

LA REFORMA DEL IRPF Y LA OFERTA LABORAL DE LAS MUJERES CASADAS*

JAUME GARCÍA

Universidad Pompeu Fabra

MARÍA JOSÉ SUÁREZ

Universidad de Oviedo

El objetivo de este artículo es simular los efectos de la reforma impositiva llevada a cabo en España en 1999 sobre el comportamiento laboral y el nivel de bienestar de las mujeres casadas en un contexto de equilibrio parcial. Para ello se estiman, mediante máxima verosimilitud, dos modelos alternativos de oferta de trabajo en los que se especifica completamente la restricción presupuestaria. Los resultados de las simulaciones ponen de manifiesto que el nuevo impuesto comportará, en general, una reducción en la participación de las mujeres casadas, así como un aumento en la renta neta y en el nivel de bienestar de sus familias. Estos aumentos en el bienestar son más acusados cuanto mayor es la renta potencial y para aquellas familias con un mayor número de hijos.

Palabras clave: oferta de trabajo, impuestos sobre la renta, simulación.

Clasificación JEL: J22.

Los cambios recientes producidos en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) de nuestro país ponen de actualidad el estudio de la influencia del sistema impositivo sobre el comportamiento individual. En particular, resulta interesante analizar la respuesta de las mujeres casadas en relación a su oferta de trabajo, dada la mayor sensibilidad de sus decisiones a las variaciones en el salario o en los otros ingresos de la familia¹.

En España se han realizado varias investigaciones económicas sobre el tema de la oferta de trabajo [Martínez-Granado (1994), Alonso y Fernández (1995), García y Molina (1998), Fernández *et al.* (1999), Fernández (2000) y Suárez (2000)] y, más en concreto, sobre la influencia del sistema impositivo en la misma [García *et al.* (1989), García *et al.* (1993), Segura (1996), Arrazola *et al.* (2000),

(*) Los autores agradecen los comentarios y las sugerencias de dos evaluadores anónimos. Jaume García agradece la ayuda financiera recibida del Ministerio de Educación y Ciencia, DGSIC PB98-1058-C03-01, y María José Suárez la obtenida del Ministerio de Ciencia y Tecnología, SEC2000-0636.

(1) Véase Killingsworth y Heckman (1986), Pencavel (1986) y Blundell y MaCurdy (1999) para una revisión de la literatura económica sobre oferta de trabajo.

Prieto y Álvarez (2000), Suárez (2000) y García y Suárez (2001)]. Además, en algunos casos se han llevado a cabo ejercicios de simulación de cambios en el sistema impositivo sobre el comportamiento de los individuos, a partir de estimaciones de modelos de oferta de trabajo aunque, o bien se ha empleado una versión simplificada del conjunto presupuestario [García *et al.* (1989), García *et al.* (1993) y Prieto y Álvarez (2000)], o bien el modelo de oferta de trabajo tenía una especificación muy sencilla, tipo Tobit (García *et al.*, 1997)².

El objetivo de este estudio es analizar los efectos de la reforma del IRPF en 1999 sobre la oferta de trabajo de las mujeres casadas y sobre el bienestar de sus unidades familiares. A diferencia de los trabajos de simulación antes mencionados, se ha realizado un esfuerzo por aproximar el conjunto presupuestario especificado al real, así como por modelizar de forma más completa los procesos que explican las situaciones laborales de los individuos. En concreto, no se hace ningún tipo de simplificación respecto al número de tramos que componen la restricción presupuestaria, se tiene en cuenta la posibilidad de optar por la declaración individual o conjunta y se consideran dos tipos de errores en el modelo de oferta: el de preferencias y el de optimización, a fin de introducir heterogeneidad no observada en la función de utilidad y permitir que las decisiones deseadas y observadas no necesariamente coincidan.

El análisis de la oferta de trabajo se hace en el contexto de lo que en la literatura se conoce como un modelo unitario en el que la función de utilidad a maximizar es la de la unidad familiar³. Dicha utilidad depende del consumo y de la oferta de trabajo de cada uno de los individuos, considerando en este caso como dada la correspondiente al marido.

Estos modelos suponen implícitamente que el tiempo disponible no dedicado al trabajo es ocio, aunque en la realidad, parte del tiempo se asigna a la “producción doméstica”, sobre todo en el caso de la mujer. Tradicionalmente se observa una distribución asimétrica del trabajo dentro de la unidad familiar, en el sentido de que la mujer emplea mayor parte de su tiempo en las tareas del hogar, lo que afecta de forma relevante al análisis de la oferta de trabajo femenina. En este sentido, la incorporación de variables referidas a la composición de la familia y a las actividades de cuidado de menores y/o adultos es una manera de considerar, de forma indirecta, que el tiempo disponible se reparte entre trabajo, ocio y producción doméstica, y de captar la especialización femenina en esta última actividad.

El ejercicio de simulación está basado en la estimación de un modelo de oferta de trabajo para dos especificaciones alternativas, que se diferencian en las

(2) Debe destacarse que el ejercicio de simulación planteado en García *et al.* (1997) era más ambicioso, al considerar también el comportamiento de los individuos en relación a la demanda, por lo que el detalle en la especificación de la ecuación de oferta de trabajo es menor.

(3) En la literatura de oferta de trabajo es creciente el interés por los denominados modelos colectivos (Chiappori, 1992) en los que se supone que los componentes de la unidad familiar maximizan funciones de utilidad individuales, habiendo previamente decidido cómo se reparten los ingresos no laborales. Dichos modelos permiten contrastar las restricciones impuestas por el modelo unitario, aunque están escasamente desarrollados para modelos con conjuntos presupuestarios no lineales. Véase Fernández (2000) para una aplicación al caso español.

hipótesis relativas a la probabilidad de estar desocupado. En el modelo A se supone que cualquier mujer no empleada (inactiva o parada) puede desear o no trabajar. En el modelo B se hace uso de la información que proporciona la base de datos utilizada acerca de la situación de inactividad o paro, suponiendo, a diferencia del modelo A, que las mujeres que se declaran inactivas no desean trabajar. Los dos modelos se estiman por máxima verosimilitud, teniendo en cuenta las especificidades del conjunto presupuestario, lo que se conoce como el método de Hausman (Hausman, 1980, 1981), que ha sido ampliamente utilizado en la literatura de oferta de trabajo con impuestos⁴. Para la estimación se ha empleado una muestra de corte transversal de mujeres casadas españolas, procedente de los dos primeros ciclos del Panel de Hogares de la Unión Europea (1994, 1995).

Los resultados de las simulaciones realizadas indican que el cambio en el IRPF desincentiva la participación femenina sin afectar de forma significativa a la jornada media de las mujeres que trabajan. Adicionalmente, se obtiene un aumento en el nivel de bienestar y en la renta neta de las unidades familiares. Estos aumentos son más acusados cuanto mayor es el nivel de renta potencial de la familia así como cuanto mayor es el número de hijos. La reforma no es neutra en términos de pagos por impuestos pues para este colectivo, se estima una caída en el total recaudado por el nuevo IRPF. Nótese que se trata de un enfoque de equilibrio parcial. Por ello, los resultados de las simulaciones deben entenderse en un contexto en el que las condiciones de la demanda de trabajo no son tenidas en cuenta, ni tampoco los efectos que los cambios en el IRPF podrían tener en otras variables en un contexto de equilibrio general.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo. En el primer apartado se describen las principales características de los conjuntos presupuestarios a los que se enfrentan las familias de la muestra utilizada según los sistemas vigentes en 1994 y 1999. En el segundo apartado se comenta la especificación econométrica de los dos modelos propuestos, presentándose los resultados de su estimación en el tercer apartado. Los ejercicios de simulación para cuantificar los efectos de la reforma se discuten en el cuarto apartado. Por último, se exponen las principales conclusiones de este estudio.

1. LA ESPECIFICACIÓN DE LAS RESTRICCIONES PRESUPUESTARIAS DE LOS INDIVIDUOS

La restricción presupuestaria a la que se enfrenta la unidad familiar, en términos de la oferta de trabajo de la mujer, se construye a partir de la información sobre el salario bruto y las rentas no salariales de la esposa, las rentas salariales y no salariales del cónyuge y la legislación impositiva.

Al definir los conjuntos presupuestarios correspondientes a 1994 y a 1999 se han tenido en cuenta los rendimientos íntegros del trabajo personal, del capital mobiliario e inmobiliario –excluyendo los procedentes de inmuebles urbanos en propiedad– y, en su caso, los beneficios empresariales. La base liquidable, sobre

(4) Véase Blundell y MaCurdy (1999), tablas 1 y 2, en donde se presenta una relación extensa de estudios que utilizan esta metodología.

la que se aplica la tabla de tipos para determinar la cuota íntegra, es la suma de los rendimientos netos procedentes de dichas fuentes. Asimismo, los datos permiten aproximar para el IRPF de 1994 las deducciones familiares por ascendientes y descendientes, por rendimientos del trabajo dependiente y por alquiler de la vivienda habitual, que se restarán de la cuota íntegra para obtener la cuota líquida. Sin embargo, no se han podido calcular las deducciones por adquisición o rehabilitación de la vivienda habitual, que probablemente representen un componente importante para una parte de la muestra.

Entre las modificaciones llevadas a cabo en 1999 destacan, sobre todo, la reducción del número de tramos impositivos, que pasan de 17 ó 18 –según el tipo de declaración– a seis, la aplicación de una misma tabla de tipos para las declaraciones individuales y conjuntas, la reducción generalizada de los tipos marginales y la sustitución de las deducciones familiares de la cuota por mínimos personales y familiares que se restan de la base imponible. Las deducciones de la cuota íntegra se limitan básicamente a las cantidades destinadas a la adquisición o rehabilitación de la vivienda habitual y a cierto tipo de inversiones y donaciones, las cuales no han podido ser calculadas dada la información disponible. En cambio sí que se ha considerado en el cálculo de la cuota líquida la compensación fiscal para los contribuyentes que sean arrendatarios de su vivienda habitual⁵.

A la hora de especificar la restricción nos encontramos con el problema de que los límites a ciertas deducciones generan, para algunas observaciones, problemas de no convexidad del conjunto presupuestario, fundamentalmente para el IRPF de 1994. Esto se debe a que el tipo impositivo marginal aumenta cuando esas deducciones llegan al mínimo o no pueden seguir realizándose. En los casos en que sucede esto se hace una aproximación convexa, consistente en linealizar cada tramo impositivo una vez consideradas las deducciones. Las no convexidades afectan a tramos pequeños del conjunto presupuestario y a pocas observaciones (apenas un 6%), por lo que la aproximación convexa no debiera introducir errores significativos, facilitando, dentro de la complejidad, la estimación por máxima verosimilitud.

Otra dificultad que se plantea es que la legislación española de 1994 y 1999 admite la posibilidad de que los miembros de la unidad familiar puedan realizar la declaración conjunta o individualmente. Cabe esperar que los individuos elijan la opción en la que pagan menos impuestos. En esta investigación se adjudica a cada observación un tipo de declaración. Se supone que las mujeres que no trabajan realizan la declaración conjunta puesto que suele ser la mejor opción para ellas. En cambio, para las mujeres trabajadoras, se liquidan los dos tipos, teniendo en cuenta su jornada semanal realizada y su salario observado, y se les asigna aquella que da lugar a una menor cuota líquida total para la unidad familiar.

2. EL MODELO DE OFERTA LABORAL EN PRESENCIA DE IMPUESTOS

El análisis conjunto de las decisiones de oferta de trabajo de los miembros de la unidad familiar y el efecto que las restricciones presupuestarias derivadas del sis-

(5) Las deducciones que establecen las comunidades autónomas tampoco se han tenido en cuenta al no disponer de información suficiente para calcularlas todas.

tema de imposición directa tienen sobre el comportamiento laboral individual, son dos de las líneas de investigación más relevantes en el marco de los modelos de oferta de trabajo en un contexto de equilibrio parcial (Blundell y MaCurdy, 1999).

En la primera de las líneas mencionadas se analizan las interrelaciones entre las decisiones de los diferentes miembros de la unidad familiar, aunque no se tienen en cuenta los efectos de las especificidades del sistema impositivo, a través de la restricción presupuestaria, en dichas decisiones. Por el contrario, éstas sí son tenidas en cuenta en la segunda de las líneas mencionadas. En este contexto, al analizar la oferta de trabajo de las mujeres casadas, las decisiones laborales del marido se consideran exógenas y, en general, a partir de la evidencia empírica disponible, inelásticas ante cambios en el salario neto, como consecuencia de la división tradicional de las tareas domésticas. Ello se traduce en una oferta de trabajo de las mujeres casadas distinta a la de sus maridos. Este segundo enfoque es el utilizado en este artículo.

Para estudiar la oferta de trabajo de las mujeres casadas en España se proponen dos modelos. Ambos parten de la hipótesis de que la elección de jornada laboral es el resultado de una decisión de maximización de la utilidad de la unidad familiar, que depende de las horas trabajadas por la mujer (h) o, alternativamente, del ocio ($T-h$), en donde T es el tiempo disponible, y de la renta neta de la familia (x), sujeta a la restricción presupuestaria que incorpora las características del sistema de imposición sobre la renta vigente. Como en el caso del IRPF correspondiente a 1994 discutido en el apartado anterior, cuando el conjunto presupuestario es convexo y está definido por K segmentos lineales (véase el gráfico 1 para un conjunto presupuestario con $K = 3$), uno para cada tipo marginal, la oferta de trabajo deseada, resultado de este proceso de maximización de la utilidad, se puede especificar del siguiente modo:

$$\begin{aligned}
 h^s &= 0 & \text{si } g_1 + \varepsilon &\leq 0 \\
 h^s &= g_k + \varepsilon & \text{si } H_{k-1} &\leq g_k + \varepsilon \leq H_k, & k = 1, 2, \dots, K \\
 h^s &= H_k & \text{si } g_k + \varepsilon &> H_k \text{ y } g_{k+1} + \varepsilon < H_k, & k = 1, 2, \dots, K-1 \\
 h^s &= H_K & \text{si } g_K + \varepsilon &> H_K
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

En la ecuación anterior h^s es el número de horas a la semana que el individuo desea trabajar, resultado del proceso de maximizar la función de utilidad familiar; H_k es la jornada correspondiente al punto de esquina superior del segmento k^o ; ε es la parte de la oferta de trabajo que depende la heterogeneidad no observada (error de preferencias), que hace que dos individuos con las mismas características obser-

(6) La jornada semanal máxima que se considera en el modelo empírico es de 96 horas. Los resultados apenas cambian con valores alternativos de esta dotación máxima de tiempo.

vables no necesariamente tengan la misma jornada laboral, siguiendo una distribución normal con media cero y varianza σ_p^2 ; y g_k es la parte de la función de oferta de trabajo que depende de la heterogeneidad observada (variables observables). Como se supone que la oferta es lineal, g_k viene dado por la siguiente expresión:

$$g_k = a_1 w_k + a_2 y_k + bX \quad [2]$$

en donde w_k es el salario neto en el segmento k de la restricción presupuestaria; y_k es la renta virtual del segmento k (véase el gráfico 1) y X es un vector de características individuales, definiéndose los dos primeros del siguiente modo:

$$w_k = w (1 - t_k) \quad [3]$$

$$y_k = y \quad \text{si } k = 1$$

$$y_k = y + \sum_{i=2}^k w(t_i - t_{i-1})H_{i-1} \quad \text{si } k = 2, 3, \dots, K \quad [4]$$

siendo w el salario bruto, t_k el tipo marginal aplicable en el segmento k e y la renta neta de la familia si la mujer no trabaja.

Nótese que dada la convexidad del conjunto presupuestario sólo habrá un número de horas de trabajo deseadas óptimo, aunque éste puede corresponder a un punto de esquina (incluido el correspondiente a no trabajar) o puede encontrarse en el interior de un segmento.

La existencia de restricciones del lado de la demanda, de problemas de información imperfecta u otras razones pueden hacer que el tiempo de trabajo realizado habitualmente difiera del deseado⁷. Se supone que todas las empleadas desean un número positivo de horas, puesto que tienen siempre a su alcance la posibilidad de no trabajar. Por el contrario, una persona desocupada puede estar en dicha situación voluntariamente –porque no quiere acceder al mercado laboral– o involuntariamente –si desea trabajar, pero no ha encontrado empleo–.

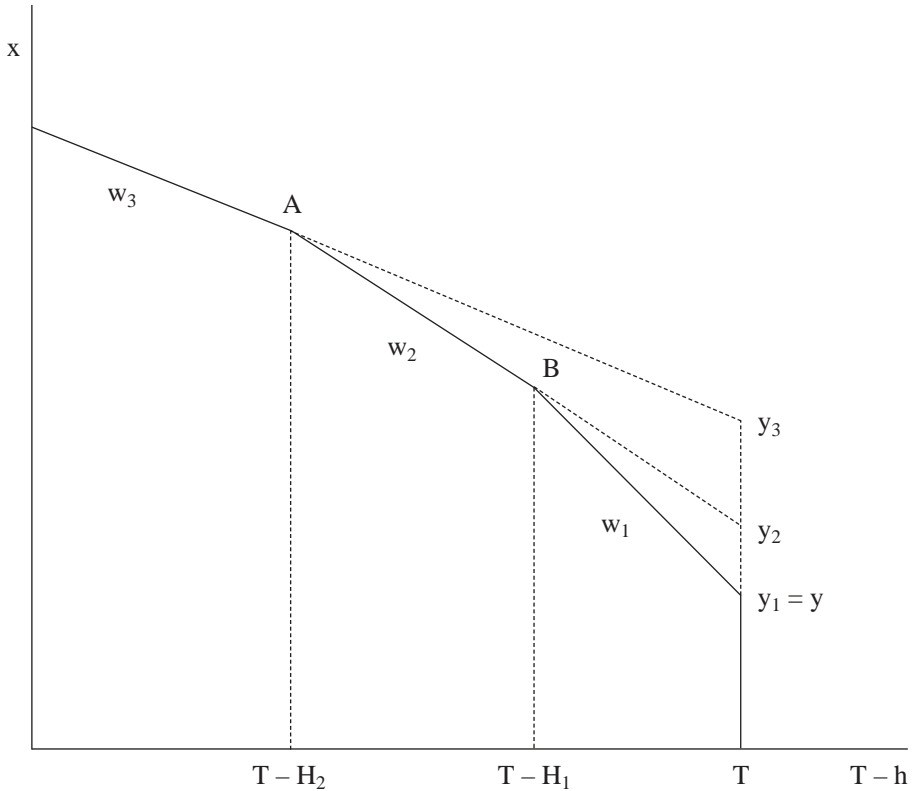
Para incorporar en el modelo el hecho de que las horas observadas y deseadas no coincidan y, por otra parte, que las mujeres que no participan puedan desear participar, siguiendo a Arrufat y Zabalza (1986), se añade en la ecuación de oferta de trabajo un error de optimización, v , que sigue una distribución normal de media cero y varianza σ_v^2 y se supone independiente del error de preferencias. En consecuencia, las horas de trabajo observadas (h^a) vienen dadas por la siguiente expresión:

$$h^a = 0, \quad \text{si } h^s = 0 \quad \text{o} \quad h^s + v \leq 0$$

$$h^a = h^s + v, \quad \text{si } h^s > 0 \quad \text{y} \quad h^s + v > 0 \quad [5]$$

(7) Véase Suárez (2000) para un análisis empírico de la oferta de trabajo femenina en España en presencia de restricciones en la jornada.

Gráfico 1



Los parámetros de la función de oferta se estiman por máxima verosimilitud, maximizando la probabilidad de observar la jornada de trabajo realizada habitualmente por cada individuo de la muestra. Los dos modelos que se presentan difieren en la contribución a la función de verosimilitud de las mujeres que no trabajan.

El modelo A asume que cualquier mujer que no esté empleada puede desear permanecer en la inactividad o incorporarse al mercado laboral, en cuyo caso no ha encontrado empleo. Luego la probabilidad de observar cero horas es:

$$\Pr(h^a = 0) =$$

$$\Pr(h^s = 0) + \sum_{k=1}^K \Pr(h^s \in \text{segmento } k, h^a = 0) + \sum_{k=1}^K \Pr(h^s = H_k, h^a = 0) \quad [6]$$

El primer término a la derecha de la igualdad en [6] indica la probabilidad de no desear trabajar y los dos restantes la probabilidad de no trabajar pese a desear hacerlo, correspondiendo el número de horas deseadas a alguno de los K segmentos o puntos de esquina, respectivamente.

Sin embargo, el modelo B emplea la información que proporciona la encuesta sobre la clasificación de una persona no ocupada como parada o inactiva. Se supone que las desempleadas pueden venir de cualquier posición deseada (por tanto, se admite la posibilidad de que haya individuos que se declaran parados aunque, en realidad, no buscan empleo de forma activa). Por ello, su contribución a la función de verosimilitud viene dada, como en el modelo A, por la ecuación [6]. En cuanto a las inactivas, se establece la hipótesis de que están fuera del mercado laboral, de forma que la probabilidad de ser inactiva es igual a la probabilidad de no desear trabajar:

$$\Pr(h^a = 0) = \Pr(h^s = 0) \tag{7}$$

En el caso de las mujeres trabajadoras, en ambos modelos, la probabilidad de que la mujer “i” trabaje el número positivo de horas observado (h_i^a) es igual a la probabilidad conjunta de que desee estar en algún segmento o punto de esquina de su restricción y trabaje su jornada habitual. En la construcción de la función de verosimilitud hay que tener en cuenta que la existencia del error de optimización impide saber en qué segmento o punto de esquina se encuentra la jornada deseada. La contribución a la función de verosimilitud de estas observaciones viene dada por la siguiente expresión:

$$\Pr(h^a = h_i^a) = \sum_{k=1}^K \Pr(h^s \in \text{segmento } k, h^a = h_i^a) + \sum_{k=1}^K \Pr(h^s = H_k, h^a = h_i^a) \tag{8}$$

El primer término a la derecha de la igualdad corresponde a las situaciones en las que el número de horas deseadas puede estar en un segmento concreto, mientras que en el segundo término el óptimo corresponde a un punto de esquina.

A partir de la función de oferta de trabajo especificada y, teniendo en cuenta los supuestos sobre la distribución de los errores, se construye la función de verosimilitud (en logaritmos) que tiene la siguiente forma:

$$\text{Log } L = \sum_i d_i \log [\Pr (h^a = h_i^a)] + (1 - d_i) \log [\Pr (h^a = 0)] \tag{9}$$

en donde d_i es una variable ficticia que toma el valor 1 si la mujer está ocupada y cero en caso contrario. Los elementos incluidos en cada uno de los términos de la función de verosimilitud de los modelos A y B correspondientes a las ecuaciones [6] o [7] adoptan la siguiente expresión:

$$\Pr (h^s = 0) = \Pr (g_1 + \varepsilon \leq 0) = \Pr \left(\frac{\varepsilon}{\sigma_p} \leq \frac{-g_1}{\sigma_p} \right) \tag{10.a}$$

$$\Pr(h^s \in \text{segmento } k, h^a = 0) = \Pr\left(\frac{H_{k-1} - g_k \leq \frac{\varepsilon}{\sigma_p} \leq \frac{H_k - g_k}{\sigma_p}, \frac{\varepsilon + \nu}{(\sigma_p^2 + \sigma_o^2)^{1/2}} \leq \frac{-g_k}{(\sigma_p^2 + \sigma_o^2)^{1/2}}\right) \quad [10.b]$$

$$\Pr(h^s = H_k, h^a = 0) = \Pr\left(\frac{H_k - g_k}{\sigma_p} < \frac{\varepsilon}{\sigma_p} < \frac{H_k - g_{k+1}}{\sigma_p}\right) \Pr\left(\frac{\nu}{\sigma_o} \leq \frac{-H_k}{\sigma_o}\right) \quad [10.c]$$

mientras que la de los correspondientes a la ecuación [8] es⁸:

$$\Pr(h^s \in \text{segmento } k, h^a = h_i^a) = \Pr\left(\frac{H_{k-1} - g_k \leq \frac{\varepsilon}{\sigma_p} \leq \frac{H_k - g_k}{\sigma_p} \middle/ \varepsilon + \nu = h_i^a - g_k\right) \times \quad [11.a]$$

$$\Pr(\varepsilon + \nu = h_i^a - g_k)$$

$$\Pr(h^s = H_k, h^a = h_i^a) =$$

$$\Pr[(g_k + \varepsilon > H_k) \cap (g_{k+1} + \varepsilon < H_k), h^a = H_k + \nu] = \quad [11.b]$$

$$\Pr\left(\frac{H_k - g_k}{\sigma_p} < \frac{\varepsilon}{\sigma_p} < \frac{H_k - g_{k+1}}{\sigma_p}\right) \Pr(\nu = h_i^a - H_k)$$

3. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

La estimación empírica se realiza con datos de 1994 referentes a una muestra de mujeres casadas procedente del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) referido a España. Para ello, se han utilizado las encuestas correspondientes a los años 1994 y 1995, dado que los datos de ingresos no salariales correspondientes a 1994 están detallados en la encuesta de 1995.

El PHOGUE tiene varias ventajas respecto a otras encuestas disponibles en España a la hora de analizar las decisiones de oferta de trabajo. Se trata de la

(8) Nótese que todos los términos en las ecuaciones (10.a) a (10.c), (11.a) y (11.b) corresponden a funciones de distribución normales univariantes o bivariantes, con la excepción de los últimos términos en (11.a) y (11.b) que se aproximarán mediante funciones de densidad, en la forma habitual en estos modelos con la variable dependiente limitada.

única encuesta oficial que contiene información detallada sobre el número de horas trabajadas, el salario percibido y los ingresos no salariales. Por otra parte, su carácter de panel de datos permite extender el análisis a períodos posteriores, cuando estén disponibles, controlando los posibles efectos individuales no observables. Finalmente, esta encuesta se realiza simultáneamente para todos los países de la Unión Europea facilitando la comparativa a nivel europeo de los distintos análisis que se puedan realizar con la misma.

La muestra utilizada está compuesta por mujeres casadas que se declaran cónyuges del cabeza de familia y que forman parte de hogares compuestos por la mujer y su marido y, si los hubiere, por hijos o padres de ambos. Se han eliminado aquellos casos en que algún miembro de la familia cambia de hogar del año 1994 al 1995. Por otra parte, se seleccionan aquellas observaciones para las que ambos cónyuges tienen menos de 65 años y ninguno está pluriempleado. En cuanto a su situación laboral, la mujer puede estar desempleada, inactiva u ocupada por cuenta ajena. Por último, se descartaron aquellos casos en los que no se disponía de toda la información necesaria. Tal y como se detalla en el cuadro A.1. del Apéndice A, el tamaño muestral es de 2586 observaciones, de las que 576 son asalariadas. En dicho apéndice se definen las variables utilizadas en las diferentes ecuaciones y en el cuadro A.1 se muestra la estadística descriptiva de las mismas.

La variable dependiente de la función de oferta de trabajo (ecuación [5]) es la jornada (número de horas) semanal realizada habitualmente. Respecto a las variables explicativas, se incluye, en primer lugar, el salario neto por hora correspondiente a cada segmento. Dada la no observabilidad del salario bruto para las mujeres que no trabajan y su posible correlación con las decisiones de oferta laboral, se estima previamente una ecuación salarial en forma semilogarítmica mediante el método de Heckman, empleando como variable dependiente los ingresos brutos por hora y como variables explicativas la edad, el nivel de estudios, la existencia de un episodio de paro en los últimos cinco años y variables ficticias regionales. Con los coeficientes obtenidos se predice el salario bruto para cada individuo de la muestra⁹ y se le aplica el tipo impositivo marginal correspondiente en cada caso. Los resultados de la estimación del modelo Probit de participación y de la ecuación de salarios se presentan en los cuadros B.1 y B.2 del Apéndice B.

La segunda variable explicativa es la renta virtual correspondiente a cada segmento (y_k en la ecuación [2]). Está expresada en términos semanales y se obtiene, de acuerdo a la ecuación [4], a partir del salario bruto, los tipos impositivos y la renta neta de la familia correspondiente a cero horas de trabajo de la mujer (y en la ecuación [4]). Esta última incluye todas las retribuciones no salariales después de impuestos que la mujer obtuvo durante el año 1994, más los ingresos salariales y no salariales netos del marido en ese mismo período¹⁰.

(9) Véase García (1991) para una discusión detallada de las implicaciones de distintas formas de imputar los salarios en las ecuaciones de oferta de trabajo.

(10) Tal y como destaca uno de los evaluadores, esta variable contiene potencialmente un elemento endógeno en la medida en que las retribuciones no salariales de la mujer después de impuestos pueden depender de sus ingresos salariales. En este sentido debe ser destacado que las retribuciones no salariales de la mujer sólo representan el 3,03% del total de los ingresos de la familia correspondientes a cero horas de trabajo de la mujer.

Además de las dos variables explicativas comentadas, se incluyen otras que pueden afectar al comportamiento laboral femenino (vector X). Tal y como se apuntó en la introducción, cabe esperar que la composición del hogar ejerza una influencia significativa sobre las decisiones de la esposa, en la medida en que persista la división tradicional de tareas en el matrimonio. Para ello, se han incorporado tres variables: el número de hijos menores de 14 años de edad, el número de miembros de la familia de 14 o más años y una variable ficticia que es igual a uno cuando la mujer dedica tiempo no remunerado al cuidado de niños o adultos.

Asimismo, también se incluyen la edad, que se introduce en forma cuadrática, y el estado de salud (una variable dicotómica igual a uno cuando la persona dice que su salud es buena o muy buena). Los problemas de salud pueden inducir a las personas a retirarse del mercado laboral o a desear jornadas más bajas. Por último, se han incluido variables ficticias regionales para controlar las posibles diferencias de carácter geográfico.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación por máxima verosimilitud de la función de oferta de trabajo de las mujeres casadas, para los dos modelos comentados. En general, las variables incluidas resultan significativas y con el signo esperado. En los dos modelos estimados, el salario ejerce un efecto positivo sobre la jornada deseada, mientras que el efecto de la renta virtual es negativo aunque en la versión B esta última variable no resulta significativa. Por consiguiente, se cumple la condición de Slutsky para todos los valores posibles de la jornada.

Cuadro 1: ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE OFERTA DE TRABAJO
(VARIABLE DEPENDIENTE: NÚMERO DE HORAS TRABAJADAS A LA SEMANA)

VARIABLES explicativas	Modelo A		Modelo B	
Constante	-116,93	(3,30)	-188,50	(3,70)
Salario neto	0,135	(5,99)	0,032	(4,81)
Renta virtual (miles ptas.)	-0,228	(3,18)	-0,025	(0,46)
Edad	3,604	(2,16)	9,226	(3,63)
Edad ²	-0,063	(3,06)	-0,128	(3,84)
Salud	3,483	(1,01)	10,672	(2,58)
N.º miembros > 14 años	-2,503	(1,26)	-6,374	(2,77)
N.º hijos < 14 años	-6,388	(2,52)	-7,272	(2,77)
Cuidado niños/adultos	-8,080	(2,03)	-8,539	(2,16)
σ_p	43,428	(6,46)	45,465	(4,96)
σ_o	15,876	(5,32)	14,130	(2,95)
Log L	-3377,49		-3685,77	
N.º observaciones	2586		2586	

Notas:

- Estadísticos t en valor absoluto entre paréntesis.
- Se han incluido variables ficticias para las comunidades autónomas.

Además, para ambos modelos el perfil de las horas de trabajo en relación a la edad tiene forma de U invertida, como consecuencia del signo positivo del término lineal y del signo negativo del término cuadrático. Las variables que recogen las potenciales obligaciones familiares –el número de hijos menores de 14 años y el cuidado de otras personas– reducen la jornada deseada. Ello apoya la idea de que la mujer es la principal responsable del cuidado de los hijos (y/o adultos) y que esta tarea restringe su tiempo disponible para otros fines. Además, se aprecian diferencias significativas en las decisiones de oferta laboral entre comunidades autónomas. Por otra parte, a diferencia de lo que ocurre en el modelo A, en el modelo B también resultan relevantes las variables relativas al estado de salud y al número de miembros de 14 o más años. Finalmente, las desviaciones típicas de los dos términos de error son significativas, siendo la correspondiente al error de preferencias sustancialmente mayor que la del error de optimización para ambos modelos.

La capacidad explicativa del modelo A es superior a la del modelo B, en base al valor de la función de verosimilitud en el máximo¹¹. No obstante, se reportan los resultados del modelo B dado que éste se ajusta mejor a las definiciones de las situaciones de ocupación, paro e inactividad. La evidencia empírica parece indicar que la distinción entre estas dos últimas situaciones es poco precisa en la muestra utilizada o simplemente que el comportamiento de ambos colectivos es muy similar.

En el cuadro 2 se ofrece información sobre la elasticidad total respecto del salario, descomponiéndola en la parte correspondiente a la participación y la parte de la jornada laboral condicionada a participación. Como la oferta no es derivable en todos sus puntos, el cálculo de estas elasticidades se realiza mediante un ejercicio de simulación que consiste en incrementar el salario bruto de la mujer en un 10% y calcular la variación que se produce en la oferta de trabajo (participación y horas trabajadas). El procedimiento empleado sigue las pautas del que se expone en el siguiente apartado para estudiar los efectos del cambio en el sistema impositivo. Por otra parte, dado que muchas mujeres no ocupadas pasan a trabajar un número muy pequeño de horas cuando se incrementa su salario, lo que difícilmente se observa en la realidad, se consideran empleadas a aquellas mujeres con jornadas iguales o superiores a cinco horas semanales.

Cuadro 2: ELASTICIDADES SALARIALES

	Modelo A	Modelo B
Participación	1,094	0,208
Jornada media por ocupada	0,432	0,318
Total	1,573	0,533

(11) En este caso la utilización del Criterio de Akaike para seleccionar modelos, dado que los modelos A y B no están anidados, es equivalente a comparar los valores de la función de verosimilitud, pues en ambos modelos se estima el mismo número de parámetros.

Los cambios observados en el tiempo de trabajo y en el número de ocupadas en la versión A adoptan valores razonables y acordes con los de otros trabajos previos. Por ejemplo, García *et al.* (1989) obtienen una elasticidad de participación de 1,56, y de horas condicionada a participación de 0,29 y, en García *et al.* (1993), estas elasticidades son 1,35 y 0,29 respectivamente, frente a los valores de 1,10 y 0,43 obtenidos en este trabajo. Por su parte, Fernández (2000), en un trabajo realizado con la misma base de datos y estimando un modelo con una muestra de mujeres ocupadas, obtiene una elasticidad condicionada a trabajar de 0,386, que es comparable a las de jornada media por ocupada presentadas en el cuadro 2.

Cabe destacar la diferencia que existe en el valor de las elasticidades dependiendo de la especificación elegida. La respuesta de la oferta laboral femenina es mucho más baja en el modelo B que en el modelo A. En la medida en que se considera separadamente la condición de inactiva (modelo B), el salario ejerce un menor efecto en las decisiones de participación, pues en el caso de las inactivas la decisión deseada es la de no participación. Por último, y en relación al modelo A, la elasticidad de participación es mayor que la de la jornada condicionada a participación como suele ser habitual en estos estudios.

4. SIMULACIÓN DE LOS EFECTOS DEL NUEVO SISTEMA IMPOSITIVO

La reforma del IRPF realizada en 1999 está motivada por la necesidad de simplificar el impuesto y de adaptarlo al modelo existente en los países de nuestro entorno, así como disminuir la carga tributaria¹².

El objetivo de este apartado es analizar los efectos de dicha reforma sobre la oferta de trabajo de las mujeres casadas y sobre el bienestar de las correspondientes unidades familiares. Para la muestra utilizada en este estudio, se comparan el número de mujeres casadas ocupadas, la jornada laboral realizada por las mismas, la cuantía a pagar en concepto de impuestos por todas las unidades familiares y el bienestar para las mismas, bajo los sistemas impositivos vigentes en 1994 y 1999.

El procedimiento de simulación está basado en el utilizado en trabajos anteriores por Zabalza (1983), Zabalza y Arrufat (1988) y García (1989). Los errores de preferencias y de optimización correspondientes a cada individuo se mantienen fijos en el proceso de simulación, siendo calculados de tal forma que se replica la muestra inicial en cuanto a participación y jornada laboral. En el modelo A para calcular la jornada deseada se realiza una extracción aleatoria del error de preferencias teniendo en cuenta que, para las trabajadoras, su valor tiene que ser superior a aquél que las llevaría a no participar. En cuanto al error de optimización, para las asalariadas se calcula como la diferencia entre la jornada observada y la deseada, obtenida anteriormente. Para las mujeres no ocupadas que, dado el error de preferencias obtenido, quieren trabajar, se extrae aleatoriamente un valor del error de optimización de forma que la jornada observada no sea positiva. Por último, para las mujeres que no trabajan ni desean hacerlo según el error de preferencias extraído, se obtiene una realización completamente aleatoria de dicho térmi-

(12) Véase, por ejemplo, la exposición de motivos de la Ley 40/1998 del IRPF.

no, que sólo será utilizada si en la simulación del nuevo escenario impositivo la decisión deseada es la de participar.

En el modelo B, en el que se analizan de forma diferenciada las decisiones de las paradas y de las inactivas, los términos de error se obtienen del modo en que se acaba de comentar, excepto en el caso de las inactivas. Para éstas el error de preferencias asignado debe ser inferior al valor que les induciría a desear un número de horas positivo.

Con los coeficientes estimados y los dos componentes aleatorios se calcula la decisión de participación, la jornada realizada por la mujer y la cuantía del IRPF pagado por la unidad familiar tras el cambio en el sistema impositivo.

El cambio en el bienestar de la unidad familiar se mide a través de la “Distancia Monetaria” (DM). Dicho concepto, propuesto por Zabalza (1984), se define como la diferencia entre el gasto mínimo necesario para alcanzar el nivel de utilidad que se tiene después de la reforma, U_1 , y el que se requiere para obtener el nivel inicial (U_0). La Distancia Monetaria es el concepto adecuado para medir cambios en el bienestar en presencia de errores de optimización, es decir, cuando los valores observados no coinciden con los deseados, dado que en estos casos no podemos utilizar la función de utilidad indirecta al no tratarse de un óptimo. Si la Distancia Monetaria toma valores positivos (negativos), la reforma mejora (empeora) el bienestar.

Dada la forma de la función de oferta de trabajo utilizada y la de la correspondiente función de utilidad directa¹³, la expresión de la Distancia Monetaria sería:

$$DM = (U_1 - U_0) \exp(-a_2w) \quad [12]$$

en donde la elección de la medida salarial es arbitraria, habiéndose empleado en este caso el salario bruto predicho para cada mujer.

En el cuadro 3 se presentan los resultados de esta simulación. En él se ofrece información sobre las modificaciones en el número de trabajadoras, en las horas medias realizadas por participante y en la suma total de horas, considerando únicamente como empleadas a aquellas mujeres con jornadas superiores a cinco horas semanales tal y como se mencionó anteriormente.

Para ambos modelos, el nuevo impuesto provoca una disminución en el número de asalariadas. Nótese que en un contexto sin errores de optimización y con un conjunto presupuestario convexo, los elementos relevantes para la decisión de participación serían precisamente la renta neta de la unidad familiar cuando la mujer no trabaja, así como el salario neto correspondiente al primer segmento. Con el nuevo IRPF, y según los resultados correspondientes al modelo A, 1935 unidades familiares (74,83% del total) ven aumentar la renta neta de la familia cuando la mujer no trabaja, mientras que en 1953 casos (75,52% del total) el tipo marginal correspondiente al primer segmento aumenta.

(13) En Stern (1986) se definen las funciones de utilidad directa correspondientes a diferentes especificaciones de la función de oferta de trabajo.

**Cuadro 3: EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999 SOBRE
LA OCUPACIÓN, LA JORNADA Y EL BIENESTAR**

	IRPF 1994		IRPF 1999		
	Valor	Valor	Modelo A		Modelo B
			Δ%	Valor	Δ%
N.º ocupadas	576	535	-7,12	559	-2,95
Horas medias por ocupada	36,39	36,96	1,57	36,42	0,08
Horas totales	20963,00	19772,34	-5,68	20356,63	-2,89
Cuota líquida (anual)	973,92	802,25	-17,63	796,54	-18,21
Distancia Monetaria (anual)	-	190,56		203,30	

Notas: La cuota líquida recoge el total de impuestos pagados por todas las unidades familiares de la muestra, y está expresada en millones de pesetas. La Distancia Monetaria se refiere al total de la muestra y se mide en millones de pesetas.

De hecho, para el modelo A, 65 mujeres de la muestra analizada modifican su decisión de participar: 12 que no participaban en 1994, lo harían en 1999; mientras que 53 que participaban en 1994 dejarían de hacerlo con el nuevo sistema. Estas 53 mujeres no ven disminuir la renta neta de la familia con el nuevo impuesto cuando ellas no trabajan, teniendo un tipo marginal aplicable al primer segmento más alto en 1999 que en 1994. Asimismo, si comparamos los tipos marginales aplicables en 1994 y 1999 para las horas trabajadas en 1994, en 10 de esos 53 casos (18,87%) el tipo marginal aumenta. Dicho porcentaje es del 9,37% si consideramos las asalariadas en 1994 que lo siguen siendo en 1999.

En relación al número de horas trabajadas por las participantes se produce un ligero aumento en la media, como consecuencia de que las 53 mujeres que participaban en 1994 y no participarían en 1999 tenían una media de horas trabajadas en 1994 (35,21 horas) inferior a la de la totalidad de trabajadoras en dicho año. Nótese, pues, que la respuesta de la oferta de trabajo a cambios en el salario es fundamentalmente a través de la participación y no a través de la jornada media, como ya se vio en el apartado anterior al comentar las elasticidades obtenidas.

En el cuadro 3 también destaca la reducción sustancial que se produce en la recaudación impositiva con la nueva legislación (en torno al 18% en las dos versiones). Esta disminución es algo superior a la cifra oficial del 13,7 por ciento facilitada por el Ministerio de Hacienda (2001), que asciende al 14,5% en el caso de las rentas del trabajo¹⁴. No obstante, la comparación de ambas cifras debe reali-

(14) Asimismo, esta disminución está próxima al 15% que obtienen Castañer *et al.* (1999) a partir de un ejercicio estático (sin respuesta por parte de los individuos a cambios en el sistema impositivo) de simulación en el que emplean el Panel de Declarantes por IRPF de 1994 del Instituto de Estudios Fiscales.

zarse con precaución. La simulación se realiza en un marco de análisis de equilibrio parcial, con una determinada muestra de la población (unidades familiares con marido y mujer) y suponiendo que los maridos no alteran su comportamiento laboral. Asimismo, tampoco se considera el incremento en la renta real que se ha producido desde 1994.

Respecto a los efectos sobre el bienestar individual, la reforma incrementa el nivel de utilidad para la mayoría de las unidades familiares de la muestra, hasta el punto de que la Distancia Monetaria, que se puede interpretar como la máxima cantidad de dinero que los agentes estarían dispuestos a pagar para no volver a la situación inicial, supera la pérdida de recaudación que sufre el Estado con el nuevo impuesto en ambas versiones. Es decir, el exceso de gravamen, medido como la diferencia entre la pérdida de recaudación y la distancia monetaria, sería negativo y en el caso del modelo A representaría el 1,94% de la recaudación impositiva del año 1994. De hecho, según los resultados del modelo A, el 77,69% de la muestra aumentaría su bienestar con el nuevo IRPF.

Asimismo, se ha realizado un análisis más detallado de estos resultados, comprobando los efectos diferenciales de la reforma según la composición y los ingresos de la unidad familiar. Dado que uno de los cambios destacados del nuevo impuesto ha sido la eliminación de las deducciones de la cuota por descendientes, para sustituirlas por mínimos familiares que se restan de la base imponible, merece la pena realizar un estudio detallado de la introducción del nuevo impuesto en función del número de hijos que residen en el hogar.

En el cuadro 4.A se presenta la distribución de la muestra y sus características principales según la composición familiar. La tasa de participación cae claramente con el número de hijos, apreciándose también, aunque de forma menos precisa, una disminución en el número de horas trabajadas. Por su parte, la renta tanto neta como bruta tiene un perfil en relación al número de hijos en forma de U invertida, o creciente salvo para las unidades familiares con más de tres hijos.

Los cuadros 4.B y 4.C muestran los cambios porcentuales producidos por la reforma en el número de ocupadas, en las horas de trabajo medias por empleada, en los pagos impositivos medios y en la renta neta de la unidad familiar. Asimismo, se ofrece información sobre la distancia monetaria anual media como medida del cambio en el bienestar. Tanto la simulación realizada con el modelo A como la realizada con el B ponen de manifiesto unos patrones estilizados en cuanto al efecto del nuevo IRPF según el número de hijos de la unidad familiar. Así, el mayor efecto en términos de participación se produce en las familias de menor tamaño, puesto que considerando conjuntamente las familias con 3 o más hijos la caída en la participación es del 4,08%¹⁵.

Por otra parte, con respecto a los pagos impositivos medios realizados por la unidad familiar, se observa una disminución para los cinco casos considerados. Dicha disminución es creciente con el número de hijos, mientras que la renta familiar neta de la pareja se incrementa en mayor proporción cuanto mayor es el

(15) De hecho, sólo en 2 casos correspondientes a familias con más de tres hijos la mujer dejaría de participar con el nuevo impuesto.

Cuadro 4.A: SITUACIÓN INICIAL SEGÚN EL NÚMERO DE HIJOS EN 1994

N.º hijos	N	N ₀	TP (%)	H	CL	RN
0	361	93	25,76	37,80	0,296	2,092
1	669	149	22,27	38,21	0,327	2,209
2	1021	236	23,11	35,15	0,423	2,460
3	389	81	20,82	34,73	0,436	2,424
Más de 3	146	17	11,64	37,94	0,318	2,124

Nota: N = número de observaciones; N₀ = número de participantes; TP = tasa de participación; H = jornada media semanal de las trabajadoras; CL = cuota líquida media (millones de pesetas); RN = renta neta media de la unidad familiar (millones de pesetas).

Cuadro 4.B: EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999 SEGÚN EL NÚMERO DE HIJOS (MODELO A)

N.º hijos	Δ% N ₀	Δ% H	Δ% CL	Δ% RN	DM	DM/RN (%)
0	-6,45	0,11	-13,06	0,89	0,036	1,72
1	-8,05	2,49	-15,47	1,78	0,057	2,58
2	-8,05	2,16	-17,25	2,51	0,084	3,40
3	-2,47	-0,84	-21,21	3,95	0,109	4,48
Más de 3	-11,76	5,75	-28,71	3,74	0,088	4,12

Nota: Ver notas del cuadro 4.A. DM = distancia monetaria media (millones de pesetas).

Cuadro 4.C: EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999 SEGÚN EL NÚMERO DE HIJOS (MODELO B)

N.º hijos	Δ% N ₀	Δ% H	Δ% CL	Δ% RN	DM	DM/RN (%)
0	-3,23	0,03	-12,91	1,06	0,048	2,31
1	-5,37	1,07	-16,57	1,60	0,066	2,99
2	-2,54	-0,14	-17,99	2,62	0,085	3,45
3	0,00	-1,24	-21,46	3,93	0,108	4,47
Más de 3	0,00	1,77	-28,42	4,58	0,089	4,18

Nota: Ver notas del cuadro 4.A. DM = distancia monetaria media (millones de pesetas).

número de hijos. Debe tenerse en cuenta que el mínimo familiar por descendientes aumenta a partir del tercer hijo en la reforma de 1999, mientras que en el sistema vigente en 1994 la deducción por hijos era fija para cada hijo, independientemente del número de los mismos.

Por último, también destaca que el nivel de bienestar de la unidad familiar aumenta con el número de hijos, aunque en las familias de más de tres hijos (submuestra de tamaño pequeño en términos relativos) disminuye ligeramente en relación a las de tres, tanto en términos absolutos como en términos relativos en relación a la renta neta de la unidad familiar.

Otro análisis que puede resultar informativo es el referente al efecto de la reforma según la renta de la unidad familiar. Para ello, se sigue el planteamiento de Zabalza y Arrufat (1988) y García (1989) que emplean, como medida de la renta, los ingresos totales netos de impuestos que obtendría la pareja si la mujer trabajase un determinado número de horas, en concreto, las correspondientes a la jornada laboral media observada para la submuestra de trabajadoras. Esta medida de la renta, denominada renta potencial neta, se adopta para evitar la influencia de las decisiones de oferta de la esposa en esta variable. En nuestro caso, se calcula la renta potencial neta suponiendo que todas las mujeres trabajan 36 horas semanales (la media en 1994 era 36,39 horas) y aplicando el IRPF vigente en 1994.

En el cuadro 5.A se presenta distribución de la muestra por tramos de renta potencial, así como los valores medios de las variables más relevantes. En particular, merece ser destacado que tanto la tasa de participación como la renta neta observada de las unidades familiares aumentan con la renta potencial.

Los cuadros 5.B y 5.C presentan los resultados de las simulaciones para ambos modelos, respectivamente. Los efectos de la reforma sobre la participación y la jornada media varían en función de la especificación. En primer lugar, las disminuciones porcentuales en el número de trabajadoras son más homogéneas en el modelo B, siendo el grupo con mayor renta potencial el que sufre un mayor descenso. Sin embargo, en el modelo A las mujeres que sufren una mayor caída en la participación son aquéllas con una renta potencial entre 2 y 4 millones. De hecho, de acuerdo a la resultados de la simulación del modelo A, 37 de las 53 mujeres que trabajaban en 1994 y no trabajarían en 1999 pertenecen al tramo de renta potencial entre 2 y 4 millones.

En segundo lugar, la respuesta de la jornada al nuevo escenario impositivo sigue también pautas distintas en función de la renta potencial y de la especificación empleada. Tal y como ya quedaba reflejado en cuadro 3, en el modelo A se producen alteraciones de mayor magnitud en el tiempo de trabajo. En concreto, el incremento más destacado es el correspondiente a la submuestra con renta potencial superior a 4 millones. Esto se debe a que las mujeres que dejan de participar en dichos grupos son en su mayoría trabajadoras a tiempo parcial, por lo que la jornada media de las mismas en la situación inicial está claramente por debajo de la de su grupo correspondiente.

En tercer lugar, son las familias con menor nivel de renta potencial las que se benefician de mayores descensos en la cuota líquida. Este resultado es consistente con la información facilitada por el Ministerio de Hacienda (2001) al respecto de las reducciones de la cuota líquida por niveles de renta. Sin embargo, en el mode-

lo A el incremento en los ingresos netos es creciente con el nivel de renta potencial, lo que puede explicarse porque el peso de la cuota líquida en el total de la renta bruta es menor cuanto menor es esta última –a pesar de que las reducciones en la cuota disminuyen con la renta potencial– y por el aumento en las horas trabajadas, en particular, para rentas superiores a 4 millones. En el modelo B este patrón en las tasas de variación de los ingresos netos por niveles de renta potencial está atenuado por el hecho de que los incrementos en la jornada son menores y tienen una distribución distinta.

Finalmente, en ambas especificaciones se encuentra una relación positiva entre las ganancias en el nivel de bienestar en términos absolutos y la renta potencial neta, apreciándose en términos relativos unas menores ganancias para aquellas familias con rentas potenciales por debajo de los 2 millones.

Cuadro 5.A: SITUACIÓN INICIAL SEGÚN LA RENTA POTENCIAL NETA EN 1994

Renta potencial	N	N ₀	TP (%)	H	CL	RN
≤ 2 mill.	589	89	15,11	35,58	0,015	0,951
2-3 mill.	1026	174	16,96	37,29	0,137	1,786
3-4 mill.	514	121	23,54	37,83	0,410	2,765
4-5 mill.	248	93	37,50	35,19	0,776	3,841
> 5 mill.	209	99	47,37	34,92	2,017	5,897

Nota: Ver notas del cuadro 4.A.

Cuadro 5.B: EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999
SEGÚN LA RENTA POTENCIAL NETA (MODELO A)

Renta potencial	Δ% N ₀	Δ% H	Δ% CL	Δ% RN	DM	DM/RN (%)
≤ 2 mill.	-1,10	0,14	-64,71	1,01	0,014	1,49
2-3 mill.	-10,92	-1,80	-41,66	2,09	0,061	3,43
3-4 mill.	-8,26	1,08	-20,77	2,37	0,091	3,28
4-5 mill.	-6,45	6,42	-12,71	2,65	0,112	2,92
> 5 mill.	-5,05	5,33	-9,31	3,40	0,219	3,72

Nota: Ver notas del cuadro 4.A. DM = distancia monetaria media (millones de pesetas).

**Cuadro 5.C: EFECTOS DE LA REFORMA DEL IRPF DE 1999
SEGÚN LA RENTA POTENCIAL NETA (MODELO B)**

Renta potencial	$\Delta\% N_0$	$\Delta\% H$	$\Delta\% CL$	$\Delta\% RN$	DM	DM/RN (%)
≤ 2 mill.	-3,37	-0,32	-69,92	0,46	0,018	1,94
2-3 mill.	-2,30	0,25	-41,41	3,03	0,063	3,53
3-4 mill.	-2,48	0,46	-21,10	2,70	0,093	3,37
4-5 mill.	-2,15	-0,48	-13,38	2,27	0,120	3,14
> 5 mill.	-5,05	-0,10	-10,17	2,50	0,239	4,05

Nota: Ver notas del cuadro 4.A. DM = distancia monetaria media (millones de pesetas).

5. CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha sido estudiar el posible impacto que puede tener la reforma del Impuesto Sobre la Renta de las Personas Físicas de 1999 sobre el comportamiento laboral de las mujeres casadas españolas. Para ello se han estimado dos modelos de oferta de trabajo para este colectivo empleando datos de 1994, en los que se especifica completamente el conjunto presupuestario, a diferencia de trabajos previos en este campo para el caso español.

Los dos modelos suponen una oferta lineal en el salario marginal y en la renta virtual y en ambos se incluyen otras variables explicativas, así como dos términos aleatorios: un error de preferencias y un error de optimización. La diferencia entre las dos especificaciones se encuentra en la contribución a la función de verosimilitud de las mujeres que no trabajan. En el modelo A se supone que cualquier mujer no ocupada puede desear o no participar. En el modelo B se aprovecha la información muestral sobre la situación de desempleo e inactividad y se supone que las personas que se declaran inactivas no desean trabajar.

Aunque el modelo B supuestamente se ajusta más a la definición de inactividad y paro, el modelo A es el de referencia puesto que la capacidad explicativa del mismo es claramente superior a la del modelo B.

A partir de estas estimaciones se han hecho ejercicios de simulación, que corresponden a análisis de equilibrio parcial, para comprobar los cambios que pueden producirse en las decisiones de oferta de trabajo de las mujeres casadas, como consecuencia de la reforma impositiva de 1999. Para el modelo elegido (modelo A) se obtiene que, en general, el efecto de la reforma se traduce en una caída en la participación laboral, sin apenas variaciones significativas de la jornada media realizada por las ocupadas. Asimismo, se produce un incremento en la renta neta de las unidades familiares acompañado de un incremento en el bienestar medido por la distancia monetaria.

El análisis pormenorizado, según el número de hijos y la renta potencial neta de la unidad familiar, permite concluir que el nuevo impuesto comporta aumentos en la renta neta y el bienestar de las unidades familiares cuanto mayor es el número de hijos y cuanto mayor es la renta potencial neta.

Este estudio se ha fundamentado en la capacidad de los modelos microeconómicos a la hora de simular los efectos de determinadas medidas de política económica, en particular las fiscales. En este sentido, el análisis presentado debería extenderse a un contexto de oferta de trabajo conjunta de la unidad familiar en el que se incorporen las características de la restricción presupuestaria en el análisis de una forma mucho más detallada de la hasta ahora conseguida en los análisis empíricos de oferta de trabajo familiar.

APÉNDICE A: VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN

Se han utilizado en la estimación de las diferentes ecuaciones de este trabajo las siguientes variables provenientes, como ya se indicó, de las encuestas de los años 1994 y 1995 del Panel de Hogares de la Unión Europea:

– *Participación*: Variable ficticia que es igual a uno cuando el individuo se encuentra trabajando por cuenta ajena.

– *Horas realizadas*: Número de horas a la semana trabajadas habitualmente.

– *Log (salario bruto por hora)*: Logaritmo neperiano del salario bruto por hora trabajada. Se calcula utilizando información sobre ingresos laborales mensuales brutos y las horas realizadas a la semana.

– *Renta no salarial neta anual*: Suma de todos los ingresos no salariales de la mujer más las retribuciones dinerarias del cónyuge, netas de los impuestos que se pagarían si la mujer no trabajase y la unidad familiar realizase la declaración conjunta.

– *Edad*: Años de edad de la mujer.

– *Salud*: Variable ficticia que es igual a uno cuando el individuo declara que su estado de salud es bueno o muy bueno.

– *Paro en últimos 5 años*: Variable ficticia que es igual a uno cuando el individuo ha estado en paro al menos una vez durante los últimos cinco años.

– *N.º miembros ≥ 14 años*: Número de personas del hogar que tienen 14 o más años de edad.

– *N.º hijos < 14 años*: Número de personas del hogar que tienen menos de 14 años de edad.

– *Cuidado niños/adultos*: Variable ficticia que es igual a uno cuando la mujer dedica tiempo no remunerado al cuidado de niños propios o ajenos, o de adultos necesitados de ayuda especial.

– *Nivel de estudios*: Se distinguen tres niveles de estudios: primarios o inferiores; medios (nivel de enseñanza secundaria completado) y superiores (estudios universitarios o módulos superiores de Formación Profesional), habiéndose definido dos variables ficticias correspondientes a los dos últimos.

– *Comunidad Autónoma*: Se han definido 16 variables ficticias correspondientes a cada una de las comunidades autónomas, habiéndose omitido la correspondiente a Canarias.

Los estadísticos descriptivos correspondientes estas variables se presentan en el cuadro A.1.

Cuadro A.1: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Variable	Muestra total de mujeres (N = 2586 observaciones)		Submuestra de asalariadas (N=576 observaciones)	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica
Participación	0,223	0,416	—	—
Horas realizadas	8,106	15,648	36,394	8,334
Log (salario bruto por hora)	—	—	6,721	0,581
Salario bruto estimado	669,737	281,733	879,968	400,497
Renta no salarial neta anual	2038672,6	1317256,3	2354125,6	1644451,9
Edad	42,505	10,547	38,559	7,937
Salud	0,667	0,471	0,800	0,400
Estudios medios	0,133	0,340	0,205	0,404
Estudios superiores	0,130	0,337	0,359	0,480
Paro en últimos 5 años	0,285	0,452	0,295	0,457
N.º miembros ≥ 14 años	3,014	1,164	2,773	0,983
N.º hijos < 14 años	0,790	0,908	0,899	0,912
Cuidado niños/adultos	0,616	0,487	0,637	0,481

Nota: El salario bruto estimado se ha obtenido como predicción a partir de la ecuación de salarios cuyas estimaciones se presentan en el cuadro B.2 del Apéndice B.

APÉNDICE B: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE PARTICIPACIÓN Y DE LA ECUACIÓN DE SALARIOS

Cuadro B.1. ECUACIÓN DE PARTICIPACIÓN [VARIABLE DEPENDIENTE: PARTICIPACIÓN]

Variables explicativas		
Constante	-4,774	(7,73)
Renta no salarial neta anual (miles ptas.)	-0,005	(2,20)
Edad	0,229	(7,24)
Edad ²	-0,003	(8,08)
Estudios medios	0,630	(7,27)
Estudios superiores	1,336	(14,86)
Paro en últimos 5 años	-0,165	(2,39)
Salud	0,141	(1,91)
N.º miembros > 14 años	-0,078	(2,09)
N.º hijos < 14 años	-0,154	(3,12)
Cuidado niños/adultos	-0,201	(2,41)
Log L	-1091,12	
Pseudo-R ²	0,2287	
N.º observaciones	2586	

Notas:

- Estadísticos t en valor absoluto entre paréntesis.
- Se han incluido variables ficticias para las comunidades autónomas.

Cuadro B.2. ECUACIÓN DE SALARIOS [VARIABLE DEPENDIENTE: LOG(SALARIO BRUTO POR HORA)]

Variables explicativas		
Constante	4,292	(8,42)
Edad	0,086	(4,22)
Edad ²	-0,001	(3,58)
Estudios medios	0,423	(5,89)
Estudios superiores	0,868	(8,22)
Paro en últimos 5 años	-0,256	(5,71)
λ	0,125	(1,10)
R ²	0,5093	
N.º observaciones	576	

Notas:

- Estadísticos t en valor absoluto entre paréntesis.
- Se han incluido variables ficticias para las comunidades autónomas.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso, A. y A.I. Fernández (1995): "Participación y horas de trabajo de las mujeres casadas en España", Mimeo.
- Arrazola, M., J. Hevia y J.F. Sanz (2000): "More on tax perception and labour supply", *Economics Letters*, 67, págs. 15-21.
- Arrufat, J.L. y A. Zabalza (1986): "Female labor supply with taxation, random preferences, and optimization errors", *Econometrica*, 54, págs. 47-63.
- Blundell, R. y T. MaCurdy (1999): "Labor supply: A review of alternative approaches", en O.C. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of labor economics*, North-Holland, vol 3A, págs. 1559-1695.
- Castañer, J.M., J. Onrubia y R. Paredes (1999): "Análisis de los efectos recaudatorios y redistributivos de la reforma del I.R.P.F. por Comunidades Autónomas", *Hacienda Pública Española*, 150, págs. 79-108.
- Chiappori, P.A. (1992): "Collective labor supply and welfare", *Journal of Political Economy*, 100, págs. 437-467
- Fernández, A.I., J.M. Rodríguez-Póo y S. Sperlich (1999): "Semiparametric three step estimation methods in labor supply models", Mimeo.
- Fernández, I. (2000): *Oferta de trabajo familiar: Evidencia para el caso español*, Tesina CEMFI N.º 0004.
- García, I. y J.A. Molina (1998): "Household labour supply with rationing in Spain", *Applied Economics*, 30, págs. 1557-1570.
- García, J. (1989): "Incentive and welfare effects of reforming the British Benefit System: A simulation study for the wives of the unemployed", en S. Nickell, W. Narendranathan, J. Stern y J. García, *The nature of unemployment in Britain*, Oxford University Press, págs. 164-198.
- García, J. (1991): "Métodos de estimación de modelos de oferta de trabajo basados en la predicción de los salarios", *Investigaciones Económicas*, 15, págs. 429-455.
- 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, págs. 211-242.
- García, J., J.M. González-Páramo, M. Segura y A. Zabalza (1993): "Female labour supply and income taxes in Spain", Mimeo.
- García, J., J.M. Labeaga y A. López (1997): "Análisis microeconómico de los efectos de cambios en el sistema impositivo y de prestaciones sociales", *Moneda y Crédito*, 204, págs. 67-104.
- García, J. y M.J. Suárez (2001): "Female labour supply in Spain: The importance of behavioural assumptions and unobserved heterogeneity specification", Departament d'Economia i Empresa, Universitat Pompeu Fabra, W.P. 542.
- Hausman, J.A. (1980). "The effect of wages, taxes and fixed costs on women's labor force participation", *Journal of Public Economics*, 14, págs. 161-194
- Hausman, J.A. (1981): "Labor supply", en H.J. Aaron y J.A. Pechman (eds.), *How taxes affect economic behavior*, The Brookings Institution, págs. 27-83.
- Killingsworth, M.R. y J.J. Heckman (1986): "Female labor supply: A survey", en O. C. Ashenfelter y R. Layard (eds.), *Handbook of labor economics*, North-Holland, vol. 1, págs. 103-204.
- Martínez-Granado, M. (1994): "An empirical model of female labour supply for Spain", CEMFI, Working Paper n.º 9412.
- Ministerio de Hacienda (2001): "Evaluación de los efectos de la reforma del I.R.P.F. en la Ley 40/1998", Instituto de Estudios Fiscales.

- Pencavel, J. (1986): "Labor supply of men: A survey", en O. C. Ashenfelter y R. Layard (eds.), *Handbook of labor economics*, North-Holland, vol. 1, págs. 3-102.
- Prieto, J. y S. Álvarez (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, P.T. 7/00.
- Segura, M. (1996): *Labour supply behaviour and income taxation: three empirical exercises for the Spanish case*, Tesis Doctoral, Universitat Pompeu Fabra.
- Stern, N. (1986): "On the specification of labour supply functions" en R. Blundell y I. Walker (eds.), *Unemployment Search and Labour Supply*, Cambridge University Press, págs. 143-189.
- 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, Universidad de Oviedo.
- Zabalza, A. (1983): "The CES utility function, non-linear budget constraints and labour supply. Results on female participation and hours", *The Economic Journal*, 93, págs. 312-330.
- Zabalza, A. (1984): "Una nota sobre errores de optimización y medidas de cambio de bienestar", *Revista Española de Economía*, 1, págs. 187-192.
- Zabalza, A. y J.L. Arrufat (1988): "Efficiency and equity effects of reforming the British system of direct taxation: A utility-based simulation methodology", *Economica*, 55, págs. 21-45.

Fecha de recepción del original: abril, 2001

Versión final: abril, 2002

ABSTRACT

The aim of this paper is to simulate the effects of the Spanish 1999 tax reform on married women's labour supply and welfare in a partial equilibrium context. We estimate by maximum likelihood two models of labour supply which take into account the characteristics of the budget constraint. The results of the simulation exercise show that the new tax system will, in general, imply a fall in the participation of married women, as well as an increase in the net income and welfare of their households. These welfare increases are more important the higher the potential income of the household, and the greater the number of children.

Key words: labour supply, direct taxation, simulation.

JEL classifications: J22.