitud por la que el bienestar social cae por debajo del máximo de bienestar social que se alcanzaría,  $\bar{m}_e$ , bajo la igualdad perfecta.  $I$  es, por tanto, una medida de desigualdad que tomaría el valor cero cuando las rentas equivalentes están igualmente distribuidas, y sería creciente con transferencias que favoreciesen la desigualdad. Por tanto, puesto que la medida de desigualdad  $I$  es una versión a escala de  $W$  con el signo cambiado —la escala es  $\bar{m}_e^{-1}$ —, este índice satisface el principio de

transferencias invertido. Es decir, cualquier cambio distributivo que suponga transferencias de ricos a pobres hará decrecer el valor de  $I$ . Bajo el supuesto de que  $W$  es simétrica y cuasi-concava, teniendo en cuenta [13] y [15], un índice de desigualdad puede definirse como:

$$I = 1 - \frac{\bar{y}_e}{\bar{m}_e} \quad [16]$$

Si además suponemos que  $W$  es homotética (es decir, que el índice de desigualdad es independiente de la media de la distribución), entonces existe una relación simple entre el concepto de  $\lambda$  y las medidas de desigualdad para antes y después de la reforma. En concreto, cuando  $W$  es homotética se cumplirá:

$$W(\lambda \cdot \bar{y}_{e1}^0, \lambda \cdot \bar{y}_{e2}^0, \dots, \lambda \cdot \bar{y}_{eN}^0) = W(\lambda \cdot m_{e1}^0, \lambda \cdot m_{e2}^0, \dots, \lambda \cdot m_{eN}^0) \quad [17]$$

Combinando oportunamente las ecuaciones [12], [13] y [17], obtenemos que:

$$W(\bar{y}_{e1}^p, \bar{y}_{e2}^p, \dots, \bar{y}_{eN}^p) = W(\lambda \cdot \bar{y}_{e1}^0, \lambda \cdot \bar{y}_{e2}^0, \dots, \lambda \cdot \bar{y}_{eN}^0) \quad [18]$$

lo que significa que  $\bar{y}_e^p = \lambda \cdot \bar{y}_e^0$ , por tanto, teniendo en cuenta la definición de índice de desigualdad recogida en [16], el valor de  $\lambda$  vendrá dado por la siguiente expresión:

$$\lambda = \frac{\bar{m}_e^p \cdot (1 - I^p)}{\bar{m}_e^0 \cdot (1 - I^0)} \quad [19]$$

es decir, la ganancia social proporcional vendrá dada por el incremento de la renta equivalente ajustada por el cambio en los índices de desigualdad.

## V. RESULTADOS EMPÍRICOS

### 1. Resultados de las estimaciones

En el cuadro nº 1 se presentan los resultados de tres modelos diferentes estimados sobre las submuestras de mujeres y hombres solteros consideradas. Bajo el encabezado MCO se recogen los coeficientes estimados por mínimos cuadrados ordinarios. Pretendemos que los mismos sirvan como base de comparación para con los coeficientes presentados en el resto de columnas. Todos los modelos se han estimado en la muestra global del período 1994-1996. Dos cuestiones a resaltar son: primero, la renta que recoge la encuesta corresponde al período anterior, si bien pensamos que posiblemente las decisiones de trabajo se verán más influenciadas por ella que por la renta corriente. Segundo, es posible que existan efectos individuales no observables, por lo que los resultados de míni-

CUADRO N° 1

## MODELOS ESTIMADOS DE OFERTA DE TRABAJO

VARIABLE DEPENDIENTE: HORAS SEMANALES TRABAJADAS

	MUJERES			HOMBRES		
	MCO	TOBIT	VI	MCO	TOBIT	VI
Salario.....	0,0146 (8,60)	0,0219 (8,81)	0,0164 (5,94)	0,0123 (7,26)	0,0198 (7,85)	0,0113 (3,82)
Renta*10 <sup>6</sup> .....	-0,4390 (2,40)	-1,0200 (2,88)	-0,270 (1,89)	-0,1080 (0,67)	-0,3650 (1,39)	-0,0584 (0,22)
Edad.....	-0,4983 (0,77)	-0,7311 (0,83)	-0,0833 (0,31)	-0,1102 (0,16)	0,2967 (0,31)	0,0485 (0,05)
Edad2.....	0,0025 (0,35)	0,0034 (0,34)	-0,0009 (0,08)	-0,0060 (0,79)	-0,0147 (1,33)	-0,0086 (0,80)
Ed1.....	1,0257 (0,38)	2,3021 (0,65)	0,9327 (0,23)	-0,3348 (0,13)	0,2227 (0,06)	-0,1884 (0,05)
Ed2.....	2,0266 (0,75)	2,9331 (0,83)	2,5549 (0,66)	-2,7633 (1,09)	-4,8445 (1,36)	-3,0151 (0,99)
Dsalud.....	-2,5410 (0,71)	-3,4737 (0,69)	-1,4340 (0,31)	-2,3507 (0,69)	-4,9133 (0,93)	-0,9388 (0,24)
Dnoroeste.....	-5,2326 (1,59)	-6,3043 (1,44)	-3,4284 (0,74)	-1,2760 (0,34)	-2,0399 (0,38)	-4,7290 (1,00)
Dnoreste.....	-2,0620 (0,66)	-2,4634 (0,61)	-1,5282 (0,36)	6,9977 (2,06)	9,7146 (2,06)	6,0571 (1,45)
Dcentro.....	-6,8433 (1,99)	-9,1267 (1,99)	-6,5136 (1,41)	0,9228 (0,24)	0,8317 (0,15)	-3,4045 (0,69)
Deste.....	-2,3132 (0,76)	-2,5490 (0,63)	-0,2072 (0,05)	4,3671 (1,34)	5,2826 (1,17)	0,7390 (0,18)
Dsur.....	-3,6973 (1,14)	-3,6647 (0,86)	-5,9071 (1,32)	3,8424 (0,88)	6,4265 (1,04)	3,8283 (0,71)
Dcanarias.....	-10,937 (2,16)	-15,252 (2,20)	-14,9566 (2,11)	-2,0443 (0,42)	-2,6991 (0,39)	-4,3165 (0,64)
Desempleo.....	-10,246 (4,68)	-13,658 (4,37)	-8,9167 (2,80)	-9,4523 (4,78)	-13,683 (4,75)1	-6,203 (2,41)
Constante.....	38,810 (2,66)	40,510 (2,06)	24,863 (0,99)	38,382 (2,74)	28,988 (1,44)	37,681 (2,01)
F.....	17,45	---	9,01	19,72	---	12,75
RV.....	---	205,07	---	---	211,62	---

## Notas:

— Entre paréntesis, los estadísticos t-Student.

— F es el valor del estadístico F para el contraste de significatividad conjunta de todos los coeficientes (a excepción del término constante). El número de grados de libertad es (14, 148) y (14, 348) en las submuestras de mujeres y hombres respectivamente. RV es el valor del test de razón de verosimilitudes que se distribuye como un  $\chi^2$  con 14 grados de libertad.

mos cuadrados sólo serán válidos si éstos no están correlacionados con las variables incluidas en el modelo (10). Asimismo, se presentan dos tests que validan, en términos de significatividad global, los modelos estimados. El primero es el test de la F, que contrasta la significatividad de todos los parámetros incluidos en la especificación, mientras que RV es un contraste de razón de verosimilitud que compara el valor del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo estimado frente al modelo en el que el valor de todos los parámetros se restringe

a cero. En ambos casos, las variables incluidas son conjuntamente significativas.

Las variables fundamentales, salario marginal y renta virtual, presentan los resultados esperados. El cuadro n° 2 resume la distribución de los efectos sustitución y renta que se desprende de las estimaciones realizadas. En concreto, tanto en hombres como en mujeres, se observa que incrementos del salario elevan la oferta de trabajo, aunque no en una gran magnitud. Por lo que respecta a la influen-

cia de la renta no salarial, de las estimaciones se desprende que cuanto mayor es la renta virtual menos horas ofrecen las mujeres, mientras que para el caso de los hombres dicha variable no es significativa, indicando que no tiene ningún efecto. El resto de variables no ejerce efectos importantes sobre las horas trabajadas, a excepción de la variable que recoge períodos de desempleo previos. Para estos individuos (hombres y mujeres), el modelo predice un valor inferior de las horas que para el resto. Por regiones, la comparación debe realizarse con la variable excluida (dmadrid), por lo que cabe decir que el efecto de la localización sobre las horas trabajadas solamente es superior a Madrid en la región Noreste, en la submuestra de hombres. La media de horas ofrecidas en Madrid es mayor que en las regiones Noroeste, Centro y Canarias en la submuestra de mujeres. La salud, medida mediante la variable que indica que el individuo ha estado ingresado algún tiempo en el hospital durante el período, no tiene efectos sobre las horas ofrecidas. El grado de educación no es un determinante relevante de las horas ofrecidas, reflejando posiblemente la homogeneidad de la muestra, la rigidez del mercado de trabajo o las restricciones en el número de horas que se demandan (Suárez, 2000).

El segundo conjunto de resultados corresponde a un modelo *tobit*. Desde un punto de vista cualitativo, los coeficientes de ambos modelos son básicamente los mismos, si bien las implicaciones son muy diferentes. Como diferencia fundamental cabe resaltar que el efecto del salario es un 50 por 100 superior en este modelo. La razón cabe buscarla en las implicaciones de una especificación de este tipo. Es sencillo de observar en la ecuación [2] que bajo esta especificación se recoge tanto el efecto

sobre las horas trabajadas como el efecto sobre la probabilidad de trabajar de aquellos que no participan (por cualquier causa) (11). De esta forma, es también intuitivo que la magnitud del parámetro de salarios sea superior.

Un problema común a los resultados obtenidos con los métodos anteriores es la posible presencia de efectos individuales no observables correlacionados con las variables incluidas en el modelo, así como el sesgo de simultaneidad que posiblemente afecta a los valores de los estimadores. Con el fin de tener en cuenta estas deficiencias, los coeficientes bajo la cabecera VI corresponden a la estimación por el procedimiento de variables instrumentales de las ecuaciones de oferta de hombres y mujeres. Las variables que se han considerado potencialmente endógenas son el salario marginal y la renta virtual. Dado que disponemos de tres observaciones para cada uno de los individuos de la muestra, es posible obtener instrumentos adecuados para ambas variables; el primer retardo de cada variable para cada individuo es adecuado en ausencia de correlación en la perturbación (12). Los resultados así obtenidos proporcionan algunas diferencias básicas con los que se observan en los modelos de mínimos cuadrados y *tobit* en los coeficientes de salario marginal y renta virtual, tal como a priori cabía esperar si admitimos la hipótesis de que estas variables y las horas ofrecidas son el resultado de la maximización de la utilidad en la misma etapa del proceso (13).

El cuadro nº 2 presenta la distribución de elasticidades correspondientes a los modelos estimados por variables instrumentales para ambas submuestras. En concreto, se facilitan los valores para el primer y tercer cuartil, la mediana y la media. Lo más

CUADRO Nº 2

DISTRIBUCIÓN DE ELASTICIDADES

	MUJERES			HOMBRES		
	Q <sub>1</sub>	Q <sub>2</sub> (Media)	Q <sub>3</sub>	Q <sub>1</sub>	Q <sub>2</sub> (Media)	Q <sub>3</sub>
Efecto total.....	0,3000	0,4828 (0,5852)	0,7526	0,1787	0,2692 (0,3411)	0,3792
Efecto sustitución.....	0,3039	0,4877 (0,5912)	0,7623	0,1790	0,2700 (0,3417)	0,3800
Efecto renta .....	-0,0084	-0,0054 (-0,0060)	-0,0037	-0,0007	-0,0006 (-0,0006)	-0,0004

Notas:

— Q<sub>1</sub>, Q<sub>2</sub> y Q<sub>3</sub> son, respectivamente el primero, segundo y tercer cuartiles. Entre paréntesis los valores medios de la distribución.

destacable de estos resultados es un valor moderado para media y mediana, y más alto en el caso de las mujeres, como proporcionan la mayoría de los estudios con datos españoles o para otros países (14). En la submuestra de hombres se observa que el efecto renta es insignificante, mientras que contribuye a disminuir el efecto total en un 1 por 100 en la submuestra de mujeres. Las elasticidades derivadas de los coeficientes estimados para el modelo *tobit* muestran valores superiores en todos los casos, cuya justificación radica en el hecho de que si la misma especificación recoge participación y horas, el valor de la elasticidad recoge parcialmente elasticidad de participación y de oferta de trabajo propiamente dicha.

Los valores de las elasticidades (o las predicciones calculadas utilizando los parámetros estimados) permiten derivar para cada individuo de la muestra las horas tras un cambio impositivo que altera el salario marginal y la renta virtual. Un cálculo muestral simple revela que la reforma impositiva contribuye a un incremento medio global de la oferta laboral en torno al 3 por 100 en el caso de los hombres solteros, y superior al 5 por 100 en el de las mujeres. Estos valores son susceptibles de ser interpretados condicionados a las muestras utilizadas, y no tienen la pretensión de ser extrapolables a toda la población española, por lo que se debe ser cauteloso si se pretende inferir implicaciones de política económica con ellos.

## 2. Resultados de las simulaciones

Para aplicar las medidas e índices recogidos en el apartado IV a la reciente reforma de IRPF, se requiere partir de una función explícita de bienestar social  $W$ . Siguiendo a Atkinson (1970), supondremos que  $W$  es aditivamente separable y homotética. Como ya demostró este autor, bajo estos supuestos la función de bienestar social vendrá determinada por:

$$W = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N U(Y_i) \quad [20]$$

donde  $U(Y_i)$  expresa el valor social imputado a la variable  $Y$  del individuo  $i$ , siendo  $Y$  la variable económica cuya distribución se pretende evaluar desde una perspectiva social. La forma funcional de  $U$  refleja la aversión a la desigualdad del *decision-maker* o del analista encargado de la evaluación de la intervención pública. En concreto, siguiendo a Atkinson (1970), supondremos:

$$U(Y_i) \begin{cases} \frac{Y_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} & \text{si } \varepsilon \geq 0; \varepsilon \neq 1 \\ L_n(Y_i) & \text{si } \varepsilon = 1 \end{cases} \quad [21]$$

donde  $\varepsilon$  es el índice (relativo) de aversión a la desigualdad. Si  $\varepsilon = 0$ , entonces el bienestar social vendrá determinado por  $\bar{Y}$  y la distribución de la renta será irrelevante, indicando la inexistencia de aversión a la desigualdad. A medida que  $\varepsilon$  crezca, los incrementos en los niveles de rentas altas serán evaluados socialmente como menos relevantes que los incrementos en las rentas bajas. Puesto que la magnitud de  $\varepsilon$  refleja juicios de valor, en los cálculos que a continuación se realizan se computan distintos valores de  $\varepsilon$ . Teniendo en cuenta nuestra especificación de la función de bienestar social recogida por las ecuaciones [20] y [21], a partir de [13] obtenemos los siguientes valores del equivalente igualmente distribuido de  $Y, \bar{Y}_\varepsilon$ , para los equilibrios antes y después de la reforma:

$$\begin{aligned} \bar{Y}_\varepsilon^0 &= \left[ \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (Y_i^0)^{(1-\varepsilon)} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \\ \bar{Y}_\varepsilon^1 &= \left[ \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (Y_i^1)^{(1-\varepsilon)} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \end{aligned} \quad [22]$$

Dados los objetivos de este trabajo, los cálculos que se presentan se realizan con  $Y$  igual a la renta neta de impuestos, aunque los mismos cálculos se hubiesen podido realizar con el concepto de renta equivalente desarrollado en apartados anteriores.

El cuadro nº 3 resume el impacto de la reciente reforma de IRPF sobre los hogares unipersonales españoles formados por personas solteras. La información que aparece se refiere exclusivamente a los individuos que en 1996 eran laboralmente activos. El cuadro contiene información sobre los valores medios de la variación equivalente y las rentas equivalentes, así como sobre el porcentaje de individuos que ha ganado con este cambio normativo. Esta información no sólo se presenta para la totalidad de la muestra de trabajadores, sino que se ofrece también por cuartiles de renta bruta inicial del individuo y por sexo del trabajador. Como puede observarse, la reforma beneficia a más del 81 por 100 del total de individuos muestrales, porcentaje que se eleva por encima del 85 por 100 en el caso de los hombres, y que se reduce ligeramente hasta el 77,34 por 100 en el de las mujeres. Esta elevada proporción de beneficiados por la reforma

se ratifica, e incluso se refuerza en algunos casos, cuando el análisis se realiza por cuartiles de renta bruta inicial. Como se observa en el cuadro, los cuartiles intermedios superan el 80 por 100 de ganadores netos, llegándose incluso a superar el 88 por 100 en el tercer cuartil. Respecto a las ganancias medias, aunque se encuentran bastante igualadas entre hombres y mujeres, el valor medio de la ganancia de bienestar en los dos primeros cuartiles casi cuadruplica al de los dos últimos. Es decir, en media, el valor monetario asociado a la reforma para los perceptores de rentas más reducidas es significativamente superior al de los perceptores de rentas elevadas. En definitiva, po-

demos concluir que la reforma ha generado ganancias de bienestar significativas a un amplio espectro de hogares unipersonales compuestos por individuos solteros.

Por otro lado, el cuadro nº 4 presenta, para distintos valores del parámetro de aversión a la desigualdad, los índices de desigualdad de las distribuciones de la renta neta antes y después de la reforma. Este cuadro recoge también los valores *pre* y *post-reforma* de las rentas netas igualmente distribuidas, así como el incremento proporcional en los niveles de renta neta inicial que equivaldría al valor social inducido por la reforma,  $\lambda$ . Como puede obser-

CUADRO Nº 3

VARIACIÓN EQUIVALENTE, RENTA EQUIVALENTE Y PORCENTAJE DE GANADORES

	$\bar{m}_i$	$\bar{m}_e$	$\bar{VE}$	PORCENTAJE DE GANADORES
Toda la muestra.....	46.126	44.319	11.736	81,40
Hombres.....	59.048	56.911	12.116	84,77
Mujeres.....	30.658	29.245	11.280	77,34

POR CUARTILES DE RENTA BRUTA INICIAL

CUARTIL	$\bar{m}_i$	$\bar{m}_e$	$\bar{VE}$	PORCENTAJE DE GANADORES
1.....	64.213	62.676	20.294	78,57
2.....	43.188	43.053	16.202	81,98
3.....	32.926	31.784	5.205	88,39
4.....	44.134	39.710	5.224	76,58

Notas:

- Las cifras del cuadro corresponden a valores medios de variación equivalente y renta equivalente de los trabajadores solteros de la muestra analizada (expresados en pesetas de 1996).
- El porcentaje de ganadores corresponde al porcentaje muestral de individuos que obtienen una variación equivalente positiva ( $VE > 0$ ) frente al resto ( $VE < 0$  o  $VE = 0$ ). Esto significa que el valor complementario del porcentaje que se muestra recoge a perdedores y neutros.

CUADRO Nº 4

ÍNDICES DE DESIGUALDAD Y RENTAS IGUALMENTE DISTRIBUIDAS

$\epsilon$	PRE-REFORMA	POST-REFORMA	$\bar{Y}_e$	$\bar{Y}_i$	$\lambda$
0,5	0,0647	0,6450	2.239.666	2.353.175	1,051
0,75	0,0976	0,0966	2.160.994	2.272.286	1,052
1	0,1314	0,1296	2.080.067	2.189.245	1,053
1,5	0,2039	0,2011	1.906.457	2.009.441	1,054
2	0,2860	0,2843	1.709.693	1.800.172	1,053

Notas:

- Índices de desigualdad, rentas igualmente distribuidas y  $\lambda$  para la distribución de rentas netas de impuestos antes ( $y_e$ ) y después de la reforma ( $y_i$ ) (submuestra de trabajadores).
- Bajo el encabezado Pre-reforma se recoge el valor del índice de desigualdad de Atkinson para la renta neta después del impuesto anterior a la reforma. El encabezado Post-reforma presenta el mismo índice de desigualdad pero para las rentas netas que se desprenden de la liquidación del nuevo impuesto.

vase, independientemente del grado de aversión a la desigualdad recogido por los distintos valores de  $\varepsilon$ , la distribución de la renta neta que se desprende del nuevo IRPF está ligeramente más igualmente distribuida que la distribución de la renta neta que se derivaba de la aplicación del IRPF vigente hasta enero de 1999. Es decir, además de haberse generado importantes ganancias de bienestar individual entre los solteros españoles, la distribución de la renta entre éstos se ha hecho más igualitaria. Por último, en consonancia con el resto de valores obtenidos en este estudio, la magnitud de  $\lambda$  indica que socialmente el valor de la reforma equivaldría en términos monetarios a incrementar aproximadamente un 5 por 100 las rentas netas disponibles en 1996 por los individuos de la muestra.

## VI. CONCLUSIONES

En este trabajo se han estimado ecuaciones de oferta de trabajo de hombres y mujeres solteros que viven en hogares independientes. Para ello, se han utilizado datos tomados de la muestra española del PHOGHE. Tras realizar un breve repaso de métodos de estimación alternativos, se ha optado por instrumentar las variables salario neto marginal y renta virtual. Tras ello, se ha simulado la liquidación del IRPF en dos situaciones, 1996 y 1999, tratando de recoger los efectos de la reciente reforma del IRPF. Para ello, se han calculado los efectos sobre el bienestar individual y social de ésta. Los resultados de la estimación, con cualquiera de los métodos empleados, muestran un efecto positivo del salario sobre el número de horas ofrecidas, mientras la renta virtual tiene una influencia negativa, tal como las hipótesis del modelo predicen. La oferta de horas presenta una elasticidad cuyo valor es moderado en media, aunque más alto en el caso de las mujeres que en el de hombres. En relación con los efectos inducidos por la reforma, los resultados obtenidos son contundentes: la reforma de IRPF, plasmada en la Ley 40/1998, ha provocado ganancias de bienestar individual y social significativas en magnitud y extensas en cuanto al número de beneficiarios generado. Asimismo, los cálculos realizados ratifican que, tras la entrada en vigor de la nueva Ley de IRPF, la renta se distribuye de manera más igualitaria entre los individuos solteros que forman parte de hogares unipersonales. Sin embargo, tanto los resultados obtenidos en las estimaciones como en las simulaciones no son extrapolables al total de la población, y deben evaluarse con cautela, dada la estructura de la muestra y las pretensiones del ejercicio.

## NOTAS

(1) Es bien sabido que España es uno de los países de la Unión Europea con niveles más bajos de participación femenina en el mercado de trabajo. Tomando datos de la *Encuesta de población activa*, para los dos primeros trimestres del año 2000 la tasa de actividad femenina era del 39,6 por 100 (frente a una tasa masculina del 63,6 por 100). Este dato está muy lejos de las cifras de tasa de actividad femenina de la mayoría de los países europeos (a excepción de Irlanda e Italia), y por supuesto de países de la OCDE como Estados Unidos o Japón, con cifras superiores al 70 por 100. Datos sobre participación en España y otros países europeos se pueden encontrar en BOVER y ARELLANO (1995) o TOHARIA (1998). Por otra parte, mientras menos del 3 por 100 de los hombres encuestados en la EPA declara tener un contrato de trabajo a tiempo parcial, en el caso de la mujer este porcentaje es superior al 17 por 100. Es decir, el contrato a tiempo parcial parece más generalizado entre las mujeres.

(2) En SEGURA (1997) se puede encontrar una revisión de los modelos de oferta de trabajo y las aplicaciones para España.

(3) En BLUNDELL, DUNCAN y MEGHIR (1998) el procedimiento que se utiliza es el contrario, es decir, sobre la base de las respuestas observadas de los individuos tras la introducción de cambios en la estructura impositiva, se estima la oferta de trabajo de los mismos.

(4) Tanto las estimaciones como las simulaciones se realizan utilizando como datos básicos los proporcionados por el PHOGHE, ya que otras encuestas, como las de población activa, no ofrecen información acerca de las variables de ingresos de los hogares, o las de presupuestos familiares no ofrecen unidades físicas de trabajo (horas), únicamente proporcionan la situación con respecto a la actividad de los individuos. Podríamos haber recurrido a otros procedimientos a fin de estimar los modelos y realizar las simulaciones; por ejemplo, combinando bases distintas de datos. Como se ha puesto de manifiesto en la sección anterior, los trabajos de MARTÍNEZ-GRANADO (1994) y SEGURA (1996) son antecedentes de esta metodología para el análisis de las decisiones de oferta de trabajo para el caso español.

(5) Una explicación detallada acerca de este tema se puede consultar en BLUNDELL y MCCURDY (1999).

(6) La alternativa sería incluir una variable subjetiva de salud que proporcionan los datos. En el contexto de modelos de oferta de trabajo, dicha variable sería potencialmente endógena. Sin embargo, la necesidad de estar ingresado creemos que refleja el estado de salud de forma exógena.

(7) Para detalles acerca de modelos de este tipo se puede consultar BLUNDELL, HAM y MEGHIR (1987), DUNCAN (1993), GARCÍA y SEGURA (1996), GARCÍA, LABEAGA y LÓPEZ (1997) o SUÁREZ (2000).

(8) En todos los casos, al referirnos a estudios de oferta de trabajo hablamos de lo que, en terminología de BERNDT (1991), se denominan estudios de *segunda generación*. Un resumen excelente acerca de ellos y de los efectos de las hipótesis económicas y estadísticas se puede consultar en MROZ (1987).

(9) Véase, en este sentido, los trabajos de MROZ (1987), BLUNDELL, HAM y MEGHIR (1987), BLOMQUIST (1996) y GARCÍA y SEGURA (1996), acerca de la importancia de la adecuada especificación del conjunto presupuestario en modelos de oferta de trabajo.

(10) Evidentemente, se han realizado numerosas pruebas, como estimar el modelo con la renta corriente, utilizar la submuestra de un solo período, etc. Los resultados de estos ejercicios, que no se incluyen en el trabajo, no difieren en lo sustancial de los presentados, aunque están disponibles para el lector interesado.

(11) Ver BLUNDELL, HAM y MEGHIR (1987).

(12) Los resultados podrían seguir presentando sesgos si el resto de variables estuvieran correlacionadas con los efectos individuales inobservables.

(13) También se han estimado modelos de selección de muestra (HECKMAN, 1979) para ambas submuestras de hombres y mujeres. Es fácil comprobar, a la vista de los resultados de MCO y *tobit*, que esta especificación no es adecuada para reflejar el comportamiento en horas de trabajo de hombres y mujeres solteras. Las *t-ratios* correspondientes a la  $\lambda$  de Heckman son, respectivamente, 0,27 y 0,00 en las submuestra de hombres y mujeres.

(14) Ver, por ejemplo, BLUNDELL y MCCURDY (1999).

## BIBLIOGRAFÍA

- ÁLVAREZ, S., y J. PRIETO (2000), «Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española», Instituto de Estudios Fiscales, *Documento de Trabajo* 7.
- ARRAZOLA, M.; J. DE HEVIA J., y J. F. SANZ (2000), «More on tax perceptions and labour supply: the Spanish case», *Economics Letters*, 67, 15-21.
- ATKINSON, A. B. (1970), «On the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- BERNDT, E. R. (1991), *The Practica of Econometrics, Classics and Contemporary*, Addison Wesley.
- BLOMQUIST, S. (1996), «Estimation methods for male labour supply functions. How to take account of nonlinear taxes», *Journal of Econometrics*, 70, 383-405.
- BLUNDELL, R.; A. DUNCAN, y C. MEGHIR (1998), «Estimating labor supply responses using tax reforms», *Econometrica*, 66, 827-861.
- BLUNDELL, R.; J. HAM, y C. MEGHIR (1987), «Unemployment and female labour supply», *The Economic Journal*, 97, 44-64.
- BLUNDELL, R., y T. MCCURDY (1999), «Labor supply: a review of alternative approaches», capítulo 27 en O.C. ASHENFELTER y D. CARD (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, North-Holland.
- BLUNDELL, R., y C. MEGHIR (1986), «Bivariate alternatives to the tobit model», *Journal of Econometrics*, 34, 179-200.
- BOVER, O., y M. ARELLANO (1995), «Female labour force participation in the 1980s: The case of Spain», *Investigaciones Económicas*, 19, 171-194.
- CRAGG, J.G. (1971), «Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods», *Econometrica*, 39, 829-844.
- DUNCAN, A. (1993), «Labour supply decisions and non-convex budget sets: the case of national insurance contribution in UK», en A. HEIMLER y D. MEULDERS (eds.), *Empirical Approaches to Fiscal Policy Modelling*, Chapman and Hall.
- GARCÍA, J.; J.M. GONZÁLEZ-PÁRAMO, y A. ZABALZA (1989), «Una aproximación al coste de eficiencia de la tributación familiar en España», *Moneda y Crédito*, 188, 211-242.
- GARCÍA, J.; J.M. GONZÁLEZ-PÁRAMO; M. SEGURA, y A. ZABALZA (1993), «Female labour supply and income taxes in Spain», manuscrito.
- GARCÍA, J.; J.M. LABEAGA, y A. LÓPEZ (1997), «Análisis microeconómico de los efectos de cambios en el sistema impositivo y de presiones sociales», *Moneda y Crédito*, 204, 67-104.
- GARCÍA, J., y M. SEGURA (1996), «How important is the correct specification of the budget set when estimating labour supply models», manuscrito.
- HECKMAN, J. (1979), «Sample selection bias as a specification error», *Econometrica*, 47, 153-161.
- INE (1994), *Metodología del Panel de Hogares de la Unión Europea*, Madrid.
- KING, M. (1983), «Welfare analysis of tax reforms using household data», *Journal of Public Economics*, 21, 183-214.
- MARTÍNEZ-GRANADO, M. (1994), «An empirical model of female labour supply for Spain», CEMFI, *Working Paper 9412*.
- MROZ, T. (1987), «The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions», *Econometrica*, 55, 765-799.
- SEGURA, M. (1996), «Labour supply behaviour and income taxation: Three empirical exercises for the Spanish case», tesis doctoral no publicada, Universitat Pompeu Fabra.
- (1997), «Una revisión de los modelos de oferta de trabajo», *Hacienda Pública Española*, 143, 141-149.
- SEN, A. (1973), *On economic inequality*, Clarendon Press.
- SUÁREZ, M.J. (2000), «Estudios sobre la oferta de trabajo femenina en España: Modelización de las restricciones en la jornada y del sistema de imposición directa», tesis doctoral no publicada, Universidad de Oviedo.
- TOHARIA, L. (1998), *Mercado de trabajo en España*, McGraw-Hill, Madrid.

## APÉNDICE

### ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS PRINCIPALES VARIABLES

CUADRO A.1

#### OCUPADOS Y HORAS TRABAJADAS

	MUJERES		HOMBRES	
	PHOGHE	EPA	PHOGHE	EPA
Edad < 30 años .....	81,81	62,59	78,72	76,48
30 <= Edad < 65 .....	70,61	78,92	65,19	90,51
Horas trabajadas .....	37,18	35,40	41,30	40,00

**Notas:**

- Las horas trabajadas con los datos del Phoghe están calculadas sobre la muestra de horas positivas.
- Los datos del Phoghe corresponden a la muestra de 1994-96, y los datos de la EPA, al año 1998.

CUADRO A.2

## ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	MUJERES		HOMBRES	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
Horas.....	26,57	18,51	27,65	21,35
Salario.....	819,08	692,01	701,15	690,38
Renta.....	1.3.851,5	88.028,4	31.417,1	180.469,5
Edad.....	45,62	11,46	43,90	11,63
Ed1.....	0,4190	---	0,5041	---
Ed2.....	0,1620	---	0,2149	---
Ed3.....	0,4190	---	0,2800	---
Dsalud.....	0,0599	---	0,0744	---
Dnoroeste.....	0,1620	---	0,1212	---
Dnoreste.....	0,1866	---	0,2341	---
Dmadrid.....	0,1268	---	0,0964	---
Dcentro.....	0,1197	---	0,1240	---
Deste.....	0,2218	---	0,3085	---
Dsur.....	0,1479	---	0,0689	---
Dcanarias.....	0,0352	---	0,0468	---
Desempleo.....	0,2148	---	0,4077	---
Tamaño muestral.....	284		363	

## Notas:

- Horas son las horas semanales trabajadas. Salario es el salario marginal neto por hora trabajada. Renta es la renta virtual. Los valores de salario y renta están expresados en pesetas corrientes.
- Ed1 toma valor 1 para individuos analfabetos, sin estudios o con estudios primarios. Ed2 toma valor 1 si el individuo ha completado estudios secundarios. Ed3 toma valor 1 si el individuo tiene, como mínimo, estudios anteriores a los universitarios.

## Resumen

En este trabajo se intenta explicar algunos hechos que caracterizan, en relación con la fiscalidad directa, el funcionamiento del mercado de trabajo por el lado de la oferta en España. En particular, se realiza un repaso no exhaustivo de los modelos de oferta de trabajo que se han estimado con datos españoles y algunas de las medidas de bienestar que se pueden calcular tras la estimación de los mismos. En el análisis empírico se utilizan datos tomados de la muestra española del *Panel de Hogares de la Unión Europea* para estimar un modelo de oferta de trabajo de hombres y mujeres solteros, y calcular los efectos sobre el bienestar individual y social que ha tenido la reciente reforma del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas, vigente desde enero de 1999. Los resultados de la estimación muestran que mientras el salario ejerce un efecto positivo sobre el número de horas ofrecidas, la renta no salarial, tal como se esperaba presenta una influencia negativa sólo en el caso de las mujeres. En relación con la simulación de la reciente reforma del IRPF, se concluye que, en media, ha supuesto un incremento en el bienestar individual del colectivo analizado.

*Palabras clave:* oferta laboral, imposición sobre la renta, análisis de bienestar.

## Abstract

This article attempts to explain some facts that characterize the working of the supply side of the labour market in Spain, in relation to direct taxation. In particular, we briefly review the labour supply models that have been estimated with Spanish data and some of the measures of well-being that may be calculated after their estimation. In the empirical analysis we use data taken from the Spanish sample of the European Community Household Panel Survey to estimate a labour supply model for single men and women and to calculate the effects on individual and social welfare caused by the recent Income Tax reform, in force since 1999. The results of the estimation show that while salary exerts a positive effect on the number of hours offered, non-salary income, as expected, has a negative influence only in the case of women. In relation to the recent Income Tax reform we conclude that, on average, it has meant an increase in the individual well-being of the group examined.

*Key words:* labour supply, income tax, welfare analysis.

*JEL classification:* D60, H31, J20.