

# Oferta de trabajo familiar: Evidencia para el caso español

Iván Fernández Val  
MIT

Tesina CEMFI No. 0004  
Septiembre 2000

Este trabajo constituye una versión revisada de la tesina presentada al completar el Programa de Estudios de Postgrado 1998-2000 del Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI). Deseo expresar mi agradecimiento a Pedro Mira por su excelente labor de supervisión, así como al resto de los profesores del CEMFI por sus valiosos comentarios y sugerencias. A Cristina Barceló por su colaboración en la obtención y el tratamiento de los datos. A Charo Hernández por su inestimable ayuda informática y anímica. No me puedo olvidar de dar las gracias a mis compañeros de la promoción doce del CEMFI, en especial a Rubén Segura, Aitor Lacuesta y David Cuberes, por estos dos años de intensa convivencia. Por último, esta tesina está dedicada a mis padres, Juan José y Gloria, y a mis hermanos, ya que sin su incondicional apoyo no se hubiera podido llevar a cabo. Por supuesto, todos los errores son de mi entera responsabilidad. (Correo electrónico: ifern12@mit.edu).

CEMFI, Casado del Alisal 5, 28014 Madrid, Spain.  
[www.cemfi.es](http://www.cemfi.es).

## Resumen

En este trabajo se estiman y contrastan modelos de oferta de trabajo familiar para España dentro de un enfoque estructural. Para ello, siguiendo a Fortin y Lacroix (1997), se postula un sistema general de ofertas de trabajo y se deriva el conjunto de restricciones paramétricas que imponen los modelos familiares unitario y colectivo. Los resultados empíricos rechazan claramente las restricciones del modelo unitario, mientras que las restricciones del modelo colectivo no pueden ser rechazadas para el segmento de población de parejas sin hijos en edad preescolar. Adicionalmente, se constata que las elasticidades de las ofertas de trabajo obtenidas para España cumplen las regularidades empíricas observadas para otros países.

# 1 Introducción

La elección entre consumo y ocio es una de las más importantes desde el punto de vista microeconómico. Así, el estudio de la oferta de trabajo no sólo ayuda a entender el comportamiento de los individuos en cuanto a su decisión de participación y horas trabajadas, sino que además permite mejorar la evaluación de determinadas reformas impositivas y programas de bienestar social. Pese a esto, hay pocos trabajos que analicen esta decisión para el caso español. La razón fundamental es la ausencia de una base de datos microeconómica que recoja todas las variables relevantes en la elección de la oferta de trabajo. Esto ha hecho que los estudios existentes se tengan que centrar en dimensiones parciales del problema como la decisión de participación (Novales (1989), Novales y Mateo (1990), Bover y Arellano (1995), Sánchez (1999)) o la determinación de los salarios (Moltó (1984), Peinado (1988), Peinado (1990), Calvo (1991), Ugidos (1993), Hernández (1995)). Con la elaboración del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGE) o *European Community Household Panel (ECHP)* se corrige esta carencia, lo que permite abordar el problema en toda su extensión.

Cuando se inicia la estimación de la oferta de trabajo, la primera cuestión que se plantea es la elección del marco teórico. En este sentido surgen varias alternativas (Blundell y MaCurdy (1999)). Primero, utilizar un modelo estático o por el contrario uno dinámico en el que se puedan incluir consideraciones de ciclo vital. Segundo, suponer que los agentes toman sus decisiones individualmente o bien que existen una serie de instituciones (sobre todo la familia), que pueden condicionar su elección. Tercero, suponer que la restric-

ción presupuestaria a la que se enfrentan los individuos es lineal, o bien tener en cuenta que aspectos como la progresividad del impuesto sobre la renta, las prestaciones sociales, los costes fijos del trabajo o la jornada mínima, hacen que no sea lineal. Cuarto, determinar si se adopta un enfoque de agente representativo o por el contrario si se tiene en cuenta que los individuos pueden tener preferencias heterogéneas. Quinto, establecer si se analiza o no la decisión de participación en el mercado laboral. En la elección del modelo no sólo intervienen las preferencias del analista y el objetivo del estudio, sino que tampoco hay que perder de vista las restricciones que imponen los desarrollos teóricos existentes y los datos disponibles. Por lo que respecta a los datos, se utilizará el PHOGE, del que se dispone de observaciones para los años 1994, 1995 y 1996 (de los que se perderá el año 1996 puesto que las variables relativas a la renta se refieren al año anterior), lo que imposibilita la elección de un modelo dinámico. Dentro de los modelos estáticos, las líneas de investigación actuales se centran en el estudio de modelos de oferta de trabajo familiar y en la introducción de no linealidades en los conjuntos presupuestarios.<sup>1</sup> Se opta finalmente por la primera y los desarrollos teóricos en este campo hacen que se utilicen restricciones presupuestarias lineales y no se tenga en cuenta la decisión de participación.

Dentro del estudio de la oferta de trabajo familiar, el primer modelo que se desarrolló fue el denominado modelo neoclásico o unitario. Este modelo trata al hogar o familia como si fuera un único agente que maximiza una función de utilidad, que depende del consumo y el ocio de cada uno de sus

---

<sup>1</sup>Por oferta de trabajo familiar se entiende la decisión conjunta de una pareja de las horas que trabaja cada uno de sus miembros.

miembros. Esto da lugar a que las demandas obtenidas deban cumplir dos tipos de restricciones. Por un lado, la agrupación de rentas (*income pooling*), que establece que el nivel de renta no laboral, y no su distribución entre los miembros del hogar, es el relevante en la toma de decisiones. Por otro lado están las restricciones comunes a las funciones de demanda derivadas de la maximización de una función de utilidad bien comportada sujeta a un conjunto presupuestario convexo (matriz de sustitución simétrica y semi-definida negativa). Esta modelización tiene como principales ventajas que son directamente aplicables todos los resultados de la Teoría del Bienestar y que es fácilmente incorporable a una estructura intertemporal. Sin embargo, ha sufrido numerosas críticas teóricas y empíricas. Así, desde el punto de vista teórico se considera que choca con la racionalidad individual, según la cual cada individuo se caracteriza por poseer unas preferencias (Chiappori (1992)). En este sentido se podría argumentar que la función de utilidad del hogar es el resultado de un proceso de agregación, pero en este caso la agregación realizada sería *ad hoc*, ya que no se establece como se pasa de las preferencias individuales a las del hogar, por lo que no se podrían recuperar las preferencias individuales y el proceso de decisión sería una caja negra. Por otra parte se podría cuestionar la agregación, porque no hay ninguna justificación teórica por la que el resultado de una decisión colectiva deba cumplir las mismas propiedades que el de una individual. Desde el punto de vista empírico, diversos estudios han rechazado tanto la restricción de agrupación de rentas (Schultz (1990), Thomas (1990), Phipps y Burton (1994)), como las de simetría (Kooreman y Kapteyn (1986), Fortin y Lacroix (1997)).

Posteriormente, la insatisfacción con el modelo unitario ha dado lugar al

surgimiento de modelos que intentan incorporar preferencias individuales y analizar el proceso de decisión dentro del hogar. Así, se han desarrollado modelos de negociación *à la* Nash no cooperativos, en los que los miembros del hogar negocian tomando como referencia un nivel de utilidad de reserva (Bourguignon (1984), Ulph (1988)). También han aparecido modelos de negociación cooperativos, que tienen en común que el resultado del proceso de negociación es eficiente en sentido de Pareto (PE en adelante) bajo información simétrica (Chiappori (1988), McElroy (1990)). En este sentido, parece que para el análisis de una institución social como la familia, es más natural y adecuado el uso de estructuras cooperativas.

Dentro de los modelos cooperativos, cabe destacar el modelo colectivo (Chiappori (1988) y (1992)), según el cual cada individuo tiene una función de utilidad y las demandas de consumo y ocio de los miembros del hogar se determinan en un proceso de decisión inobservable, cuyo resultado debe ser PE. Bajo ciertos supuestos este modelo da lugar a restricciones (condiciones de racionalidad colectiva o CRC), similares a las de simetría del modelo unitario, contrastables a partir del comportamiento observado de los individuos. Sin embargo, no impone la agrupación de rentas, ya que el poder de negociación de cada miembro del hogar podría depender de la proporción de renta no laboral que poseyera. En relación al modelo unitario, el modelo colectivo tiene como ventaja que trata explícitamente las preferencias individuales, lo que permite recuperar parámetros de dichas preferencias y del proceso de decisión, lo que a su vez posibilita la evaluación de políticas a nivel del individuo y no de hogar. Con respecto al resto de modelos cooperativos, el modelo colectivo tiene la ventaja de que no impone estructura al proceso

de decisión, por lo que un rechazo de sus restricciones no podrá deberse a una incorrecta especificación de ese proceso. Este enfoque no está exento de problemas. Así, tan sólo se han podido derivar restricciones paramétricas en el caso de que las funciones de utilidad de los individuos sean egoístas, lo que por ejemplo implicaría que la utilidad que proporciona el ocio a un individuo no depende del tiempo de ocio del que dispone su cónyuge (Kooreman y Kapteyn (1992)), lo que parece cuando menos cuestionable.<sup>2</sup>

Teniendo en cuenta todos estos aspectos, el objetivo de este estudio es estimar una oferta de trabajo familiar y contrastar los modelos unitario y colectivo para España. Para ello, análogamente a lo que hacen Fortin y Lacroix (1997) para Canadá, se postula una forma funcional general para la oferta de trabajo y se contrastan las restricciones paramétricas que imponen los modelos unitario y colectivo, utilizando los datos para España provenientes del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGE).

En lo que sigue, en la sección 2 se describen formalmente los modelos unitario y colectivo de oferta de trabajo familiar. La sección 3 discute la especificación paramétrica adoptada para realizar la estimación y los contrastes de hipótesis. Las secciones 4 y 5 hacen referencia respectivamente al modelo econométrico y a los datos utilizados. En la sección 6 se presentan los resultados empíricos obtenidos para España. Se finaliza con la sección 7 donde se recogen las conclusiones.

---

<sup>2</sup>En un contexto de preferencias definidas sobre el consumo de un bien compuesto privado y el ocio, por egoísmo se entiende que el individuo extrae utilidad únicamente de su consumo de bien privado y de su tiempo de ocio.

## 2 Modelos teóricos

A continuación se describen con mayor detalle los modelos unitario y colectivo. Supuestos comunes en ambos casos son que el hogar está compuesto por dos miembros en edad de trabajar (los cónyuges), que las preferencias están definidas sobre el consumo y el ocio, y que existe un único bien de consumo privado en la economía (bien compuesto de Hicks) que se toma como numerario.

### 2.1 Modelo unitario

En el modelo unitario el hogar es la unidad de decisión, por lo que se comporta como un agente individual que maximiza una función de utilidad que no depende de los precios (salarios y rentas no laborales). Así, sean  $c^i$  y  $h^i$  el consumo y las horas trabajadas por parte del miembro del hogar  $i$  ( $i = 1, 2$ ). Normalizando la dotación de tiempo a uno y asumiendo que no hay producción doméstica, el consumo de ocio de cada cónyuge sería  $1 - h^i$ . Sean además  $w_i$  e  $y_i$  el salario por hora (supuesto exógeno, en el sentido de que no depende de  $h^i$ ) y la renta no laboral de  $i$ . Si  $\tilde{u}(c^1, c^2, 1 - h^1, 1 - h^2)$  es la función de utilidad conjunta, que se supone bien comportada (creciente y estrictamente cuasicóncava en todos sus argumentos, y diferenciable dos veces), el comportamiento del hogar se podría expresar como la solución del siguiente programa:

$$\begin{aligned} \max_{\{c^i, h^i\}_{i=1,2}} u &= \tilde{u}(c^1, c^2, 1 - h^1, 1 - h^2) & \text{(P1)} \\ \text{s.a. } c &= c^1 + c^2 \leq w_1 h^1 + w_2 h^2 + y_1 + y_2, \\ 0 &\leq h^i \leq 1, \end{aligned}$$



$$c^i \geq 0,$$

$$i = 1, 2.$$

Dado que en general se observa el consumo agregado del hogar y no su distribución, y que parece razonable suponer que los dos cónyuges se enfrentan al mismo nivel de precios, es más conveniente reparametrizar (P1) en el siguiente programa que da lugar a la misma solución para  $h^1$  y  $h^2$  (por el teorema del bien compuesto de Hicks):

$$\begin{aligned} \max_{\{c, h^i\}_{i=1,2}} u &= u(c, 1 - h^1, 1 - h^2) && \text{(P2)} \\ \text{s.a. } c &\leq w_1 h^1 + w_2 h^2 + y_1 + y_2, \\ 0 &\leq h^i \leq 1, \\ c &\geq 0, \\ i &= 1, 2, \end{aligned}$$

donde  $u(c, 1 - h^1, 1 - h^2)$  es una forma reducida de la función de utilidad que será también bien comportada.

Sean  $h^i(w_1, w_2, y_1, y_2)$  ( $i = 1, 2$ ) las ofertas de trabajo que se obtienen como solución de (P2). El modelo unitario impone sobre estas funciones dos tipos de restricciones. En primer lugar están las denominadas restricciones de agrupación de rentas, que implican que es el nivel agregado de renta no laboral y no su distribución entre los miembros del hogar, lo que condiciona las decisiones de los agentes. Esto viene de que en (P2) las rentas no laborales sólo intervienen a través de la restricción presupuestaria del hogar, cuya posición depende de  $y_1 + y_2$  y no de su composición. En términos de las

ofertas de trabajo estas restricciones implican:

$$\left. \begin{aligned} h^1(w_1, w_2, y_1, y_2) &= H^1(w_1, w_2, y_1 + y_2), \\ h^2(w_1, w_2, y_1, y_2) &= H^2(w_1, w_2, y_1 + y_2), \end{aligned} \right\} \Rightarrow \begin{cases} h_{y_1}^1 = h_{y_2}^1 = h_y^1, \\ h_{y_1}^2 = h_{y_2}^2 = h_y^2, \end{cases} \quad (1)$$

donde  $h_{y_j}^i = \frac{\partial h^i}{\partial y_j}$  ( $i = 1, 2; j = 1, 2$ ) y  $y = y_1 + y_2$ .

En segundo lugar, suponiendo que la solución del programa es interior (y por tanto sólo válida para hogares en que los dos miembros trabajan), están las restricciones de Slutsky, comunes a todas las funciones de demanda (en este caso adaptadas a que se tienen ofertas, que se pueden ver como demandas negativas). Éstas se refieren a la matriz de sustitución  $S$  (que recoge los efectos sustitución compensados de cada oferta de trabajo respecto a los salarios) y son de dos tipos:

- La matriz de sustitución debe ser simétrica, es decir que el efecto compensado sobre la oferta de trabajo de un cambio del salario del cónyuge debe ser igual para los dos miembros del hogar:

$$s_{12} = s_{21}. \quad (2)$$

- La matriz de sustitución debe ser semidefinida positiva, lo que implica que el efecto compensado de la oferta de trabajo ante cambios en el propio salario debe ser no negativo y que el determinante de la matriz de sustitución debe ser también no negativo.

$$\begin{aligned} s_{ii} &\geq 0 & i = 1, 2, \\ s_{11}s_{22} - s_{12}^2 &\geq 0, \end{aligned} \quad (3)$$

donde  $s_{ij} = h_{w_j}^i - h^j h_y^i$  ( $i = 1, 2; j = 1, 2$ ),  $h_{w_j}^i = \frac{\partial h^i}{\partial w_j}$ ,  $h_y^i = \frac{\partial h^i}{\partial y}$

## 2.2 Modelo colectivo

En este caso se parte de que cada cónyuge tiene unas preferencias individuales con las que interacciona con el otro, en un proceso de negociación dentro del hogar. Este modelo supone que este proceso es cooperativo, por lo que su resultado es PE. Con este supuesto únicamente, Chiappori (1988) demuestra que sólo se pueden derivar restricciones no paramétricas sobre el comportamiento observado de los agentes, basadas en argumentos de preferencia revelada, y difíciles de contrastar en la práctica con datos no experimentales. Para obtener restricciones paramétricas contrastables es necesario hacer un supuesto adicional: que las preferencias son egoístas.<sup>3</sup>

Adicionalmente se supondrá que no hay producción doméstica, por lo que si suponemos que gran parte de esta producción se dedica al cuidado de los hijos, el segmento de población que mejor se ajustaría al modelo sería el de parejas sin hijos o sin hijos en edad preescolar (menores de seis años).<sup>4</sup>

Sean  $c^i$  y  $h^i$  el consumo de bien privado y las horas trabajadas respectivamente por el miembro  $i$  ( $i = 1, 2$ ), y por tanto  $1 - h^i$  es el consumo de ocio si se normaliza la dotación de tiempo a uno. Sean  $u^i(c^i, 1 - h^i)$  la función de utilidad, supuesta bien comportada, y  $w_i$  e  $y_i$  el salario por hora (que se supone que es exógeno) y la renta no laboral del miembro  $i$  ( $i = 1, 2$ ).

---

<sup>3</sup>Estrictamente sólo es necesario que las funciones de utilidad sean débilmente separables entre las asignaciones de consumo-ocio de cada individuo. Por tanto se podría generalizar para preferencias tipo *caring* en sentido de Becker, según las cuales las preferencias de cada cónyuge se pueden representar mediante una función de utilidad del tipo  $W^i = W^i(u^1(c^1, h^1), \tilde{u}^2(c^2, h^2))$ . No obstante, el desarrollo se realizará con preferencias egoístas puesto que facilitan la interpretación y la notación.

<sup>4</sup>Se han desarrollado modelos teóricos de oferta de trabajo colectiva que tienen en cuenta la producción doméstica (Apps y Rees (1997), Chiappori (1997)), pero sus restricciones son difíciles de contrastar en la práctica, puesto que requieren datos relativos a consumos individuales que no se suelen recoger en las encuestas sobre aspectos laborales.

La condición de eficiencia es equivalente a que el hogar resuelve el siguiente programa:

$$\begin{aligned}
 \max_{\{c^i, h^i\}_{i=1,2}} \quad & u^1 = u(c^1, 1 - h^1) & \text{(P3)} \\
 \text{s.a.} \quad & c = c^1 + c^2 \leq w_1 h^1 + w_2 h^2 + y_1 + y_2, \\
 & u^2 = u^2(c^2, 1 - h^2) \geq \bar{u}^2(w_1, w_2, y_1, y_2), \\
 & 0 \leq h^i \leq 1, \\
 & c^i \geq 0, \\
 & i = 1, 2,
 \end{aligned}$$

donde  $\bar{u}^2(w_1, w_2, y_1, y_2)$  es el punto de la frontera de posibilidades de utilidad en que finalmente se sitúa el hogar y que será determinado en el proceso de decisión. Este punto depende de los precios  $w_1$ ,  $w_2$ ,  $y_1$  e  $y_2$ , ya que éstos pueden influir en el poder de negociación de cada cónyuge.

Chiappori (1992) demuestra, a partir del Segundo Teorema del Bienestar, que el resultado de este programa es equivalente al de un proceso de decisión en dos etapas. En la primera, los miembros del hogar determinan una regla de reparto de la renta no laboral que depende de su distribución y de los salarios.<sup>5</sup> Esta regla define completamente el proceso de negociación dentro

---

<sup>5</sup>Chiappori *et al.* (1998) añaden a la regla de reparto variables adicionales de lo que denominan factores de distribución. Éstos se definen como cualquier aspecto que pueda afectar al proceso de negociación, sin alterar las preferencias ni el conjunto de consumo del hogar. Dentro de ellos están, por ejemplo, la distribución de la renta no laboral (ya incluida) y lo que llaman parámetros extraambientales, que se refieren a oportunidades de la mujer fuera del matrimonio y que pueden determinar su poder de negociación. Estos autores se centran en variables del mercado de matrimonios y en particular en el ratio de sexos (medida de la “oferta” relativa de hombres y mujeres). Se volverá a hacer referencia a este artículo en la parte empírica, cuando se interprete la regla de reparto.

del hogar y se puede representar mediante las siguientes funciones:

$$\phi_1 = \phi(w_1, w_2, y_1, y_2), \quad (4)$$

$$\phi_2 = y_1 + y_2 - \phi(w_1, w_2, y_1, y_2), \quad (5)$$

donde  $\phi_i$  es lo que recibe el miembro  $i$  y no se restringe a que  $0 \leq \phi_i \leq y_1 + y_2$ , por lo que parte de la renta laboral de cada individuo podría ser transferida a su cónyuge.

En la segunda etapa, dada la regla de reparto anterior y por tanto la renta no laboral recibida finalmente, cada miembro del hogar maximiza su función de utilidad sujeto a su restricción presupuestaria:

$$\begin{aligned} \max_{\{c^i, h^i\}} u^i &= u^i(c^i, 1 - h^i) & (P4) \\ \text{s.a. } c^i &\leq w_i h^i + \phi_i, \\ 0 &\leq h^i \leq 1, \\ c^i &\geq 0, \\ i &= 1, 2. \end{aligned}$$

Suponiendo solución interior para  $h^1$  y  $h^2$ , las funciones de oferta de trabajo tendrán la forma:

$$h^1(w_1, w_2, y_1, y_2) = \widetilde{H}^1(w_1, \phi(w_1, w_2, y_1, y_2)), \quad (6)$$

$$h^2(w_1, w_2, y_1, y_2) = \widetilde{H}^2(w_1, y_1 + y_2 - \phi(w_1, w_2, y_1, y_2)). \quad (7)$$

Conviene insistir en que el modelo no impone agrupación de rentas, puesto que su distribución podría afectar a las ofertas de trabajo a través de la regla de reparto, en la que la propiedad inicial de la renta no laboral podría

determinar el poder de negociación de cada cónyuge y por tanto su división final.

Chiappori (1988) demuestra que derivando parcialmente (6) y (7) se obtiene un conjunto de restricciones paramétricas en forma de ecuaciones en derivadas parciales (condiciones de racionalidad colectiva o CRC). Intuitivamente, estas restricciones se derivan de que tanto las rentas no laborales como el salario del cónyuge afectan a la oferta de trabajo únicamente a través de la regla de reparto, y por tanto sólo pueden tener un efecto renta; y de la relación que existe entre las rentas no laborales recibidas finalmente por cada individuo a través de la simetría de la regla de reparto. Esto hace que cambios en las rentas no laborales y en el salario del cónyuge que no afecten a la oferta de trabajo del individuo, deban mantener constante también su participación final en la renta no laboral.

Si además de CRC se cumplen las restricciones de Slutsky para las ofertas de trabajo en la segunda etapa del proceso de decisión (contrastables únicamente si se conoce la forma de la regla de reparto):

$$\widetilde{H}_{w_i}^i - h^i \frac{\partial \widetilde{H}^i}{\partial \phi_i} \geq 0 \quad (i = 1, 2), \quad (8)$$

entonces es posible recuperar de forma única las curvas de indiferencia de cada individuo (salvo translaciones verticales en el eje del consumo) y la regla de reparto (salvo una constante aditiva). La recuperación parcial de la regla de reparto y de las funciones de utilidad se debe a que se observa el consumo agregado y no su distribución entre los miembros del hogar.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup>Si  $(c^1, c^2, 1-h^1, 1-h^2)$  es una solución a (P4) bajo las funciones de utilidad  $u^i(c^i, 1-h^i)$   $i = 1, 2$  y la regla de reparto  $\phi$ , entonces  $(c^1 + k, c^2 - k, 1 - h^1, 1 - h^2) \forall k \in \Re$  lo será también bajo las funciones de utilidad  $u_k^1(c^1, 1 - h^1) = u^1(c^1 - k, 1 - h^1)$  y  $u_k^2(c^2, 1 - h^2) =$

Para concluir, cabe notar que las restricciones impuestas por los modelos unitario y colectivo son independientes y por tanto compatibles, de forma que empíricamente se podrían cumplir las de los dos modelos, las de uno de ellos únicamente, o las de ninguno.

### 3 Especificación paramétrica

Para poder contrastar los modelos teóricos con los datos es necesario establecer formas paramétricas bien para las funciones de utilidad bien para las ofertas de trabajo. Se opta por postular una forma funcional general para las ofertas de trabajo de los individuos y derivar a partir de ella las restricciones que imponen los modelos colectivo y unitario.

#### 3.1 Ofertas de trabajo

La especificación elegida debería cumplir una serie de propiedades deseables:

$u^2(c^2 + k, 1 - h^2)$  y la regla de reparto  $\phi_k = \phi + k$ . Analíticamente en el segundo caso se tendría:

$$\begin{aligned} \max_{\{c^1, h^1\}} u^1 &= u_k^1(c^1, 1 - h^1) = u^1(c^1 - k, 1 - h^1) \\ \text{s.a. } c^1 &\leq w_1 h^1 + \phi_k = w_1 h^1 + \phi + k \end{aligned}$$

y haciendo el cambio de variable  $\bar{c}^1 = c^1 - k$ :

$$\begin{aligned} \max_{\{\bar{c}^1, h^1\}} u_1 &= u^1(\bar{c}^1, 1 - h^1) \\ \text{s.a. } \bar{c}^1 &\leq w_1 h^1 + \phi \end{aligned}$$

La solución a este programa en términos de  $h^1$  es la misma que en (P4) y es observacionalmente equivalente si no se pueden medir los consumos individuales por separado (para  $h^2$  se podría realizar un razonamiento análogo).

1. No imponer, pero sí permitir contrastar, las restricciones de los modelos unitario y colectivo.
2. Permitir obtener de forma cerrada la función de utilidad del hogar en el modelo unitario, y las funciones de utilidad individuales y la regla de reparto en el modelo colectivo.
3. Hacer posible el contraste de forma global de las propiedades de monotonicidad y convexidad de las funciones de utilidad indirecta (o de concavidad de las funciones de utilidad directa).
4. Tener un cierto grado de flexibilidad, en el sentido de ser robusta a errores de especificación.

Siguiendo a Fortin y Lacroix (1997) se elige un sistema de ofertas de trabajo no lineales:

$$h^1 = \frac{a_1w_1 + a_2w_2 + a_3y + a_4y_1 + a_5}{a_6w_1 + a_7w_2 + a_8y + a_9y_1 + a_{10}}, \quad (9)$$

$$h^2 = \frac{b_1w_1 + b_2w_2 + b_3y + b_4y_1 + b_5}{b_6w_1 + b_7w_2 + b_8y + b_9y_1 + b_{10}}, \quad (10)$$

donde  $w_i$  e  $y_i$  son el salario y la renta no laboral del miembro  $i$  ( $i = 1, 2$ ), e  $y = y_1 + y_2$  es la renta no laboral total.

### 3.2 Restricciones del modelo unitario

De la observación de las formas funcionales (9) y (10) se deriva claramente que las restricciones de agrupación de rentas impondrán que los coeficientes que acompañan a  $y_1$  sean cero, con lo que las dos ofertas de trabajo dependerán sólo del nivel agregado de renta no laboral  $y$ .



Para obtener las restricciones de Slutsky, dado que se parte de las funciones de oferta en lugar de las funciones de utilidad, se hace uso del resultado de teoría de la demanda por el que si se cumplen dichas restricciones, entonces se pueden integrar las preferencias de forma única. Así, de la igualdad de Roy se tiene:

$$H^1(w_1, w_2, y) = \frac{v_{w_1}}{v_y}, \quad (11)$$

$$H^2(w_1, w_2, y) = \frac{v_{w_2}}{v_y}, \quad (12)$$

donde  $v_{w_i} = \frac{\partial v}{\partial w_i}$   $i = 1, 2$ ,  $v_y = \frac{\partial v}{\partial y}$ .

En general se tendría un sistema en derivadas parciales, que en este caso es fácil de resolver por la forma de las funciones de oferta. Así, igualando  $v_{w_i}$  y  $v_y$  al numerador y denominador de  $h^i$  ( $i = 1, 2$ ) se obtiene que la única forma funcional posible de la utilidad indirecta del hogar es:

$$\begin{aligned} v(w_1, w_2, y) = & c_1 w_1^2 + c_2 w_2^2 + c_3 y^2 + c_4 w_1 w_2 + c_5 w_1 y + c_6 w_2 y + \\ & c_7 w_1 + c_8 w_2 + c_9 y. \end{aligned} \quad (13)$$

Una vez determinada la forma que debe tener la utilidad indirecta, se le vuelve a aplicar la identidad de Roy en sentido opuesto, obteniéndose:

$$H^1 = \frac{2c_1 w_1 + c_4 w_2 + c_5 y + c_7}{c_5 w_1 + c_6 w_2 + 2c_3 y + c_9}, \quad (14)$$

$$H^2 = \frac{c_4 w_1 + 2c_2 w_2 + c_6 y + c_8}{c_5 w_1 + c_6 w_2 + 2c_3 y + c_9}. \quad (15)$$

Igualando los coeficientes de (9) y (10) (sobre los que se han impuesto previamente las restricciones de agrupación de rentas) a los de (14) y (15) se tiene un sistema con 16 ecuaciones (las correspondientes a  $a_1, a_2, a_3, a_4, a_5,$

$a_6, a_7, a_8, a_{10}, b_1, b_2, b_3, b_5, b_6, b_6, b_7, b_8$  y  $b_{10}$ ) y 9 incógnitas ( $c_1$  a  $c_9$ ) cuya solución (ver apéndice A) permite recuperar los parámetros estructurales de la función de utilidad indirecta a partir de los observados de la oferta de trabajo y derivar las restricciones de Slutsky. Estas restricciones, junto con las de agrupación de rentas, son las siguientes:

$$\begin{aligned}
\text{Agrupación de rentas} \quad a_4 &= a_9 = b_4 = b_9 = 0, & (\text{H1}) \\
\text{Slutsky} \quad a_2 &= b_1, \quad a_3 = a_6 = b_6, \\
& a_8 = b_8, \quad a_7 = b_3 = b_7, \\
& a_{10} = b_{10}.
\end{aligned}$$

Adicionalmente, sustituyendo los parámetros estructurales de la función de utilidad indirecta por su expresión en términos de los parámetros de las ofertas de trabajo, se tienen las siguientes restricciones de convexidad global (ver apéndice A):

$$\begin{aligned}
a_1 &\geq 0, & (\text{H2}) \\
a_1 b_2 - a_2^2 &\geq 0, \\
a_1 a_8 b_2 - a_1 a_7^2 - a_8 a_2^2 &\geq 0.
\end{aligned}$$

### 3.3 Restricciones del modelo colectivo

Para obtener las restricciones que impone el modelo colectivo se procede de forma análoga al caso anterior, teniendo en cuenta que una vez determinada la regla de reparto el problema que resuelve cada individuo es el estándar de demanda. La identidad de Roy adaptada a este caso es:

$$\widetilde{H}^1(w_1, \phi_1) = \frac{v_{w_1}^1}{v_{\phi_1}^1}, \quad (16)$$

$$\widetilde{H}^2(w_2, \phi_2) = \frac{v_{w_2}^2}{v_{\phi_2}^2}, \quad (17)$$

donde  $v_{w_i}^i = \frac{\partial v^i}{\partial w_i}$ ,  $v_{\phi_i}^i = \frac{\partial v^i}{\partial \phi_i}$  ( $i = 1, 2$ ).

Aquí, además del sistema en derivadas parciales, se necesita la forma funcional de la regla de reparto. Se puede demostrar que  $\phi$  sólo puede ser lineal (esto se deriva de que tanto el numerador como el denominador son lineales en  $w_1, w_2, y$  e  $y_1$ ), por lo que las únicas funciones de utilidad y regla de reparto compatibles con (9) y (10) son:

$$\phi = \alpha_0 + \alpha_1 w_1 + \alpha_2 w_2 + \alpha_3 y + \alpha_4 y_1, \quad (18)$$

$$v^1(w_1, \phi_1) = d_1 w_1^2 + d_2 \phi_1^2 + d_3 w_1 \phi_1 + d_4 w_1 + d_5 \phi_1, \quad (19)$$

$$v^2(w_2, \phi_2) = e_1 w_2^2 + e_2 \phi_2^2 + e_3 w_2 \phi_2 + e_4 w_2 + e_5 \phi_2. \quad (20)$$

Aplicando la identidad de Roy en sentido opuesto se llega a que:

$$\widetilde{H}^1 = \frac{2d_1 w_1 + d_3 \phi_1 + d_4}{d_3 w_1 + 2d_2 \phi_1 + d_5}, \quad (21)$$

$$\widetilde{H}^2 = \frac{2e_1 w_2 + e_3 \phi_2 + e_4}{e_3 w_2 + 2e_2 \phi_2 + e_5}. \quad (22)$$

Sustituyendo en (21) y (22)  $\phi_1$  y  $\phi_2$  por sus expresiones según (18) (teniendo en cuenta que  $\phi_1 = \phi$  y  $\phi_2 = y - \phi$ ) se obtiene:

$$h^1 = \frac{(2d_1 + d_3 \alpha_1) w_1 + (d_3 \alpha_2) w_2 + (d_3 \alpha_3) y + (d_3 \alpha_4) y_1 + (d_4 + d_3 \alpha_0)}{(d_3 + 2d_2 \alpha_1) w_1 + (2d_2 \alpha_2) w_2 + (2d_2 \alpha_3) y + (2d_2 \alpha_4) y_1 + (d_5 + 2d_2 \alpha_0)}, \quad (23)$$

$$h^2 = \frac{(-e_3 \alpha_1) w_1 + (2e_1 - e_3 \alpha_2) w_2 + e_3 (1 - \alpha_3) y + (-e_3 \alpha_4) y_1 + (e_4 - e_3 \alpha_0)}{(-2e_2 \alpha_1) w_1 + (e_3 - 2e_2 \alpha_2) w_2 + 2e_2 (1 - \alpha_3) y + (-2e_2 \alpha_4) y_1 + (e_5 - 2e_2 \alpha_0)}. \quad (24)$$

Igualando los coeficientes de (23) y (24) con los correspondientes de (9) y (10), se tiene un sistema de 20 ecuaciones (las correspondientes a  $a_1$  a  $a_{10}$  y  $b_1$  a  $b_{10}$ ) con 15 incógnitas ( $\alpha_0$  a  $\alpha_4$ ,  $d_1$  a  $d_5$ ,  $e_1$  a  $e_5$ ), cuya solución (ver apéndice B) determina los parámetros de las funciones de utilidad indirecta y de la regla de reparto, y las condiciones de racionalidad colectiva.<sup>7</sup> Estas últimas son:

$$\begin{aligned}
a_2 &= \frac{a_7 a_3}{a_8}, & b_1 &= \frac{b_3 b_6}{b_8}, \\
a_9 &= \frac{a_4 a_8}{a_3}, & b_9 &= \frac{b_4 b_8}{b_3}, \\
a_7 &= \frac{a_8 b_1 (a_8 b_1 - a_6 b_3 + a_6 b_7 - a_3 b_7)}{(a_8 b_1 - a_3 b_3)}, \\
b_4 &= \frac{a_4 b_3 (b_3 - b_7)}{(a_3 b_3 - a_2 b_8)}.
\end{aligned} \tag{H3}$$

Cabe destacar que la forma de la regla de reparto no puede ser global, puesto que los consumos individuales no pueden ser negativos, lo que restringe a que  $\phi_i \geq -w_i h^i$  (no se puede transferir más renta laboral de la que se posee), pero esta restricción no puede ser contrastada puesto que la obtención de la regla de reparto está condicionada por la normalización arbitraria de  $\alpha_0$ . Sin embargo, se pueden contrastar las restricciones de convexidad global de las funciones de utilidad indirecta respecto a  $(w_i, \phi_i)$ , que en términos de los parámetros estructurales son:

$$\begin{aligned}
d_1 &\geq 0, & 4d_1 d_2 - d_3^2 &\geq 0, \\
e_1 &\geq 0, & 4e_1 e_2 - e_3^2 &\geq 0.
\end{aligned} \tag{H4}$$

---

<sup>7</sup>El parámetro  $\alpha_0$  no está identificado puesto que la regla de reparto sólo se puede recuperar salvo por una constante aditiva. Por ello se normaliza arbitrariamente a cero para permitir la identificación de  $d_4, d_5, e_4$  y  $e_5$ .

Por otra parte, tanto en el modelo unitario como en el colectivo las funciones de utilidad indirecta que finalmente se obtienen son cuadráticas, lo que no garantiza que sean globalmente monótonas. En la parte empírica esto se contrastará localmente para cada individuo.

Para finalizar, conviene decir que la discusión anterior sugiere que las formas funcionales elegidas cumplen las propiedades 1 a 3. Con respecto a la propiedad 4, el sistema elegido no es flexible en sentido de Diewert (aproximación de segundo orden a cualquier función de utilidad bien comportada). Sin embargo, es menos rígido que las formas lineales frecuentemente utilizadas en los estudios empíricos (por ejemplo Hausman (1981), Triest (1990)), al incluirlas como casos particulares.

## 4 Especificación econométrica

A continuación se enumera una serie de aspectos econométricos relacionados con el paso de los modelos teóricos descritos a los empíricos que finalmente se estiman.

### 4.1 Homogeneidad de las ofertas de trabajo

Por la forma funcional elegida, la oferta de trabajo de cada individuo es homogénea de grado cero en todos los parámetros. Esto hace que las ecuaciones estén identificadas salvo por un factor de escala, por lo que hay que imponer una restricción adicional que permita obtener de forma única los parámetros. Siguiendo a Fortin y Lacroix (1997) se normalizan los coeficientes de las constantes del denominador de las ecuaciones de horas a uno ( $a_{10} = b_{10} = 1$ ).

## 4.2 Heterogeneidad de las preferencias

Para tener en cuenta que los individuos pueden ser heterogéneos en cuanto a sus preferencias, se permite que el término constante del numerador de las funciones de oferta de trabajo ( $a_5$  y  $b_5$ ) dependa de características observables e inobservables. Dentro de las características observables se incluyen variables sociodemográficas relativas al nivel de educación y al número de hijos. Así, si  $\bar{x}_i$  es el vector de características del miembro  $i$ , se tiene:

$$a_5 = \bar{a}_5 + \bar{x}'_1 \gamma_1 + \varepsilon_1, \quad (25)$$

$$b_5 = \bar{b}_5 + \bar{x}'_2 \gamma_2 + \varepsilon_2, \quad (26)$$

donde  $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)'$  es el vector de características inobservables del hogar, que se supondrá que sigue una distribución normal bivariante con media  $(0, 0)'$  y matriz de varianzas  $\Sigma$ .

Sustituyendo  $a_5$  y  $b_5$  en las funciones de oferta de trabajo se llega a:

$$h_1 = \frac{x'_1 \beta_1 + \varepsilon_1}{z' \delta_1}, \quad (27)$$

$$h_2 = \frac{x'_2 \beta_2 + \varepsilon_2}{z' \delta_2}, \quad (28)$$

donde  $z = (w_1, w_2, y, y_1, 1)'$ ,  $x_i = (z', \bar{x}'_i)'$   $i = 1, 2$ ,  $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2)' \sim N_2(0, \Sigma)$ .

## 4.3 Endogeneidad del salario

Hay fundamentalmente dos motivos que hacen pensar que la variable de salario por hora pueda ser endógena:

- Error de medida: como se verá en la sección donde se describen los datos utilizados, la variable salario por hora se construye como la renta

laboral anual del individuo entre el número total de horas trabajadas (la variable a explicar). Esta última tampoco es observable directamente, por lo que se calcula como el número de horas habitualmente trabajadas a la semana por el número de semanas trabajadas al año, que a su vez se obtiene a partir de otra variable ficticia que indica si se trabaja o no en cada mes del año. Durante todo este proceso se van acumulando errores en la variable horas trabajadas y por tanto en la de salario, que hacen que estén correlacionadas entre sí, ya que en ambos casos los errores provienen de la misma fuente. Si esto no se tiene en cuenta en la estimación se incurriría en el denominado sesgo de división. Una forma de resolver este problema es considerar que los individuos, al decidir sobre el número de horas a trabajar, se enfrentan a un salario que es función de sus características observables (salario verdadero) y que lo que se observa (salario observado) es ese salario más un error de medida. Por tanto se tendría:

$$w_i = \pi_i' \bar{x}_i, \quad (29)$$

$$w_i^* = w_i + u_i = \pi_i' \bar{x}_i + u_i, \quad (30)$$

$$i = 1, 2,$$

donde  $w_i$  es el salario verdadero,  $\bar{x}_i$  es el vector de características observables del individuo,  $w_i^*$  es el salario observado y  $u_i$  es un error de medida con media cero. Estimando (30) por MCO se obtendría una medida exógena (puesto que se supone que las características observables que determinan el salario son exógenas en las ecuaciones de horas) del salario verdadero ( $\hat{w}_i = \hat{\pi}_i' \bar{x}_i$ ), que se podría introducir en las ecua-

ciones de horas sustituyendo a  $w_i$ . Después se podría aplicar Máxima Verosimilitud con Información Completa (MVIC) al sistema de ofertas de trabajo.

- Simultaneidad: se deriva de que aspectos como la progresividad del impuesto sobre la renta o las horas extraordinarias, hacen que el salario dependa del número de horas trabajadas, produciéndose una causalidad de esta variable hacia el salario. Este tipo de problemas se resuelven empleando técnicas de variables instrumentales o en general estimadores de Método Generalizado de Momentos (MGM), que no requieren de supuestos distribucionales sobre la perturbación  $\varepsilon$ .

#### 4.4 Sesgo de selección

Las propiedades derivadas de los modelos económicos son válidas para hogares en los que los dos cónyuges trabajan, lo que lleva a que la muestra utilizada en la estimación deba cumplir esta condición, pudiendo dar lugar al denominado sesgo de selección. La forma de evitar este problema sería partir de modelos económicos que incluyeran explícitamente la decisión de participación de los dos cónyuges, pero todavía no se han desarrollado este tipo de modelos dentro de la estructura colectiva.<sup>8</sup> Esto lleva a plantearse dos posibles alternativas:

- No tener en cuenta la autoselección: sería justificable si la selección que supone la participación sobre la decisión de horas trabajadas fuera

---

<sup>8</sup>Existe un trabajo pionero de Blundell *et al.* (1998) donde se modeliza explícitamente la decisión de participación y la oferta de trabajo de la mujer. Sin embargo, para el hombre la oferta de trabajo se trata como una elección discreta entre trabajar o no.



exógena, en el sentido de que las características, en cuanto a determinantes de la oferta de trabajo, son similares para participantes y no participantes. Es decir si las decisiones de participación y oferta de trabajo fueran independientes (lo que parece bastante improbable).

- Considerar que se tiene una muestra truncada: se estaría suponiendo implícitamente que los individuos se enfrentan al modelo teórico sin tener en cuenta las restricciones de no negatividad de las horas trabajadas y que sólo se observa a los hogares para los que los dos cónyuges tienen ofertas de trabajo estrictamente positivas.

## 4.5 Modelo econométrico

A continuación se describe el modelo econométrico finalmente estimado, teniendo en cuenta la discusión anterior respecto a los problemas de endogeneidad del salario y de sesgo de selección. En relación al problema de endogeneidad, se opta por la estimación MVIC al considerarse que en este caso el problema de error de medida puede ser más grave que el de simultaneidad, por la forma en la que se construyen las variables de horas. No obstante, en el apéndice E se incluyen los resultados de la estimación por MGM, puesto que permite estudiar adicionalmente otros aspectos (como la exogeneidad de algunas variables) de forma más cómoda.

En cuanto al sesgo de selección, dado que ninguna de las dos soluciones es del todo satisfactoria, se adopta la decisión de tenerla en cuenta incluyendo el truncamiento, debido a que estimaciones de modelos individuales de oferta de trabajo (ver apéndice D) muestran que el efecto de la autoselección es

significativo, al menos para las mujeres.<sup>9</sup>

Para obtener la función de verosimilitud se parte del siguiente modelo latente:

$$h_{1i}^* = \frac{x'_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i}}{z'_i\delta_1}, \quad (31)$$

$$h_{2i}^* = \frac{x'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}}{z'_i\delta_2}, \quad (32)$$

$$\varepsilon_i = (\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})' \sim iid N_2(0, \Sigma), \quad (33)$$

$$i = 1, \dots, n.$$

Sin embargo, sólo se observan las ofertas de trabajo cuando ambas son estrictamente positivas, teniéndose el siguiente modelo observado:

$$\left. \begin{array}{l} h_{1i} = h_{1i}^* \\ h_{2i} = h_{2i}^* \end{array} \right\} \text{ si } h_{1i}^* > 0 \text{ y } h_{2i}^* > 0. \quad (34)$$

Haciendo uso de los procedimientos de cambio de variable entre  $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})$  y  $(h_{1i}, h_{2i})$  y de las propiedades de simetría de la normal bivalente, se llega a las siguientes expresiones para las funciones de verosimilitud y su logaritmo:

$$L = \prod_{i=1}^n |z'_i\delta_1 z'_i\delta_2| \frac{\phi(z'_i\delta_1 h_{1i} - x'_{1i}\beta_1, z'_i\delta_2 h_{2i} - x'_{2i}\beta_2; \Sigma)}{\Phi(x'_{1i}\beta_1, x'_{2i}\beta_2; \Sigma)}, \quad (35)$$

$$l = \sum_{i=1}^n [\ln |z'_i\delta_1| + \ln |z'_i\delta_2| + \ln \phi(z'_i\delta_1 h_{1i} - x'_{1i}\beta_1, z'_i\delta_2 h_{2i} - x'_{2i}\beta_2; \Sigma) - \ln \Phi(x'_{1i}\beta_1, x'_{2i}\beta_2; \Sigma)], \quad (36)$$

donde  $\phi(\cdot, \cdot; \Sigma)$  y  $\Phi(\cdot, \cdot; \Sigma)$  son respectivamente las funciones de densidad y de distribución de una normal bivalente con vector de medias  $(0, 0)'$  y matriz de varianzas  $\Sigma$ .

---

<sup>9</sup>Para comprobar la robustez a la solución adoptada para el problema de selección se estima también el modelo sin truncamiento, obteniéndose resultados muy similares.

La estimación se realizará en dos etapas:<sup>10</sup>

1. Estimación de las ecuaciones de salarios: se obtiene para cada cónyuge la medida de salario estimando la regresión por MCO del salario observado sobre variables ficticias de educación, un polinomio de orden tres en la edad y sus interacciones con la educación, y una medida de antigüedad en el puesto de trabajo. Además, en ambos casos se incluye un término de corrección por selección tipo Heckman, que en la ecuación para las mujeres resulta significativo (ver detalles en el apéndice D).
2. Estimación del sistema de ecuaciones para las horas: se sustituyen los salarios por sus estimaciones y se utiliza MVIC.<sup>11</sup>

## 5 Datos<sup>12</sup>

Los datos utilizados en el trabajo provienen del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGE) o *European Community Household Panel (ECHP)* para los años 1994, 1995 y 1996, que elaboran los institutos de estadística de los países de la Unión Europea y armoniza el EUROSTAT. El estudio se restringe a España y, dado que las variables relativas a la oferta de trabajo

---

<sup>10</sup>Previamente, dado que existen dudas en los trabajos empíricos sobre la exogeneidad de las variables de renta no laboral, fertilidad y experiencia (en este caso experiencia específica), se realizan contrastes de exogeneidad en el contexto de MGM para la renta no laboral y la antigüedad de cada cónyuge, y las medidas del número de hijos, concluyéndose que en ningún caso se puede rechazar dicha hipótesis al 5 %, para la antigüedad al 1% (ver apéndice E).

<sup>11</sup>Por su excesiva complejidad no se tiene en cuenta la incertidumbre que añade esta sustitución a la estimación de los parámetros, por lo que estrictamente toda la inferencia que se hace es aproximada.

<sup>12</sup>Para más detalles acerca de la depuración, selección, construcción y descripción de los datos ver apéndice C.

se refieren al año corriente y las de renta al año anterior, hay que solapar las 3 bases anuales disponibles del panel, quedando una población base de 16000 hogares, en la que todas las variables están medidas para los años 1994 y 1995. Tras un proceso de depuración y selección se llega a una muestra de 6840 hogares, de los que en 1278 ambos cónyuges trabajan y se tiene información de todas las variables de interés.<sup>13</sup> Dado el escaso tamaño muestral y que sólo se dispone de dos años, no se tendrá en cuenta la dimensión temporal del panel, tratando la muestra como si fuera una sección cruzada.<sup>14</sup> Adicionalmente se realizará la estimación restringiendo la muestra a parejas sin hijos en edad preescolar (menores de 6 años), en un intento por minimizar el efecto de la producción doméstica, reduciéndose el tamaño muestral a 897 hogares.<sup>15</sup>

La tabla 1 recoge los estadísticos descriptivos de las variables incluidas en la estimación del sistema de ofertas de trabajo para España, junto con los de algunas variables utilizadas por Fortin y Lacroix (1997) en su estudio para Canadá.<sup>16</sup> Para España los datos relativos a la renta aparecen divididos por 100 para facilitar la comparación. Las variables dependientes, horas trabajadas durante el año por hombres y mujeres, no se observan directamente, por lo que se construyen como el producto de las horas habitualmente trabajadas

---

<sup>13</sup>Básicamente se eliminan los hogares en los que no se puede realizar el solapamiento, no hay cabeza de familia o no convive con la pareja, o alguno de los cónyuges tiene más de 70 años.

<sup>14</sup>Por simplicidad se obviará el efecto que tiene esto sobre la independencia de las observaciones, suponiendo implícitamente que los inobservables de un hogar están incorrelacionados en el tiempo.

<sup>15</sup>Idealmente habría que restringir la muestra a parejas sin hijos, pero esto reduce considerablemente el tamaño muestral.

<sup>16</sup>Sus datos provienen del *Canadian Census of Population and Housing* de 1986 y están referidos a 1985.

a la semana y el número de semanas trabajadas durante el año de referencia. Esta última, a su vez, se calcula a partir de unas variables ficticias que indican para cada mes la situación de actividad en la que se encuentra el individuo. La medida del salario por hora se obtiene de dividir los ingresos anuales netos por cuenta del trabajo entre el número total de horas trabajadas. La renta no laboral incluye, para cada cónyuge, los ingresos anuales netos recibidos por rentas del capital y de la propiedad, por transferencias privadas y por prestaciones sociales. Para evitar el efecto de la inflación entre 1994 y 1995, en 1995 se corrigen las variables relativas a la renta, tanto laboral como no, utilizando la tasa de crecimiento de los precios al consumo, que en ese año fue el 4.57%.<sup>17</sup> En cuanto a la educación, de acuerdo con los datos disponibles se consideran tres categorías (Educ1, Educ2 y Educ3) de menor a mayor nivel. En la estimación se tomará como referencia la categoría Educ1, que se excluirá para evitar un problema de multicolinealidad perfecta. Respecto a la fertilidad, se consideran dos variables (Hijo14 e Hijo1416) que miden respectivamente el número de hijos menores de 14 años, y entre 14 y 16 años (sin incluir a los de 16 años). Adicionalmente se incluyen las variables edad y antigüedad en el puesto de trabajo actual (que tiene un truncamiento superior en 15 años) que se utilizan en las ecuaciones de salarios.

En comparación con Canadá, en España tanto hombres como mujeres trabajan más horas y presentan una variabilidad similar (a pesar del mayor grado de rigidez teórico del mercado laboral español) y, aún suponiendo que el tipo de cambio de la peseta con el dólar canadiense era de 100 pesetas por dólar en 1994 y sin tener en cuenta el efecto de la inflación en Canadá, lo

---

<sup>17</sup>Fuente: Boletín Estadístico del Banco de España.

hacen a un salario por hora inferior.<sup>18</sup> Por sexos, se observa que en media los hombres trabajan más horas, tienen más edad y antigüedad en el puesto y obtienen una renta no laboral y un salario por hora mayor, a pesar de su menor nivel medio de educación.

## 6 Resultados empíricos

A continuación se presentan los resultados obtenidos al aplicar MVIC con truncamiento a los datos españoles. Se comenzará por las estimaciones de los parámetros para cada modelo (no restringido, colectivo y unitario), tanto para la muestra completa de parejas en que los dos cónyuges trabajan, como para las que además no tienen hijos en edad preescolar.<sup>19</sup> A partir de ellas se contrastan las restricciones y se calculan los parámetros estructurales de los modelos colectivo y unitario, para finalizar dando un serie de medidas de las elasticidades de la oferta de trabajo para hombres y mujeres en España.

### 6.1 Parámetros estimados

Las tablas 2 y 3 recogen respectivamente las estimaciones para parejas con y sin hijos preescolares. En ambos casos, después de las normalizaciones de  $a_{10}$  y  $b_{10}$ , se tienen 29 parámetros libres en el modelo no restringido, 23

---

<sup>18</sup>Chiappori *et al.* (1998) en su estimación para Estados Unidos con datos del PSID tienen variabilidades similares a España en las medidas de oferta de trabajo (640 para hombres y 570 para mujeres). No obstante, por la idiosincracia del mercado laboral español, se realiza un análisis de varianza para las variables de horas trabajadas donde se obtiene que indicadores de región (7 categorías), rama (agricultura, industria o servicios) y sector (privado o público) explican conjuntamente el 6 y el 2 % de la variabilidad en hombres y mujeres respectivamente.

<sup>19</sup>Dado que para las variables de fertilidad no se puede rechazar la exogeneidad respecto a la oferta de trabajo (ver apéndice E), restringir la muestra a parejas sin hijos preescolares no es probable que genere sesgo de selección.

en el colectivo y 19 en el unitario (incluyendo los parámetros de ruido), de los que, para la muestra completa, resultan significativos al 10% 16, 16 y 14 parámetros respectivamente, perdiéndose precisión en general al reducir la muestra.

La interpretación de los coeficientes no es clara para el salario y la renta no laboral, ya que entran en las ecuaciones no linealmente, por lo que se realizará en el apartado de elasticidades. En cuanto a las variables de control, para los hombres se tiene que el nivel más alto de educación tiene un efecto significativo para todos los modelos y submuestras (su signo negativo indica que para el mismo salario y resto de variables, los hombres con mayor educación trabajan menos horas, es decir valoran más el ocio). Las variables de fertilidad en general no resultan significativas al 10% y cuando lo son (*hijo1416* para parejas sin hijos preescolares en todos los modelos) su efecto es positivo (esto podría estar reflejando un efecto cohorte, en el sentido de que la probabilidad de tener hijos en esas edades es mayor para los hombres que se encuentran alrededor de la media del intervalo de edades (21-66), que a la vez pueden ser los que más horas trabajan).

Para las mujeres la variable de nivel alto de educación también es significativa en todos los casos y tiene el mismo signo e interpretación que para los hombres. Destaca que las variables de fertilidad sean altamente significativas y que, como era de esperar, tengan un efecto negativo sobre la oferta de trabajo.

Por último, cabe apuntar que el coeficiente de correlación es positivo y altamente significativo en todas las especificaciones, lo que sugiere que las variables inobservables que afectan a la decisión de horas trabajadas de

un individuo están correlacionadas positivamente con las que influyen en su cónyuge. Ésto además proporciona evidencia sobre la ganancia de eficiencia que supone la estimación conjunta de las ofertas de trabajo de la pareja frente a los modelos individuales.

## 6.2 Contraste de restricciones

Una vez estimados los parámetros, se comparan los modelos unitario y colectivo con el modelo no restringido utilizando contrastes de razón de verosimilitudes (RV) y de Wald (W) para las dos muestras consideradas.<sup>20</sup> Adicionalmente se incluye por separado el contraste de las restricciones de agrupación de rentas, puesto que tienen interés por sí mismas y además las primeras versiones del modelo colectivo (Chiappori (1988) y (1992)) las incluían.

La tabla 4 recoge los estadísticos RV y W y sus correspondientes valores p para cada modelo y muestra. Con respecto a la restricción de agrupación de rentas, se rechaza al 1% en los dos casos con el estadístico RV y al 5% para el estadístico W. A pesar de que esto ya permite descartar el modelo unitario, se contrastan conjuntamente todas sus restricciones (excepto  $a_{10} = b_{10}$ , que se impone como normalización de identificación) y se rechazan al 1% en las dos muestras con el estadístico RV.

Para el modelo colectivo la evidencia empírica no es tan clara. Así, para la muestra completa se rechaza incluso al 1%, mientras que no se puede rechazar a ese nivel de significación para parejas sin hijos preescolares. Esto aporta

---

<sup>20</sup>No se realiza el contraste de Wald para el modelo colectivo ya que sus restricciones son no lineales y este contraste no es invariante a la parametrización que se haga de las mismas.



cierta evidencia de que el cuidado de estos hijos presenta características de bien público dentro del hogar, lo que genera no separabilidades en el consumo que no pueden ser recogidas por el modelo colectivo.

### **6.3 Parámetros estructurales**

La especificación funcional elegida permite recuperar los parámetros de las preferencias y de la regla de reparto a partir de los coeficientes estimados para las ofertas de trabajo. No se incluyen los resultados del modelo unitario por ser claramente rechazado por los datos. En cuanto al modelo colectivo, se presentan los parámetros obtenidos con las dos especificaciones, ya que a pesar de que para la muestra completa el modelo es rechazado, la disminución del tamaño muestral hace que se pierda mucha precisión en la estimación cuando se utiliza la muestra restringida. En las tablas 5 y 6 se recogen las estimaciones de las funciones de utilidad y de la regla de reparto respectivamente, así como las correspondientes desviaciones típicas calculadas por el método delta.

#### **6.3.1 Funciones de utilidad indirecta**

Con la muestra completa los parámetros se estiman con mayor precisión para los hombres que para las mujeres, y las estimaciones para estas últimas incumplen además una de las condiciones de convexidad global (H4). Para la muestra restringida ninguno de los parámetros resulta estadísticamente significativo y en el caso de las mujeres incumplen las dos condiciones de convexidad global. Por otro lado, en ambos casos la utilidad marginal del salario propio y la renta no laboral son positivas para todos los individuos

de la muestra.<sup>21</sup>

### 6.3.2 Regla de reparto

En primer lugar, recordemos que la regla de reparto, tal como aparece en la tabla 6, mide la cantidad de renta no laboral que obtiene finalmente el hombre. Por coeficientes,  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$ ,  $\alpha_3 + \alpha_4$  y  $\alpha_4$  proporcionan, respectivamente, los efectos que tienen variaciones en el salario del hombre, en el salario de la mujer, en la renta no laboral de la mujer, en la renta no laboral del hombre y en la distribución de la renta no laboral, sobre la renta no laboral que recibe el hombre después del proceso de negociación.<sup>22</sup>

Para la muestra completa se tiene que ante un aumento de su salario, el hombre no sólo no comparte este incremento de su renta laboral con su cónyuge, sino que además recibe una transferencia adicional en forma de renta no laboral. Por el contrario, la mujer comparte los aumentos tanto de su renta laboral como de la no laboral con su cónyuge (aunque el efecto en el caso de la renta laboral está medido con poca precisión). Por último, los incrementos de la renta no laboral del marido suponen transferencias en favor de la mujer, tanto si son compensados como si no. Por tanto, de acuerdo con estas estimaciones se podría concluir que los hombres utilizan su salario como una fuente de poder de negociación, mientras que se muestran más altruistas con la renta no laboral. Por su parte, las mujeres presentan un comportamiento altruista con todas sus rentas.

---

<sup>21</sup>Son respectivamente numerador y denominador de las funciones estimadas de oferta de trabajo.

<sup>22</sup> $\alpha_4$  recoge el efecto de redistribuciones de la renta no laboral total del hogar de la mujer hacia el hombre, es decir un aumento en la renta no laboral del hombre acompañado por una disminución en la de la mujer de la misma cuantía.

En la muestra restringida, si bien ninguno de los coeficientes resulta estadísticamente significativo, la interpretación es más satisfactoria de acuerdo a la intuición. Así, incrementos en el salario por hora (y por tanto en la renta laboral), son compartidos en forma de transferencias de renta no laboral con el cónyuge por hombres y mujeres. Por su parte, cambios en la distribución inicial de la renta no laboral en favor del hombre suponen para él una mayor asignación final. Por tanto, en este caso se tiene un comportamiento altruista de los dos cónyuges en cuanto a su renta laboral, mientras que la distribución inicial de la renta no laboral determina el poder de negociación (lo que parece más lógico puesto que se está decidiendo su reparto final).<sup>23</sup> La regla de reparto se puede ver como una simplificación de cómo los individuos comparten aumentos salariales con su cónyuge y negocian por la renta no laboral en función de sus dotaciones iniciales.

## 6.4 Elasticidades

En la tabla 7 se proporcionan dos medidas de las elasticidades de las ofertas de trabajo de hombres y mujeres respecto a los salarios y a las rentas no laborales.<sup>24</sup> La primera corresponde a la evaluación de dichas elasticidades en el individuo medio (sus características son las medias muestrales), mientras que la segunda se obtiene como la media de las elasticidades de

---

<sup>23</sup>Estos resultados son cualitativamente similares a los obtenidos por Chiappori *et al.* (1998) que, en lugar de la distribución inicial de la renta no laboral, utilizan como factor de distribución el denominado ratio de sexos (proporción de hombres sobre el total de la población por grupos de edad y región). Aumentos de esta variable dan mayor poder de negociación a las mujeres al hacerse relativamente más “escasas”.

<sup>24</sup>Por economía de espacio se presentan únicamente las elasticidades obtenidas con las estimaciones de la muestra completa. Para la muestra restringida se obtienen resultados muy similares.

los individuos de la muestra.<sup>25</sup> Por su parte, las desviaciones típicas también miden aspectos diferentes, en el primer caso reflejan la incertidumbre derivada de que para el cálculo de las elasticidades se utilizan estimaciones de parámetros (por lo que se obtienen aplicando el método delta), mientras que en el segundo son una medida de la variabilidad de la distribución de las elasticidades dentro de la muestra y se obtienen como las desviaciones típicas de las elasticidades individuales.

De la comparación de las medidas se puede concluir que el individuo medio tiene un comportamiento representativo de la muestra en los tres modelos, por lo que la interpretación se hará sobre sus elasticidades. Las elasticidades al salario propio son estadísticamente significativas al 10% salvo en un caso, tienen el signo esperado y son razonablemente robustas a las restricciones de los modelos colectivo y unitario. Además, son comparables con las obtenidas en estudios empíricos para otros países (Blundell y MaCurdy (1999)). Por sexos, como es habitual en este tipo de estudios, se constata que la oferta de trabajo femenina es más sensible al salario. Las elasticidades cruzadas del salario son menores que las del salario propio y tienen el signo negativo esperado (si suponemos que en el modelo colectivo se comparten los aumentos salariales con el cónyuge), en el sentido de que aumentos salariales del cónyuge suponen incrementos de la renta no laboral propia que, si el ocio es un bien normal, se traducen en disminuciones de las horas trabajadas. Nótese además que este efecto cruzado es mayor para las mujeres que para

---

<sup>25</sup>En los trabajos empíricos se suele utilizar generalmente la primera medida. No obstante se proporciona la media de las elasticidades puesto que el individuo medio puede no ser representativo de la muestra para determinadas configuraciones de los parámetros y estructuras de correlación de las variables explicativas (sobre todo en un modelo no lineal).

los hombres, excepto en el modelo unitario. Por su parte, las elasticidades respecto a la renta no laboral se estiman con menor precisión y, cuando son estadísticamente significativas al 5%, son negativas.

## 7 Conclusión

Para finalizar se resumen los principales resultados obtenidos. En cuanto a los modelos de oferta de trabajo familiar analizados, se tiene que tanto las restricciones de agrupación de rentas como el resto de restricciones del modelo unitario son rechazadas claramente por los datos en las dos submuestras consideradas. Por su parte, las restricciones del modelo colectivo no pueden ser rechazadas, al menos al 1%, para parejas que no tienen hijos en edad preescolar.

Por otro lado, las elasticidades de la oferta de trabajo obtenidas con los tres modelos están en línea con las estimadas para otros países y cumplen también la regularidad empírica de que la elasticidad al salario propio es mayor para las mujeres que para los hombres (30,4% frente a 8,7% en el modelo no restringido).

De las estimaciones se pueden extraer además algunas ideas de posibles vías de mejora del modelo colectivo. Así, por un lado se tiene que el segmento de población para el que funciona mejor es el de parejas sin hijos en edad preescolar, para el que se reduce el efecto de la producción doméstica. Esto llevaría a pensar que un modelo colectivo válido para toda la población debería incorporar la producción doméstica. Sin embargo, los modelos teóricos desarrollados que tienen en cuenta dicha producción (Chiappori (1997), Apps y Rees (1997)), en general requieren, para su contrastación empírica,

datos de consumo individual que no suelen estar disponibles en las bases de datos laborales.

Otra posible mejora sería tratar explícitamente la decisión de participación, lo que permitiría no sólo entender mejor el comportamiento de los agentes, sino también aumentar sustancialmente el tamaño muestral. En este sentido, como se apuntó en la sección 4, hay un primer trabajo de Blundell *et al.* (1998) en el que se modeliza la participación y la oferta de trabajo para la mujer y la participación para el hombre.

Adicionalmente, para la muestra completa se observa que el modelo colectivo da lugar a resultados similares al no restringido en cuanto a parámetros y elasticidades, siendo menos satisfactorio en cuanto a la interpretación de los coeficientes de la regla de reparto. Esto llevaría a intentar mejorar la especificación de dicha regla, por ejemplo a través de dos posibilidades. En primer lugar se podrían introducir otros factores de distribución, además de la distribución inicial de la renta no laboral. En este sentido Chiappori *et al.* (1998) en su estudio para Estados Unidos incluyen variables del denominado mercado del matrimonio. En España la baja tasa de divorcio haría pensar en otros factores de tipo sociológico (por ejemplo región, residencia en zona rural o urbana, o un indicador de si se vive en una ciudad grande, podrían ser *proxies* de distintos tipos de mentalidad de la pareja que podrían influir en el proceso de negociación) o económico (por ejemplo medidas de precariedad en el empleo de cada uno de los cónyuges). En segundo lugar se podría intentar obtener los determinantes de la regla de reparto en una situación en la que es observable, al menos de forma aproximada, que es cuando se produce el divorcio (Chiappori (1992)). Sin embargo, esta modelización plantea proble-

mas no sólo por la parte de la obtención de los datos, sino también porque en el proceso de divorcio intervienen otros factores, sobre todo de tipo legal.

Por último, y como variante del modelo teórico expuesto, se podría pensar en una modelización discreta de las ofertas de trabajo que tuviera en cuenta explícitamente las restricciones a las que se enfrentan los agentes en la elección del número de horas trabajadas (jornadas mínimas, costes fijos del trabajo, aspectos sindicales o legislación laboral en general), que pueden ser especialmente importantes en el caso español.

## A Sistema de ecuaciones del modelo unitario

El sistema a resolver para recuperar los parámetros estructurales y las restricciones del modelo unitario es el siguiente:

$$\left\{ \begin{array}{l} a_1 = 2c_1, \quad b_1 = c_4, \\ a_2 = c_4, \quad b_2 = 2c_2, \\ a_3 = c_5, \quad b_3 = c_6, \\ a_5 = c_7, \quad b_5 = c_8, \\ a_6 = c_5, \quad b_6 = c_5, \\ a_7 = c_6, \quad b_7 = c_6, \\ a_8 = 2c_3, \quad b_8 = 2c_3, \\ a_{10} = c_9, \quad b_{10} = c_9. \end{array} \right. \quad (37)$$

Nótese que, dado que la función de utilidad indirecta tiene 9 parámetros, las funciones de oferta de trabajo resultantes sólo pueden tener ese mismo número de parámetros libres, por lo que resolviendo para  $c_1$  a  $c_9$ ,  $a_6$ ,  $b_1$ ,  $b_3$ ,  $b_6$ ,  $b_7$ ,  $b_8$  y  $b_{10}$  se tiene:

$$\text{Parámetros Estructurales: } \left\{ \begin{array}{l} c_1 = \frac{a_1}{2}, \quad c_6 = a_7, \\ c_2 = \frac{b_2}{2}, \quad c_7 = a_5, \\ c_3 = \frac{a_8}{2}, \quad c_8 = b_5, \\ c_4 = a_2, \quad c_9 = a_{10}, \\ c_5 = a_3. \end{array} \right. \quad (38)$$

$$\text{Restricciones: } \left\{ \begin{array}{l} a_6 = a_3, \quad b_7 = a_7, \\ b_1 = a_2, \quad b_8 = a_8, \\ b_3 = a_7, \quad b_{10} = a_{10}, \\ b_6 = a_3. \end{array} \right. \quad (39)$$

En relación a las restricciones de convexidad, se sustituyen los parámetros estructurales de la función de utilidad indirecta por los coeficientes no restringidos de las ofertas de trabajo, y se calcula el gradiente y la hessiana con respecto a  $x = (w_1, w_2, y)'$ :

$$v(w_1, w_2, y) = \frac{a_1}{2}w_1^2 + \frac{b_2}{2}w_2^2 + \frac{a_8}{2}y^2 + a_2w_1w_2 + a_3w_1y + a_7w_2y +$$



$$a_5w_1 + b_5w_2 + a_{10}y, \quad (40)$$

$$\frac{\partial v}{\partial x} = \begin{bmatrix} a_1w_1 + a_2w_2 + a_3y + a_5 \\ b_2w_2 + a_2w_1 + a_7y + b_5 \\ a_8y + a_3w_1 + a_7w_2 + a_{10} \end{bmatrix}, \quad (41)$$

$$\frac{\partial^2 v}{\partial x \partial x'} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 \\ a_2 & b_2 & a_7 \\ a_3 & a_7 & a_8 \end{bmatrix}. \quad (42)$$

Para que se cumpla la convexidad global, la matriz hessiana debe ser semidefinida positiva, o lo que es lo mismo los determinantes de todos sus menores principales no negativos. A partir de estas condiciones se obtienen las restricciones (H2).

## B Sistema de ecuaciones del modelo colectivo

En este caso se tiene el siguiente sistema de ecuaciones no lineales:

$$\begin{cases} a_1 - (2d_1 + d_3\alpha_1) = 0, & b_1 + e_3\alpha_1 = 0, \\ a_2 - d_3\alpha_2 = 0, & b_2 - (2e_1 - e_3\alpha_2) = 0, \\ a_3 - d_3\alpha_3 = 0, & b_3 - e_3(1 - \alpha_3) = 0, \\ a_4 - d_3\alpha_4 = 0, & b_4 + e_3\alpha_4 = 0, \\ a_5 - (d_4 + d_3\alpha_0) = 0, & b_5 - (e_4 - e_3\alpha_0) = 0, \\ a_6 - (d_3 + 2d_2\alpha_1) = 0, & b_6 + 2e_2\alpha_1 = 0, \\ a_7 - 2d_2\alpha_2 = 0, & b_7 - (e_3 - 2e_2\alpha_2) = 0, \\ a_8 - 2d_2\alpha_3 = 0, & b_8 - 2e_2(1 - \alpha_3) = 0, \\ a_9 - 2d_2\alpha_4 = 0, & b_9 - 2e_2\alpha_4 = 0, \\ a_{10} - (d_5 + 2d_2\alpha_0) = 0, & b_{10} - (e_5 - 2e_2\alpha_0) = 0. \end{cases} \quad (43)$$

Ahora, dado que la regla de reparto está identificada salvo por una constante aditiva, hay que imponer una condición sobre  $\alpha_0$  ( $\alpha_0 = 0$ ) para poder recuperar  $d_4, d_5, e_4$  y  $e_5$ . Con ello se tienen 14 parámetros estructurales que hacen que las ofertas de trabajo derivadas de este modelo puedan tener el

mismo número de parámetros libres. Restringiendo  $a_2, a_7, a_9, b_1, b_4$  y  $b_9$  el sistema tiene como solución única:

$$\text{Regla de reparto: } \begin{cases} \alpha_0 = 0, \\ \alpha_1 = b_6 \frac{a_3 - a_6}{-b_6 a_8 + a_6 b_8}, \\ \alpha_2 = \frac{-b_3 b_6 a_8 + b_3 a_6 b_8 + b_7 b_8 a_3 - b_7 b_8 a_6}{b_8 (-b_6 a_8 + a_6 b_8)}, \\ \alpha_3 = \frac{b_8 a_3 - b_6 a_8}{-b_6 a_8 + a_6 b_8}, \\ \alpha_4 = a_4 \frac{b_8 a_3 - b_6 a_8}{(-b_6 a_8 + a_6 b_8) a_3}. \end{cases} \quad (44)$$

$$\text{Utilidad de 1: } \begin{cases} d_1 = \frac{1}{2} \frac{a_1 b_8 a_3 - a_1 b_6 a_8 - a_3^2 b_6 + a_3 b_6 a_6}{b_8 a_3 - b_6 a_8}, \\ d_2 = \frac{1}{2} \frac{a_8}{b_8 a_3 - b_6 a_8} (-b_6 a_8 + a_6 b_8), \\ d_3 = (-b_6 a_8 + a_6 b_8) \frac{a_3}{b_8 a_3 - b_6 a_8}, \\ d_4 = a_5, \\ d_5 = a_{10}. \end{cases} \quad (45)$$

$$\text{Utilidad de 2: } \begin{cases} e_1 = \frac{1}{2} \frac{b_2 b_8^2 a_3 - b_2 b_8^2 a_6 + b_3^2 b_6 a_8 - b_3^2 a_6 b_8 - b_3 b_7 b_8 a_3 + b_3 b_7 b_8 a_6}{b_8^2 (a_3 - a_6)}, \\ e_2 = -\frac{1}{2} \frac{-b_6 a_8 + a_6 b_8}{a_3 - a_6}, \\ e_3 = -b_3 \frac{-b_6 a_8 + a_6 b_8}{b_8 (a_3 - a_6)}, \\ e_4 = b_5, \\ e_5 = b_{10}. \end{cases} \quad (46)$$

$$\text{Restricciones CRC: } \begin{cases} a_2 = \frac{a_3}{b_8 a_3 - b_6 a_8} \frac{-b_3 b_6 a_8 + b_3 a_6 b_8 + b_7 b_8 a_3 - b_7 b_8 a_6}{b_8}, \\ a_7 = \frac{a_8}{b_8 a_3 - b_6 a_8} \frac{-b_3 b_6 a_8 + b_3 a_6 b_8 + b_7 b_8 a_3 - b_7 b_8 a_6}{b_8}, \\ a_9 = \frac{a_4}{a_3} a_8, \\ b_2 = \frac{b_3}{b_8} b_6, \\ b_4 = \frac{b_3}{b_8 (a_3 - a_6)} a_4 \frac{b_8 a_3 - b_6 a_8}{a_3}, \\ b_9 = \frac{1}{a_3 - a_6} a_4 \frac{b_8 a_3 - b_6 a_8}{a_3}. \end{cases} \quad (47)$$

Operando con las restricciones se llega a:

$$\text{Restricciones CRC: } \begin{cases} a_2 = \frac{a_7 a_3}{a_8}, \\ a_7 = \frac{a_8 b_1 (a_8 b_1 - a_6 b_3 + a_6 b_7 - a_3 b_7)}{(a_8 b_1 - a_3 b_3)}, \\ a_9 = \frac{a_4 a_8}{a_3}, \\ b_2 = \frac{b_3 b_6}{b_8}, \\ b_4 = \frac{a_4 b_3 (b_3 - b_7)}{(a_3 b_3 - a_2 b_8)}, \\ b_9 = \frac{b_4 b_8}{b_3}. \end{cases} \quad (48)$$

## C Datos

- Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGE) o *European Community Household Panel (ECHP)* para los años 1994, 1995 y 1996 (finalmente se utiliza únicamente la información correspondiente a 1994 y 1995, puesto que las variables de oferta de trabajo se refieren al año de referencia y las de renta al año anterior, por lo que hay que hacer un solapamiento).
- Criterios de selección de la muestra: se mantienen los hogares que cumplen las siguientes características:
  1. Es posible realizar el solapamiento. Para ello es necesario que el hogar permanezca durante dos olas consecutivas en el panel.
  2. El cabeza de familia convive con su pareja.
  3. Los dos miembros de la pareja han trabajado alguna hora y han obtenido ingresos monetarios por cuenta del trabajo en el año de referencia.
  4. Ambos cónyuges tienen menos de 70 años y proporcionan información sobre todas las variables de interés.
- Variables: se enumeran las variables utilizadas en las estimaciones de los modelos individuales y familiares, indicando asimismo los códigos originales de las variables del PHOGE a partir de las que se construyen:
  1. Horas anuales trabajadas ( $h$ ): se construye como el producto del número de horas habitualmente trabajadas a la semana (PE005)

y el número de semanas trabajadas al año.

2. Número de semanas trabajadas al año: suma de las semanas que tienen los meses para los que el individuo trabaja. Se considera que un individuo trabaja un mes si la variable de actividad de ese mes (PC001 a PC012) pertenece a las categorías asalariado, aprendiz remunerado o recibiendo formación bajo un programa especial relacionado con el empleo, o empresario o trabajador independiente.
3. Salario por hora ( $w$ ): cociente entre los ingresos anuales netos por rentas del trabajo (PI110) y las horas anuales trabajadas.
4. Renta no laboral ( $y$ ): incluye los ingresos anuales netos por rentas del capital y la propiedad, y transferencias privadas (PI120); y los ingresos anuales netos por prestaciones sociales (PI130).
5. Educación: se construyen tres variables ficticias a partir del nivel de estudios más alto completado (PT022):
  - *Educ3*: tercer nivel de enseñanza (estudios universitarios o equivalentes, FP II y módulo 3 de FP).
  - *Educ2*: segundo nivel de enseñanza (Bachiller Superior, BUP, COU, FP de un año o más de duración).
  - *Educ1*: menos de segundo nivel de enseñanza (Bachillerato Elemental, EGB, FP de menos de un año de duración, sin estudios).
6. Fertilidad: se crean dos variables a partir del tamaño del hogar (HD001), número de miembros del hogar de 16 o más años

(HD002) y número de miembros del hogar de 14 o más años (HD003):

- *Hijo14*: número de hijos menores de 14 años (HD001 - HD003).
- *Hijo1416*: número de hijos entre 14 y 16 años (HD003 - HD002).

7. *Edad* (PD003).

8. *Sexo* (PD004).

9. *Salud* (PH001): variable ordinal que indica el estado de salud y que toma valores que van de muy bueno (1) a muy malo (5).

10. *Antigüedad* (*Antig*): medida de experiencia específica. Se construye a partir del año en que se comenzó a trabajar con el empleador actual o en el negocio actual (PE011). Dado que esta variable está acotada inferiormente en 15 años antes del año de referencia, la antigüedad tendrá un truncamiento superior en 15 años.

## D Modelos individuales de oferta de trabajo

Se amplía la muestra a parejas en que uno de los cónyuges no trabaja y se estiman modelos de oferta de trabajo individual para hombres y mujeres, utilizando el Método Generalizado de Heckman.<sup>26</sup> Este método consta de tres etapas:

1. Ecuación de participación: se consideran participantes los individuos que trabajan y no participantes los parados e inactivos, por lo que

---

<sup>26</sup>En cada caso se restringe la muestra a los individuos para los que el cónyuge trabaja, por analogía con estudios previos de oferta de trabajo individual (Mroz (1987)).

rigurosamente habría que hablar de ecuación de empleo. Se estima mediante un probit de la participación (variable dicotómica que toma el valor uno si el individuo trabaja y cero en otro caso) sobre las variables de renta no laboral, fertilidad, educación, edad (se incluye un polinomio de grado tres y sus interacciones con las variables ficticias de educación) y salud del individuo, y la renta no laboral y salario del cónyuge.

2. Ecuación de salarios: se regresa el salario sobre las variables de edad y educación, la antigüedad y el término de corrección por selección de Heckman ( $\lambda$  de Heckman o inverso del ratio de Mills) obtenido de la estimación en la ecuación de participación.
3. Ecuación de horas: se estima por MCO utilizando como variables explicativas las estimaciones del salario obtenidas en la etapa 2, la renta no laboral del individuo y de su cónyuge, la edad, las variables de educación y fertilidad, el estado de salud y el término de corrección por autoselección.

Los resultados de la aplicación del método aparecen en la tabla 8. Por sexos, para los hombres la probabilidad de estar empleado disminuye con la renta no laboral propia y conforme empeora su estado de salud. El salario aumenta con la antigüedad y no está condicionado por la decisión de participación ( $\lambda$  no es significativa al 10%). En cuanto a la oferta de trabajo, crece con el salario propio y decrece con el nivel educativo (al igual que ocurría con los modelos familiares), no siendo la selección significativa al 10%.

Por su parte, las mujeres tienen una menor probabilidad de estar empleadas cuanto mayor sea su renta no laboral, el número de hijos y el salario del

cónyuge. Obtienen un salario que crece con la antigüedad en el puesto y en el que la autoselección es altamente significativa. Su oferta de trabajo crece con el salario y decrece con su renta no laboral y el número de hijos (notar que la significatividad de las variables de fertilidad únicamente en la ecuación de horas de las mujeres también se daba en la estimación familiar), siendo el efecto de la selección significativo incluso al 1%.

En la tabla 9 se recogen las elasticidades de las ofertas de trabajo individuales de hombres y mujeres con respecto a las variables de salario y renta no laboral, evaluadas en el individuo medio. En ambos casos se observa que las estimaciones son similares a las obtenidas para los modelos familiares, salvo las elasticidades cruzadas al salario del cónyuge, que en este caso son menores en valor absoluto.

## E Estimación por MGM

El sistema de ecuaciones a estimar es:

$$\left. \begin{aligned} h_{1i} &= \frac{x'_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i}}{z'_i\delta_1}, \\ h_{2i} &= \frac{x'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}}{z'_i\delta_2}, \\ i &= 1, \dots, n, \end{aligned} \right\} \implies \begin{cases} \varepsilon_{1i}(\theta) = z'_i\delta_1 h_{1i} - x'_{1i}\beta_1, \\ \varepsilon_{2i}(\theta) = z'_i\delta_2 h_{2i} - x'_{2i}\beta_2, \end{cases} \quad (49)$$

donde  $\theta = (\beta'_1, \delta'_1, \beta'_2, \delta'_2)'$  y  $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})' \sim i(0, \Sigma_i)$ .

Para aplicar MGM no se requieren supuestos paramétricos sobre la distribución de  $\varepsilon_i(\theta) = (\varepsilon_{1i}(\theta), \varepsilon_{2i}(\theta))'$  (se supondrá que tienen media cero y que están incorrelacionados entre hogares, pudiendo ser heterocedásticos y correlacionados dentro del hogar), sólo es necesario que exista un conjunto de  $r$  variables  $W_i$  que sean débilmente exógenas. Definiendo  $\widetilde{W}_i = I \otimes W'_i$ ,

donde  $I$  es la matriz identidad de orden  $2 \times 2$ , se tiene la siguiente condición de momentos:<sup>27</sup>

$$E[\varepsilon_i(\theta) | \widetilde{W}_i] = 0 \Rightarrow E[\widetilde{W}_i' \varepsilon_i(\theta)] = 0 \quad (50)$$

El estimador MGM de  $\theta$ , cuando hay más condiciones de momentos que parámetros a estimar, se obtiene de minimizar la siguiente forma cuadrática:

$$S(\theta) = \left(\frac{1}{n} \varepsilon(\theta)' \widetilde{W}\right) \left(\frac{1}{n} \widetilde{W}' \Omega \widetilde{W}\right)^{-1} \left(\frac{1}{n} \widetilde{W}' \varepsilon(\theta)\right), \quad (51)$$

donde:

$$\varepsilon(\theta) = (\varepsilon_{11}(\theta), \dots, \varepsilon_{1n}(\theta), \varepsilon_{21}(\theta), \dots, \varepsilon_{2n}(\theta))', \quad (52)$$

$$\widetilde{W} = I \otimes W, \quad (53)$$

$$I = \text{matriz identidad } 2 \times 2, \quad (54)$$

---

<sup>27</sup>Si se considera que la muestra está truncada las condiciones de momentos pasarían a ser:

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_i(\theta) - \lambda(W_i) | W_i, h_i \gg 0] &= 0 \\ \text{donde } \lambda(W_i) &= E[\varepsilon_i(\theta) | W_i, h_i \gg 0] \\ h_i &= (h_{1i}, h_{2i})' \end{aligned}$$

La condición de truncamiento en términos de inobservables es:

$$\begin{aligned} h_i \gg 0 &\iff h_{ki} > 0 \quad k = 1, 2 \\ \text{si } z_i' \delta_k > 0 &\Rightarrow x_{ki}' \beta_k + \varepsilon_{ki} > 0 \end{aligned}$$

Si las ecuaciones de salarios son

$$w_{ki} = W_i' \pi_k + u_{ki}$$

entonces, dado que  $x_{ki}$  incluye a  $w_{1i}$  y  $w_{2i}$ , se tendría:

$$\varepsilon_{ki} + \gamma_1 u_{1i} + \gamma_2 u_{2i} > W_i' \alpha_k \quad k = 1, 2$$

Por lo tanto, para obtener  $\lambda(W_i)$  hay que hacer supuestos paramétricos sobre la distribución conjunta de horas trabajadas y salarios. Pero si se imponen formas funcionales MGM pierde su ventaja sobre MV, por lo que se realizará la estimación MGM sin tener en cuenta el truncamiento, esperando que el sesgo de selección no sea importante (esto parece probable puesto que en MV los resultados son muy similares con y sin truncamiento).



$$W = (W_1, \dots, W_n), \quad (55)$$

$$\Omega = E[\varepsilon(\theta)\varepsilon(\theta)'] = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix}, \quad (56)$$

$$\Omega_{kj} = \text{diag}(E[\varepsilon_{k1}\varepsilon_{j1}], \dots, E[\varepsilon_{kn}\varepsilon_{jn}]) \quad k, j = 1, 2. \quad (57)$$

Las matrices  $\Omega_{kj}$  son inobservables por lo que se deben aproximar por el estimador de la matriz de varianzas de White (1980)  $\widehat{\Omega}_{kj}$ , cuyo elemento  $i$ -ésimo de la diagonal viene dado por  $\varepsilon_{ki}(\tilde{\theta})\varepsilon_{ji}(\tilde{\theta})$ , donde  $\tilde{\theta}$  es un estimador consistente de  $\theta$ .

Para obtener el estimador MGM óptimo de  $\theta$  se sigue un proceso iterativo propuesto por Davidson y MacKinnon (1993) en el que se comienza con  $\widehat{\Omega} = I$ , se minimiza (51) y se obtiene un nuevo  $\widehat{\Omega}$  con el que se vuelve a iniciar el proceso, hasta conseguir estabilizar la estimación de  $\Omega$  (medida por la diferencia del logaritmo de su determinante en dos iteraciones sucesivas).<sup>28</sup> Alcanzada la convergencia, la matriz de varianzas asintótica de  $\widehat{\theta}_{MGM}$  se estima con la siguiente expresión:

$$\widehat{V}[\widehat{\theta}_{MGM}] = (\widehat{D}'(\widetilde{W}'\widehat{\Omega}\widetilde{W})^{-1}\widehat{D})^{-1}, \quad (58)$$

donde  $\widehat{\Omega}$  es la estimación de  $\Omega$  de la última iteración y  $\widehat{D} = \frac{1}{n} \frac{\partial \widetilde{W}'\varepsilon(\theta)}{\partial \theta'} \Big|_{\theta=\widehat{\theta}_{MGM}}$ .

En la estimación MGM lo primero que se hace es contrastar la exogeneidad de algunas variables, en concreto las de renta no laboral, fertilidad y antigüedad, sobre las que no existe consenso en los trabajos empíricos sobre si considerarlas exógenas o no. Para ello, se utiliza el método anteriormente descrito sin incluir en la matriz de instrumentos las variables sobre las que se

---

<sup>28</sup>Los estimadores de la segunda iteración ya serían óptimos en cuanto a sus propiedades asintóticas. Sin embargo, por simulación se ha comprobado (Ferson y Foerster (1990)) que las propiedades en muestras finitas mejoran si el procedimiento es iterado.

tienen dudas sobre su exogeneidad, y se realizan contrastes incrementales de Sargan.<sup>29</sup> En la tabla 10 se muestran los estadísticos y valores p correspondientes a los contrastes de exogeneidad de cada tipo de variables por separado y en conjunto, así como el contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo inicial sobre el que se realizan los contrastes. Se observa que no se pueden rechazar al 5% las restricciones de sobreidentificación, ni la exogeneidad conjunta y de las variables de renta no laboral y fertilidad por separado, mientras que la exogeneidad de la antigüedad no se puede rechazar al 1%.

Una vez verificada su exogeneidad, se incorporan las variables de renta no laboral, fertilidad y antigüedad a la matriz de instrumentos y se estiman los modelos no restringido, colectivo y unitario. Como resumen de estas estimaciones se muestran en las tablas 11, 12 y 13 el contraste de las restricciones de los modelos colectivo y unitario, la regla de reparto y las elasticidades respectivamente.

Por lo que respecta a los contrastes de las restricciones de los modelos colectivo y unitario, se llevan a cabo utilizando el análogo en MGM del estadístico de razón de verosimilitudes, que es el estadístico de Newey-West (NW). Éste se define como la diferencia entre el valor final de la forma cuadrática (51), reescalada por el número de observaciones, en los modelos estimados con y sin restricciones. Bajo la hipótesis de que las restricciones que se imponen son ciertas, el estadístico NW se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2$  con tantos grados de libertad como el número de restricciones.

---

<sup>29</sup>Los instrumentos utilizados son una constante, las variables de educación, y un polinomio de grado 3 en edad y sus interacciones con educación, todas ellas para los dos cónyuges.

En este caso al nivel de significación del 5% se rechazan las restricciones del modelo unitario y no se pueden rechazar las del modelo colectivo para la muestra completa. La diferencia con lo ocurría en la estimación por MVIC podría deberse a que MGM, al imponer menos estructura, gana robustez en la inferencia a costa de perder potencia.

Para la regla de reparto se tiene que el signo de los coeficientes es más satisfactorio, de acuerdo a la intuición, al obtenido a partir de la estimación MVIC para la muestra completa, pero en ningún caso son significativos ni siquiera al 10%. Por último, las elasticidades estimadas para los hombres son muy poco precisas, mientras que para las mujeres son más similares a las de MVIC.

## Referencias

- [1] Apps, P.F. y R. Rees (1997), “Collective Labor Supply and Household Production”, *Journal of Political Economy*, vol. 105, pp. 178-190.
- [2] Banco de España (2000), *Boletín Estadístico*.
- [3] Blundell, R., P.-A. Chiappori, T. Magnac y C. Meghir (1998), “Collective Labour Supply: Heterogeneity and Nonparticipation”, IFS WP 1998/0020.
- [4] Blundell, R. y T. MaCurdy (1999), “Labor Supply: a Review of Alternative Approaches”, en *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, cap. 27, Ed. O. Ashenfelter y D. Card, North Holland, pp. 1559-1695.
- [5] Bourguignon, F. (1984), “Rationalité Individuelle ou Rationalité Stratégique: le cas de l’Offre Familiale de Travail”, *Revue Economique*, vol. 35, pp. 147-162.
- [6] Bover, O. y M. Arellano (1995), “Female Labour Force Participation in the 1980s: the Case of Spain”, *Investigaciones Económicas*, vol. XIX(2), pp. 171-194.
- [7] Calvo, J.L. (1991), “Diferencias de Ingresos entre Hombres y Mujeres en España: ¿Discriminación o Decisión Voluntaria?”, Documento de Trabajo 9105, Universidad Nacional de Educación a Distancia, Departamento de Análisis Económico.
- [8] Chiappori, P.-A. (1988), “Rational Household Labor Supply”, *Econometrica*, vol. 56, pp. 63-89.

- [9] Chiappori, P.-A. (1992), “Collective Labour Supply and Welfare”, *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 437-467.
- [10] Chiappori, P.-A. (1997), “Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply”, *Journal of Political Economy*, vol. 105, pp. 191-209.
- [11] Chiappori, P.-A., B. Fortin y G. Lacroix (1998), “Household Labor Supply, Sharing Rule and the Marriage Market”, Working paper 9810, Université Laval.
- [12] Davidson, R. y J.G. MacKinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford, Oxford University Press.
- [13] Diewert, W.E. (1974), “Applications of Duality Theory”, Capítulo 3, en *Frontiers in Quantitative Economics*, Ed. M.D. Intrilligator y D.A. Kendrick, vol. II, Amsterdam, North Holland / American Elsevier.
- [14] Ferson, W.E. y S.R. Foerster (1991), “Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models”, manuscript, University of Chicago y University of Western Ontario.
- [15] Fortin, B. y G. Lacroix (1997), “A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply”, *Economic Journal*, vol. 107, pp. 933-955.

- [16] Hausman, J. (1981), "Labor Supply", en *How Taxes Affect Economic Behaviour*, Ed. H.J. Aaron y J.A. Pechman, Washington D.C., Brookings Institution.
- [17] Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as an Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, pp. 153-161.
- [18] Hernández, P.J. (1995), "Análisis Empírico de la Discriminación Salarial de la Mujer en España", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX(2), pp. 195-215.
- [19] Instituto Nacional de Estadística (1996), *Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGE): Metodología*, INE.
- [20] Kooreman, P. y A. Kapteyn (1986), "Estimation of Rationed and Unrationed Household Labour Supply Functions Using Flexible Functional Forms", *Economic Journal*, vol. 96, pp. 398-412.
- [21] Kooreman, P. y A. Kapteyn (1992), "Household Labour Supply: What Kind of Data Can Tell us How Many Decision Makers There Are?", *European Economic Review*, vol. 36, pp. 365-371.
- [22] McElroy, M. (1990), "The Empirical Content of Nash Bargained Household Behaviour", *Journal of Human Resources*, vol. 25, pp. 559-583.
- [23] Moltó, M.L. (1984), "Estudio Empírico de la Discriminación de la Mujer en el Mercado Académico", *Estadística Española*, vol. 102, pp. 105-128.

- [24] Mroz, T.A. (1987), “The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women’s Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions”, *Econometrica*, vol. 55, pp. 765-799.
- [25] Novales, A. (1989), “La Incorporación de la Mujer al Mercado de Trabajo en España: Participación y Ocupación”, *Moneda y Crédito*, vol. 188, pp. 243-281.
- [26] Novales, A. y B. Mateos (1990), “Empleo, Capital Humano y Participación Femenina en España”, *Investigaciones Económicas*, vol. XIX(2), pp. 457-478.
- [27] Peinado, A. (1988), “La Discriminación de la Mujer en el Mercado de Trabajo Español: una Aproximación Empírica a la Discriminación Salarial”, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Colección informes: serie empleo.
- [28] Peinado, A. (1990), “Un Análisis Microeconómico de las Diferencias Salariales entre Hombres y Mujeres”, *Información Comercial Española*, pp. 101-109.
- [29] Phipps, S.A. y P.F. Burton (1994), “What’s Mine in Yours?: the Influence of Male and Female Income on Patterns of Household Expenditures”, Working paper 9212, Dalhousie University.
- [30] Sánchez, C. (1999), “Job Inestability of Primary Earners and Spousal Labor Supply: an Application to Spain”, Mimeo.

- [31] Schultz, T.P. (1990), “Testing the Neoclassical Model of Family Labour Supply and Fertility”, *Journal of Human Resources*, vol. 25, pp. 599-634.
- [32] Thomas, D. (1990), “Intra-Household Resource Allocation: an Inferential Approach”, *Journal of Human Resources*, vol. 25, pp. 635-664.
- [33] Triest, R.K. (1990), “The Effect of Income Taxation on Labor Supply in the United States”, *Journal of Human Resources*, vol. 25, pp. 491-516.
- [34] Ugidos, A. (1993), “Gender Wage Differentials and Sample Selection: Evidence from Spain”. Ponencia presentada en el XVIII Simposio de Análisis Económico, Barcelona.
- [35] Ulph, D. (1988), “A General Non-Cooperative Nash Model of Household Consumption Behaviour”, Working paper, University of Bristol.
- [36] White, H. (1980), “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroskedasticity”, *Econometrica*, vol. 48, pp. 817-838.



**Tabla 1:**  
**Estadísticos Descriptivos**  
Media (Desviación típica)

Variable	PHOGE 9495	CCPH 86
Hombres		
Horas trabajadas	2292,91 (614)	2084,76 (617)
Salario por hora	9,78 <sup>†</sup> (5,65)	14,05 <sup>‡</sup> (6,36)
Renta no laboral	795,11 <sup>†</sup> (2433)	1221,82 <sup>‡</sup> (3733)
Educ1	0,42	
Educ2	0,21	
Educ3	0,37	
Edad	41,00	
Antigüedad	9,56	
Mujeres		
Horas trabajadas	1861,39 (576)	1688,28 (627)
Salario por hora	8,60 <sup>†</sup> (4,72)	11,75 <sup>‡</sup> (6,25)
Renta no laboral	336,40 <sup>†</sup> (1218)	984,38 <sup>‡</sup> (2588)
Educ1	0,40	
Educ2	0,21	
Educ3	0,39	
Edad	38,00	
Antigüedad	8,02	
Hogar		
Hijo14	0,86	
hijo1416	0,39	
Obsevaciones	1278	4496

<sup>†</sup> pesetas de 1994/100. <sup>‡</sup> \$ canadienses de 1985.

**Tabla 2:**  
**Estimación de parámetros**

Ecuación de horas para hombres				
$h_{1i} = \frac{a_1 w_{1i} + a_2 w_{2i} + a_3 y_i + a_4 y_{1i} + \bar{a}_5 + k_1 hijo14_i + k_2 hijo1416_i + k_3 educ2_{1i} + k_4 educ3_{1i} + \varepsilon_{1i}}{a_6 w_{1i} + a_7 w_{2i} + a_8 y_i + a_9 y_{1i} + a_{10}}$				
Variable	Parámetro	Modelo		
		No restringido	Colectivo	Unitario
<i>w</i> <sub>1</sub>	<i>a</i> <sub>1</sub>	0,080 (0,041)**	0,086 (0,040)**	0,196 (0,068)**
<i>w</i> <sub>2</sub>	<i>a</i> <sub>2</sub>	0,028 (0,041)	<i>0,009 (0,014)</i>	0,092 (0,041)**
<i>y</i>	<i>a</i> <sub>3</sub>	0,315 (0,463)	0,148 (0,141)	0,058 (0,024)**
<i>y</i> <sub>1</sub>	<i>a</i> <sub>4</sub>	-1,265 (0,470)**	-0,164 (0,160)	<i>0</i>
	<i>a</i> <sub>5</sub>			
<i>cte</i>	$\bar{a}_5$	2,231 (0,106)**	2,216 (0,104)**	2,230 (0,161)**
<i>hijo14</i>	<i>k</i> <sub>1</sub>	0,007 (0,021)	0,005 (0,044)	0,020 (0,053)
<i>hijo1416</i>	<i>k</i> <sub>2</sub>	0,058 (0,069)	0,053 (0,071)	0,092 (0,108)
<i>educ2</i> <sub>1</sub>	<i>k</i> <sub>3</sub>	-0,068 (0,066)	-0,064 (0,068)	-0,085 (0,117)
<i>educ3</i> <sub>1</sub>	<i>k</i> <sub>4</sub>	-0,233 (0,093)**	-0,235 (0,091)**	-0,367 (0,176)**
<i>w</i> <sub>1</sub>	<i>a</i> <sub>6</sub>	0,023 (0,019)*	0,024 (0,018)*	<i>0,058 (0,024)</i>
<i>w</i> <sub>2</sub>	<i>a</i> <sub>7</sub>	0,018 (0,020)	<i>0,011 (0,009)</i>	0,062 (0,023)**
<i>y</i>	<i>a</i> <sub>8</sub>	0,229 (0,221)	0,183 (0,145)	-0,014 (0,043)
<i>y</i> <sub>1</sub>	<i>a</i> <sub>9</sub>	-0,609 (0,211)**	<i>-0,203 (0,180)</i>	<i>0</i>
<i>cte</i>	<i>a</i> <sub>10</sub>	1	1	1

Muestra completa ( $n = 1278$ ).

Horas trabajadas/1000. Salario/100. Renta no laboral/1000000.

Desviaciones típicas asintóticas robustas a heterocedasticidad entre paréntesis.

Parámetros restringidos en cursiva.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 2 (cont.):**  
**Estimación de parámetros**

Ecuación de horas para mujeres				
$h_{2i} = \frac{b_1 w_{1i} + b_2 w_{2i} + b_3 y_i + b_4 y_{1i} + \bar{b}_5 + c_1 hijo14_i + c_2 hijo1416_i + c_3 educ2_{2i} + c_4 educ3_{2i} + \varepsilon_{2i}}{b_6 w_{1i} + b_7 w_{2i} + b_8 y_i + b_9 y_{1i} + b_{10}}$				
Variable	Parámetro	Modelo		
		No restringido	Colectivo	Unitario
$w_1$	$b_1$	-0,218 (0,121)**	-0,196 (0154)	0,092 (0,041)
$w_2$	$b_2$	1,386 (0,928)*	1,467 (0,953)*	0,235 (0,073)**
$y$	$b_3$	-4,517 (2,842)*	-4,881 (3,437)*	0,062 (0,023)
$y_1$	$b_4$	4,154 (2,924)*	6,110 (4,013)	0
	$b_5$			
<i>cte</i>	$\bar{b}_5$	1,039 (0,617)**	0,969 (0,648)*	1,381 (0,176)**
<i>hijo14</i>	$c_1$	-0,419 (0,267)*	-0,461 (0,269)**	-0,186 (0,051)**
<i>hijo1416</i>	$c_2$	-0,606 (0,418)*	-0,662 (0,409)*	-0,307 (0,101)**
<i>educ2<sub>2</sub></i>	$c_3$	0,035 (0,100)	0,040 (0,212)	0,045 (0,087)
<i>educ3<sub>2</sub></i>	$c_4$	-1,285 (0,913)*	-1,414 (0,968)*	-0,492 (0,193)**
$w_1$	$b_6$	-0,055 (0,047)	-0,037 (0,057)	0,058 (0,024)
$w_2$	$b_7$	0,558 (0,379)*	0,583 (0,391)*	0,062 (0,023)
$y$	$b_8$	-0,877 (0,826)	-0,915 (1,307)	-0,014 (0,043)
$y_1$	$b_9$	0,411 (1,062)	1,145 (1,546)	0
<i>cte</i>	$b_{10}$	1	1	1
	$\sigma_1^2$	0,662 (0,193)**	0,648 (0,188)**	1,623 (0646)**
	$\sigma_2^2$	6,579 (7,919)	7,825 (8,531)	1,245 (0,483)**
	$\rho$	0,112 (0,031)**	0,107 (0,030)**	0,108 (0,031)**
	$l$	-2107,95	-2119,08	-2188,38

Desviaciones típicas asintóticas robustas a heterocedasticidad entre paréntesis.

Parámetros restringidos en cursiva.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 3:**  
**Estimación de parámetros**  
Muestra sin hijos en edad preescolar ( $n = 897$ )

Ecuación de horas para hombres				
$h_{1i} = \frac{a_1 w_{1i} + a_2 w_{2i} + a_3 y_i + a_4 y_{1i} + \bar{a}_5 + k_1 \text{hijo14}_i + k_2 \text{hijo1416}_i + k_3 \text{educ2}_i + k_4 \text{educ3}_i + \varepsilon_{1i}}{a_6 w_{1i} + a_7 w_{2i} + a_8 y_i + a_9 y_{1i} + a_{10}}$				
Variable	Parámetro	Modelo		
		No restringido	Colectivo	Unitario
$w_1$	$a_1$	0,036 (0,055)	0,024 (0,078)	0,150 (0,055)**
$w_2$	$a_2$	0,033 (0,035)	<i>0,036 (0,061)</i>	0,060 (0,035)*
$y$	$a_3$	0,090 (0,447)	-0,084 (0,413)	0,041 (0,021)**
$y_1$	$a_4$	-0,849 (0,427)**	0,091 (0,404)	<i>0</i>
	$a_5$			
<i>cte</i>	$\bar{a}_5$	2,166 (0,0964)**	2,143 (0,091)**	2,179 (0,149)**
<i>hijo14</i>	$k_1$	-0,042 (0,035)	-0,047 (0,038)	-0,051 (0,061)
<i>hijo1416</i>	$k_2$	0,106 (0,066)*	0,097 (0,062)*	0,170 (0,100)**
<i>educ2<sub>1</sub></i>	$k_3$	-0,019 (0,072)	-0,018 (0,070)	-0,010 (0,048)
<i>educ3<sub>1</sub></i>	$k_4$	-0,149 (0,093)*	-0,158 (0,089)**	-0,221 (0,130)**
$w_1$	$a_6$	0,005 (0,023)	-0,001 (0,034)	<i>0,041 (0,021)</i>
$w_2$	$a_7$	0,018 (0,016)	<i>0,019 (0,028)</i>	0,046 (0,018)**
$y$	$a_8$	0,034 (0,354)	-0,044 (0,208)	-0,029 (0,061)
$y_1$	$a_9$	-0,344 (0,319)	<i>0,048 (0,202)</i>	<i>0</i>
<i>cte</i>	$a_{10}$	1	1	1

Horas trabajadas/1000. Salario/100. Renta no laboral/1000000.

Desviaciones típicas asintóticas robustas a heterocedasticidad entre paréntesis.

Parámetros restringidos en cursiva.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 3 (cont.):**  
**Estimación de parámetros**

Ecuación de horas para mujeres				
$h_{2i} = \frac{b_1 w_{1i} + b_2 w_{2i} + b_3 y_i + b_4 y_{1i} + \bar{b}_5 + c_1 \text{hijo14}_i + c_2 \text{hijo1416}_i + c_3 \text{educ2}_i + c_4 \text{educ3}_i + \varepsilon_{2i}}{b_6 w_{1i} + b_7 w_{2i} + b_8 y_i + b_9 y_{1i} + b_{10}}$				
Variable	Parámetro	Modelo		
		No restringido	Colectivo	Unitario
<i>w</i> <sub>1</sub>	<i>b</i> <sub>1</sub>	-0,280 (0,165)**	<i>-0,282 (0,158)</i>	<i>0,060 (0,035)</i>
<i>w</i> <sub>2</sub>	<i>b</i> <sub>2</sub>	1,510 (0,756)**	1,554 (0,837)**	0,197 (0,056)**
<i>y</i>	<i>b</i> <sub>3</sub>	-5,423 (3,457)**	-5,644 (3,999)*	<i>0,046 (0,018)</i>
<i>y</i> <sub>1</sub>	<i>b</i> <sub>4</sub>	5,642 (3,630)*	<i>6,087 (3,937)</i>	<i>0</i>
	<i>b</i> <sub>5</sub>			
<i>cte</i>	$\bar{b}_5$	0,941 (0,577)*	0,917 (0,587)*	1,421 (0,153)**
<i>hijo14</i>	<i>c</i> <sub>1</sub>	-0,539 (0,249)**	-0,556 (0,268)**	-0,210 (0,055)**
<i>hijo1416</i>	<i>c</i> <sub>2</sub>	-0,738 (0,360)**	-0,762 (0,387)**	-0,311 (0,090)**
<i>educ2</i> <sub>2</sub>	<i>c</i> <sub>3</sub>	-0,060 (0,465)	-0,063 (0,343)	0,027 (0,105)
<i>educ3</i> <sub>2</sub>	<i>c</i> <sub>4</sub>	-1,569 (0,798)**	-1,623 (0,809)	-0,495 (0,160)**
<i>w</i> <sub>1</sub>	<i>b</i> <sub>6</sub>	-0,082 (0,070)	-0,081 (0,062)*	<i>0,041 (0,031)</i>
<i>w</i> <sub>2</sub>	<i>b</i> <sub>7</sub>	0,602 (0,323)**	0,618 (0,362)**	<i>0,046 (0,018)</i>
<i>y</i>	<i>b</i> <sub>8</sub>	-1,480 (1,360)	-1,616 (1,419)	<i>-0,029 (0,061)</i>
<i>y</i> <sub>1</sub>	<i>b</i> <sub>9</sub>	1,403 (1,458)**	<i>1,743 (1,375)</i>	<i>0</i>
<i>cte</i>	<i>b</i> <sub>10</sub>	1	1	1
	$\sigma_1^2$	0,484 (0,161)**	0,470 (0,158)*	1,149 (0,431)**
	$\sigma_2^2$	6,052 (5,410)	6,467 (6,227)	0,858 (0,316)**
	$\rho$	0,117 (0,034)**	0,115 (0,033)**	0,106 (0,033)**
	<i>l</i>	-1436,49	-1443,40	-1506,83

Desviaciones típicas asintóticas robustas a heterocedasticidad entre paréntesis.  
Parámetros restringidos en cursiva.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 4:**  
**Contraste de restricciones**

Muestra completa ( $n = 1278$ )			
Estadístico	Restricciones		
	M. colectivo	M. unitario	Agrup. rentas
RV	22,26 (0,001)	160,86 (0,000)	27,06 (0,000)
W	-	45,52 (0,000)	17,68 (0,001)
Grados libertad	6	10	4
Muestra sin hijos preescolares ( $n = 897$ )			
Estadístico	Restricciones		
	M. colectivo	M. unitario	Agrup. rentas
RV	13,82 (0,032)	140,68 (0,000)	16,32 (0,003)
W	-	20,77 (0,023)	12,67 (0,013)
Grados libertad	6	10	4

Valor p entre paréntesis.

**Tabla 5:**  
**Funciones de utilidad indirecta**

Muestra completa ( $n = 1278$ )					
Hombres			Mujeres		
$v^1 = d_1w_1^2 + d_2\phi_1^2 + d_3w_1\phi_1 + d_4w_1 + d_5\phi_1$			$v^2 = e_1w_2^2 + e_2\phi_2^2 + e_3w_2\phi_2 + e_4w_2 + e_5\phi_2$		
Variable	Parámetro		Variable	Parámetro	
$w_1^2$	$d_1$	0,040 (0,018)**	$w_2^2$	$e_1$	0,894 (0,608)
$\phi_1^2$	$d_2$	0,011 (0,008)*	$\phi_2^2$	$e_2$	0,060 (0,078)
$w_1\phi_1$	$d_3$	0,017 (0,015)	$w_2\phi_2$	$e_3$	0,644 (0,444)
$w_1$	$d_4 = a_5$	2,216 (0,104)**	$w_2$	$e_4 = b_5$	0,969 (0,648)*
$\phi_1$	$d_5 = a_{10}$	1	$\phi_2$	$e_5 = b_{10}$	1

  

Muestra sin hijos preescolares ( $n = 897$ )					
Hombres			Mujeres		
$v^1 = d_1w_1^2 + d_2\phi_1^2 + d_3w_1\phi_1 + d_4w_1 + d_5\phi_1$			$v^2 = e_1w_2^2 + e_2\phi_2^2 + e_3w_2\phi_2 + e_4w_2 + e_5\phi_2$		
Variable	Parámetro		Variable	Parámetro	
$w_1^2$	$d_1$	0,014 (0,012)	$w_2^2$	$e_1$	-0,410 (0,808)
$\phi_1^2$	$d_2$	0,000 (0,002)	$\phi_2^2$	$e_2$	-0,009 (0,063)
$w_1\phi_1$	$d_3$	0,001 (0,006)	$w_2\phi_2$	$e_3$	-0,062 (0,437)
$w_1$	$d_4 = a_5$	2,143 (0,094)**	$w_2$	$e_4 = b_5$	0,917 (0,587)**
$\phi_1$	$d_5 = a_{10}$	1	$\phi_2$	$e_5 = b_{10}$	1

Desviaciones típicas robustas a heterocedasticidad entre paréntesis.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 6:**  
**Regla de reparto**

$$\begin{aligned}\phi &= \alpha_0 + \alpha_1 w_1 + \alpha_2 w_2 + \alpha_3 y + \alpha_4 y_1 = \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 w_1 + \alpha_2 w_2 + (\alpha_3 + \alpha_4) y_1 + \alpha_3 y_2\end{aligned}$$

Muestra completa ( $n = 1278$ )			Muestra sin hijos preescolares ( $n = 897$ )		
Variable	Parámetro		Variable	Parámetro	
$w_1$	$\alpha_1$	0,305 (0,128)**	$w_1$	$\alpha_1$	-4,58 (32,51)
$w_2$	$\alpha_2$	0,499 (0,640)	$w_2$	$\alpha_2$	38,54 (250,22)
$y_1$	$\alpha_3 + \alpha_4$	-0,912 (0,708)	$y_1$	$\alpha_3 + \alpha_4$	8,19 (53,14)
$y_2$	$\alpha_3$	8,584 (2,727)**	$y_2$	$\alpha_3$	-90,67 (650,64)
	$\alpha_4$	-9,495 (3,208)**		$\alpha_4$	98,86 (703,02)

Desviaciones típicas robustas a heterocedasticidad entre paréntesis.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.



**Tabla 7:**  
**Elasticidades oferta de trabajo**  
Muestra completa ( $n = 1278$ )

Individuo medio			
Modelo			
Hombres	No restringido	Colectivo	Unitario
$\eta_{h^1, w_1}$	0,087 (0,044)*	0,100 (0,062)	0,127 (0,046)**
$\eta_{h^1, w_2}$	-0,037 (0,024)	-0,045 (0,191)	-0,091 (0,030)**
$\eta_{h^1, y_1}$	-0,002 (0,003)	0,001 (0,002)	0,002 <sup>†</sup> (0,002)
$\eta_{h^1, y_2}$	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,004)	
Mujeres			
$\eta_{h^2, w_1}$	-0,115 (0,028)**	-0,118 (0,028)**	-0,042 (0,031)
$\eta_{h^2, w_2}$	0,304 (0,050)**	0,305 (0,053)**	0,262 (0,055)**
$\eta_{h^2, y_1}$	0,004 (0,003)	0,006 (0,011)	
$\eta_{h^2, y_2}$	-0,010 (0,003)**	-0,010 (0,003)**	0,003 <sup>†</sup> (0,002)

Desviaciones típicas robustas a heterocedasticidad entre paréntesis.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

<sup>†</sup>Dado que se impone agrupación de rentas, corresponde a  $\eta_{h^i, y}$ .

**Tabla 7 (cont.):**  
**Elasticidades oferta de trabajo**  
Muestra completa ( $n = 1278$ )

Elasticidades medias			
	Modelo		
Hombres	No restringido	Colectivo	Unitario
$\eta_{h^1, w_1}$	0,089 (0,069)	0,099 (0,027)	0,123 (0,026)
$\eta_{h^1, w_2}$	-0,035 (0,015)	-0,044 (0,013)	-0,088 (0,017)
$\eta_{h^1, y_1}$	-0,011 (0,215)	0,001 (0,002)	0,002 <sup>†</sup> (0,005)
$\eta_{h^1, y_2}$	-0,002 (0,007)	-0,003 (0,010)	
Mujeres	No restringido	Colectivo	Unitario
$\eta_{h^2, w_1}$	-0,128 (0,065)	-0,128 (0,057)	-0,040 (0,017)
$\eta_{h^2, w_2}$	0,320 (0,124)	0,319 (0,111)	0,256 (0,056)
$\eta_{h^2, y_1}$	0,005 (0,017)	0,006 (0,018)	
$\eta_{h^2, y_2}$	-0,016 (0,067)	-0,015 (0,063)	0,003 <sup>†</sup> (0,006)

Desviaciones típicas entre paréntesis.

<sup>†</sup>Dado que se impone agrupación de rentas, corresponde a  $\eta_{h^i, y}$ .

**Tabla 8:**  
**Modelos individuales**

Hombres			
Variable	Ecuación		
	Participación	Salario	Horas
<i>cte</i>	-1,776 (3,026)	-4,952 (8,057)	2,144 (0,116)**
<i>w</i> <sub>1</sub>	-	-	0,031 (0,014)**
<i>w</i> <sub>2</sub>	0,008 (0,008)	-	-0,000 (0,000)
<i>y</i> <sub>1</sub>	-1,554 (0,109)**	-	-0,254 (0,204)
<i>y</i> <sub>2</sub>	0,493 (0,336)	-	-0,101 (0,137)
<i>hijo</i> <sub>14</sub>	-0,066 (0,049)	-	-0,008 (0,021)
<i>hijo</i> <sub>1416</sub>	0,098 (0,109)	-	0,046 (0,048)
<i>educ</i> <sub>2</sub>	-13,061 (7,447)*	-11,409 (17,662)	-0,049 (0,054)
<i>educ</i> <sub>3</sub>	-11,178 (6,269)*	-7,092 (29,170)	-0,176 (0,090)*
<i>antig</i>	-	0,174 (0,029)**	-
<i>salud</i>	-0,173 (0,050)**	-	-0,007 (0,020)
<i>edad</i>	0,169 (0,221)	0,644 (0,612)	-0,003 (0,003)
<i>edad</i> <sup>2</sup>	-0,003 (0,005)	-0,012 (0,015)	-
<i>edad</i> <sup>3</sup>	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-
<i>edad</i> * <i>educ</i> <sub>2</sub>	1,112 (0,563)**	0,850 (1,378)	-
<i>edad</i> * <i>educ</i> <sub>3</sub>	0,843 (0,453)*	0,174 (2,240)	-
<i>edad</i> <sup>2</sup> * <i>educ</i> <sub>2</sub>	-0,029 (0,014)**	-0,019 (0,035)	-
<i>edad</i> <sup>2</sup> * <i>educ</i> <sub>3</sub>	-0,019 (0,011)*	0,010 (0,056)	-
<i>edad</i> <sup>3</sup> * <i>educ</i> <sub>2</sub>	0,000 (0,000)**	0,000 (0,000)	-
<i>edad</i> <sup>3</sup> * <i>educ</i> <sub>3</sub>	0,000 (0,000)*	-0,000 (0,000)	-
$\lambda$	-	0,568 (0,606)	0,318 (0,216)
Observaciones	1676	1297	1297
R <sup>2</sup>	0,27	0,33	0,01
Estimación	PROBIT	MCO + WHITE	MCO + WHITE

Horas trabajadas/1000. Salario/100. Renta no laboral/1000000.

Desviaciones típicas entre paréntesis.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 8 (cont.):**  
**Modelos individuales**

Mujeres			
Variable	Ecuación		
	Participación	Salario	Horas
<i>cte</i>	-2,474 (1,622)	-1,776 (3,026)	1,169 (0,185)**
<i>w</i> <sub>1</sub>	-0,011 (0,004)**	-	-0,001 (0,001)
<i>w</i> <sub>2</sub>	-	-	0,084 (0,016)**
<i>y</i> <sub>1</sub>	0,080 (0,086)	-	0,120 (0,084)
<i>y</i> <sub>2</sub>	-0,700 (0,140)**	-	-0,843 (0,182)**
<i>hijo</i> <sub>14</sub>	-0,221 (0,028)**	-	-0,134 (0,024)**
<i>hijo</i> <sub>1416</sub>	-0,096 (0,056)*	-	-0,162 (0,040)**
<i>educ</i> <sub>2</sub>	-4,786 (2,956)	-9,967 (12,878)	0,128 (0,069)*
<i>educ</i> <sub>3</sub>	1,804 (3,997)	-15,633 (20,671)	-0,079 (0,112)
<i>antig</i>	-	0,202 (0,022)**	-
<i>salud</i>	0,008 (0,018)	-	0,010 (0,014)
<i>edad</i>	0,127 (0,124)	-0,123 (0,563)	-0,006 (0,003)**
<i>edad</i> <sup>2</sup>	-0,002 (0,003)	0,009 (0,014)	-
<i>edad</i> <sup>3</sup>	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-
<i>edad</i> * <i>educ</i> <sub>2</sub>	0,412 (0,227)*	0,814 (1,043)	-
<i>edad</i> * <i>educ</i> <sub>3</sub>	-0,218 (0,311)	1,362 (1,679)	-
<i>edad</i> <sup>2</sup> * <i>educ</i> <sub>2</sub>	-0,010 (0,006)*	-0,018 (0,027)	-
<i>edad</i> <sup>2</sup> * <i>educ</i> <sub>3</sub>	0,009 (0,008)	-0,027 (0,044)	-
<i>edad</i> <sup>3</sup> * <i>educ</i> <sub>2</sub>	0,000 (0,000)*	0,000 (0,000)	-
<i>edad</i> <sup>3</sup> * <i>educ</i> <sub>3</sub>	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-
$\lambda$	-	2,239 (0,698)**	0,354 (0,117)**
Observaciones	4970	1285	1285
R <sup>2</sup>	0,15	0,39	0,07
Estimación	PROBIT	MCO + WHITE	MCO + WHITE

Desviaciones típicas entre paréntesis.

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 9:**  
**Elasticidades oferta de trabajo**  
 Modelos individuales

Individuo medio		
	Hombres	Mujeres
$\eta_{h,w_1}$	0,132 (0,062)**	-0,005 (0,005)
$\eta_{h,w_2}$	-0,001 (0,001)	0,386 (0,074)**
$\eta_{h,y_1}$	-0,009 (0,007)	0,005 (0,003)
$\eta_{h,y_2}$	-0,001 (0,002)	-0,015 (0,003)**

Desviaciones típicas entre paréntesis).

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 10:**  
**Contrastes de Sargan de sobreidentificación y exogeneidad**  
 Muestra completa ( $n = 1278$ )

Contraste	Estadístico	Valor p	Grados libertad
Sobreidentificación	11,97	0,917	20
Renta no laboral	5,61	0,230	4
VARIABLES fertilidad	2,47	0,650	4
Antigüedad	10,23	0,037	4
Conjunto	18,79	0,094	12

**Tabla 11:**  
**Contraste de restricciones**  
Muestra completa ( $n = 1278$ )

Estadístico	Restricciones	
	M. colectivo	M. unitario
NW	4,74 (0,578)	20,63 (0,024)
Grados libertad	6	10

Valor p entre paréntesis.

**Tabla 12:**  
**Regla de reparto**  
Muestra completa ( $n = 1278$ )

$$\begin{aligned} \phi &= \alpha_0 + \alpha_1 w_1 + \alpha_2 w_2 + \alpha_3 y + \alpha_4 y_1 = \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 w_1 + \alpha_2 w_2 + (\alpha_3 + \alpha_4) y_1 + \alpha_3 y_2 \end{aligned}$$

Variable	Parámetro	
$w_1$	$\alpha_1$	-9,16 (14,58)
$w_2$	$\alpha_2$	-1,60 (5,18)
$y_1$	$\alpha_3 + \alpha_4$	6,67 (28,26)
$y_2$	$\alpha_3$	-57,39 (106,30)
	$\alpha_4$	64,06 (130,62)

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

**Tabla 13:**  
**Elasticidades oferta de trabajo**  
Muestra completa ( $n = 1278$ )

Individuo medio			
Modelo			
	No restringido	Colectivo	Unitario
Hombres			
$\eta_{h^1, w_1}$	18,04 (128,29)	1,66 (8,49)	0,201 (38,16)
$\eta_{h^1, w_2}$	3,95 (28,47)	0,349 (0,519)	0,281 (37,43)
$\eta_{h^1, y_1}$	0,730 (5,00)	-0,013 (0,092)	0,021 <sup>†</sup> (0,034)
$\eta_{h^1, y_2}$	0,294 (2,31)	0,049 (0,230)	
Mujeres			
$\eta_{h^2, w_1}$	-0,089 (0,072)	-0,077 (0,263)	-0,057 (38,22)
$\eta_{h^2, w_2}$	0,243 (0,097)**	0,231 (0,154)	0,341 (38,32)
$\eta_{h^2, y_1}$	0,009 (0,011)	0,000 (0,067)	
$\eta_{h^2, y_2}$	-0,004 (0,008)	-0,002 (0,006)	0,018 <sup>†</sup> (0,145)

\*Significativo al 10%, \*\*Significativo al 5%.

<sup>†</sup>Dado que se impone agrupación de rentas, corresponde a  $\eta_{h^i, y}$ .