



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

González, Roberto; Sala, Héctor

DETERMINANTES DE LA OFERTA LABORAL FAMILIAR EN LOS PAÍSES DEL  
MERCOSUR Y SIMULACIÓN DE UN PROGRAMA COMÚN DE BIENESTAR SOCIAL

El Trimestre Económico, vol. LXXVIII(2), núm. 310, abril-junio, 2011, pp. 403-439

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340967005>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

# DETERMINANTES DE LA OFERTA LABORAL FAMILIAR EN LOS PAÍSES DEL MERCOSUR Y SIMULACIÓN DE UN PROGRAMA COMÚN DE BIENESTAR SOCIAL\*

*Roberto González  
y Héctor Sala\*\**

## RESUMEN

Analizamos las decisiones de oferta laboral de los hogares en Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay. Presentamos un modelo conjunto de elección discreta y, de acuerdo con éste, postulamos y estimamos una función de utilidad cuadrática. A partir de los parámetros estimados calculamos las elasticidades de la oferta laboral respecto al ingreso no laboral. También simulamos una política de bienestar común inspirada en el “Plan jefe de hogar” de Argentina. Entre los resultados obtenidos destaca un rendimiento de la educación de entre el 6.6 y el 10.7% para las mujeres casadas, así como un variado efecto de las mejoras en los ingresos no laborales en las decisiones de oferta laboral. Esta diversidad es un reflejo de la heterogeneidad de estos países desde el punto de vista de la polarización de las condiciones socioeconómicas y laborales. La instrumentación de un “Plan común jefe de hogar”

\* *Palabras clave:* elección discreta, microsimulación, Mercosur, *logit* multinomial, cohesión social. *Clasificación JEL:* H22, H24, H31, J22. Artículo recibido el 2 de octubre de 2009 y aceptado el 20 de octubre de 2010. Los autores agradecen los comentarios de un dictaminador anónimo de *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, que han contribuido a mejorar el artículo. También agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia e Innovación de España a través del proyecto ECO2009-07636. R. González agradece el apoyo financiero del programa de becas MAEC-AECID del gobierno de España.

\*\* R. González, Universitat Autònoma de Barcelona. H. Sala, Universitat Autònoma de Barcelona e IZA.

confirma la diversidad de respuestas y destaca por la mejora significativa que supondría para la cohesión social en el Mercosur.

## ABSTRACT

We examine household labor supply decisions in Argentina, Brazil, Paraguay, and Uruguay. After presenting a discrete joint-choice model, we assume and estimate a quadratic utility function. We use the estimated parameters to compute the elasticities of labor supply with respect to non-labor income. We also simulate a common welfare policy inspired on the “Plan jefe de hogar” launched in Argentina. Among the main results, we find returns to education between 6.6 and 10.7 percent for married women, and a varied impact of higher non-labor income on labor supply decisions. This diversity reflects these countries’ heterogeneity regarding the polarization of socioeconomic and working conditions. The implementation of a “Plan común jefe de hogar” confirms the diversity of responses and generates a significant improvement in social cohesion within Mercosur’s countries.

## INTRODUCCIÓN

Las decisiones de oferta laboral han sido tradicionalmente estudiadas tomando como referencia al individuo (véase, por ejemplo, Lee, 2001; French, 2004; Haan, 2006; Bloemen y Kapteyn, 2008). Investigaciones recientes, no obstante, argumentan que dichas decisiones deben investigarse en el contexto de la unidad familiar (Bargain *et al.*, 2006a; Blundell *et al.*, 2007). De acuerdo con ello en este artículo analizamos las decisiones conjuntas de oferta laboral en los cuatro países integrantes del Mercado Común del Sur (Mercosur): Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay.

El objetivo de este análisis es doble. Por una parte, pretendemos avanzar en el conocimiento de los determinantes de las decisiones de oferta. Por otra parte, sobre la base de este conocimiento, analizamos las respuestas de las familias ante la aplicación de un programa común de bienestar familiar. El programa principal que simulamos se inspira en el “Plan jefe de hogar” que se aplica con éxito en Argentina desde 2002, y cuyo objetivo es prestar asistencia social y ocupacional a trabajadores desocupados. Llamamos a este programa “Plan común jefe de hogar”.

La aportación de evidencia empírica de estas cuestiones puede contribuir a una mejor elaboración de políticas económicas de bienestar. Y ello es par-

ticularmente relevante en un contexto económico y social tan heterogéneo como el de los países del Mercosur. Al fin y al cabo, el objetivo final de un proceso de integración económica es precisamente la convergencia económica real en aspectos tan centrales como el bienestar social y la calidad de vida.

La bibliografía reciente del análisis de los programas de bienestar se basa en la estimación anterior de modelos de elección discreta, ya que éstos permiten eludir las dificultades analíticas y computacionales relacionadas con el enfoque continuo de maximización de utilidad (véase, entre otros, Creedy y Kalb, 2001; Edwards y Field-Hendrey, 2002; Kornstad y Thoresen, 2007; Blundell y Shephard, 2008; Haan y Navarro, 2008). Los modelos discretos se basan en una parametrización explícita de las preferencias ocio-consumo y reducen el problema de maximización al escoger la opción óptima dentro del conjunto discreto de posibilidades. Además, permiten considerar fácilmente los sistemas de impuestos y beneficios y sus posibles restricciones presupuestarias no convexas y costos fijos de trabajo.<sup>1</sup> En estas condiciones, el éxito del enfoque discreto entre los modelos de oferta laboral está respaldado por los avances recientes en la bibliografía.<sup>2</sup>

Por ello en este artículo postulamos que la estructura de elección discreta de las horas de trabajo y la interpretación directa de la maximización de utilidad permiten una representación general de las preferencias del hogar. Los modelos colectivos de oferta laboral de este tipo han sido hasta ahora muy poco explotados en el análisis empírico del Mercosur. Nuestro enfoque, además, se enmarca dentro de los modelos estáticos con subsidios en los que las utilidades asociadas a las distintas opciones de oferta laboral dependen del ingreso disponible y son independientes entre sí. En este contexto se supone que las horas de trabajo de los maridos son fijas en los niveles observados y, por tanto, el análisis se centra en las decisiones de oferta laboral de las mujeres cuya pareja trabaja.

A lo largo del artículo, por tanto, resolvemos un programa de maximiza-

<sup>1</sup> El enfoque continuo tradicional presentado por Hausman (1981) generalmente se restringe al caso de restricciones presupuestarias convexas. Esta limitación se aplica también a generalizaciones recientes de la técnica y a estimaciones no paramétricas (Blomquist y Newey, 2002). Para considerar no convexidades, como en Hausman (1985) y Hausman y Ruud (1984), la oferta laboral debe ser especificada paramétricamente junto con la correspondiente función de utilidad directa, la cual implica formas restrictivas para las preferencias. Véase el análisis que presentan Van Soest y Das (2000).

<sup>2</sup> Véase Van Soest (1995), Hoynes (1996), Bingley y Walker (1997), Keane y Moffit (1998), Blundell *et al* (2000), Haan (2006), Vermeulen *et al* (2006).

ción de la utilidad colectiva de la unidad familiar. Asumimos una forma funcional cuadrática y, de acuerdo con ella, estimamos los parámetros de la función de utilidad y calculamos las elasticidades de la oferta laboral respecto al ingreso no laboral. Este análisis permite simular políticas de bienestar; concretamente la instrumentación de un programa de bienestar con el propósito de prestar asistencia social y ocupacional a las trabajadoras desocupadas y con hijos, del bloque regional suramericano.

Uno de los elementos destacables del análisis es que no disponemos de datos de los salarios para el total de la población económicamente activa, sólo de los ocupados. Por ello, en una primera etapa del análisis empírico estimamos ecuaciones mincerianas, cuyos resultados permiten completar el cálculo del ingreso laboral real. A partir de esta información, en una segunda etapa se estima la función de utilidad por el método de máxima verosimilitud.

En relación con los resultados obtenidos, la estimación de la ecuación de salarios arroja rendimientos a la educación de entre 6.6 y 10.7% para las mujeres casadas. Por otra parte, los parámetros estimados de la función de utilidad son en general congruentes con la teoría económica. Por ejemplo, las utilidades marginales con respecto al ingreso son positivas en todos los casos en Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay, así como las utilidades marginales en relación con las horas de trabajo son negativas para gran parte de las observaciones. Se verifica, además, la sustituibilidad entre ingreso y ocio. Finalmente, y en relación con la aplicación del “Plan común jefe de hogar”, se encuentra que éste induce cambios significativos y variados en las decisiones de oferta laboral. Es difícil, por tanto, establecer una única conclusión de la simulación realizada. No obstante, de los resultados se infiere que la aportación social que otorgaría este programa es muy significativa para la cohesión social en el Mercosur. En particular, como veremos líneas abajo, el plan reduce la disparidad de oportunidades de los individuos y mejora las condiciones de vida de los miembros de los hogares más desfavorecidos en cada uno de los países.

El artículo se estructura como sigue. La sección I se dedica al marco teórico y al modelo *logit* multinomial por estimar. La sección II describe los datos utilizados. En la sección III se presenta los resultados de las estimaciones, así como pruebas adicionales de la validez del modelo utilizado. En la IV se realiza la simulación de un programa común de bienestar social. Por último, se ofrece las conclusiones.

## I. MARCO TEÓRICO

### 1. El modelo logit multinomial

Partimos del supuesto de que el hogar  $i$  puede escoger entre  $J$  opciones y que la utilidad que puede derivarse de la opción  $j$  ( $= 1, \dots, J$ ) viene dada por la siguiente ecuación:

$$U_{ij} = U(X_{ij}; Z_i, \theta_j) + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

en la que  $U_{ij}$  representa la utilidad esperada por el hogar  $i$  en la opción  $j$  y está condicionada a un vector  $\theta_j$  de parámetros de preferencias, a un vector  $Z_i$  de características sociodemográficas y a un vector  $X_{ij}$  de variables que son específicas del hogar  $i$  y la opción  $j$ . También se incluye un término de perturbación  $\epsilon_{ij}$  que se supone está distribuido independiente e idénticamente entre hogares y opciones. Este residuo no puede interpretarse como preferencias aleatorias debido a las características no observadas de la familia. De lo contrario, los términos de perturbación estarían correlacionados entre opciones (véase Van Soest, 1995, y Ben-Akiva y Lerman, 1985). Interpretamos, por tanto, que estos términos describen los errores observacionales, o posiblemente errores de optimización o apartamientos transitorios de la mejor elección de los agentes. En estas condiciones, el conjunto de parámetros ( $\theta_j$ ,  $j = 1, \dots, J$ ) representa las preferencias comunes del hogar entre opciones.

Por razones de aplicabilidad empírica suponemos que la forma funcional concreta que toma la función de utilidad es una *logit* multinomial. De acuerdo con ello, los términos de error  $\epsilon_{ij}$  tienen una distribución de valores extremos tipo I (también conocidos como de tipo Gumbel o Fisher-Tippet), de modo que la probabilidad de que la opción  $j$  sea escogida por el hogar  $i$  está dada por:

$$P_{ik} = \Pr(U_{ik} \geq U_{ij}, \forall j = 1, \dots, J) = \frac{\exp U(X_{ik}; Z_i, \theta_k)}{\sum_{j=1}^J \exp U(X_{ij}; Z_i, \theta_j)} \quad (2)$$

La función de verosimilitud para una muestra de elecciones observadas puede ser derivada a partir de la expresión (2) como una función del conjunto de parámetros ( $\theta_j$ ,  $j = 1, \dots, J$ ) y puede aplicarse para describir la elección de las horas de trabajo de un individuo o de un hogar. Los estimadores de estos parámetros se obtienen por técnicas de máxima verosimilitud.

El problema es discreto en el sentido de que la elección de las horas de

trabajo se supone que se realiza entre opciones predefinidas —tiempo completo, 3/4 del tiempo completo, medio tiempo, etc.— tal que los agentes tienen un conjunto de opciones limitado y finito, incluyendo la posibilidad de no trabajar. Esta modelización es realista para los países del Mercosur, ya que no sólo existen rigideces respecto a la demanda, sino que las normas institucionales y sociales en el mercado de trabajo formal son sólidas e implican concentraciones alrededor de un número limitado de horas de trabajo. Por tanto, el conjunto de opciones ( $j = 1, \dots, J$ ) ahora se corresponde con  $J$  duraciones de trabajo, o con  $J$  combinaciones de oferta laboral de la pareja en el caso de toma conjunta de decisiones.

De acuerdo con la bibliografía (Bargain, 2005; Bargain y Orsini, 2006; Haan y Steiner, 2008), suponemos que las horas de trabajo de los maridos son fijas en los niveles observados.<sup>3</sup> Ello implica que el análisis se centra en las decisiones de oferta laboral de las mujeres cuyos maridos trabajan. Por ello, a partir de ahora denotamos por  $H_j$  el número de horas trabajadas por la esposa para la opción discreta  $j$  y suponemos que la primera opción se corresponde con horas de trabajo nulas ( $H_1 = 0$ ).

El modelo precedente exhibe la propiedad de independencia de opciones irrelevantes.<sup>4</sup> Esta propiedad puede evitarse introduciendo alguna heterogeneidad no observada en las preferencias. Sin embargo, las variables que recogen las diferencias no observadas en las preferencias, o variables *proxies* de las mismas, no están disponibles en nuestra base de datos. Haan (2006) asegura que las elasticidades de la oferta laboral provenientes de un modelo *logit* condicional no difieren significativamente de las elasticidades obtenidas con un modelo de coeficientes aleatorios. Estudios posteriores como los de Bargain *et al* (2006b), Dearing *et al* (2007), Haan y Steiner (2008) o Haan y Myck (2008) consideran la estimación de parámetros de la función de utilidad sin heterogeneidad en las preferencias. Por tanto, no se considera los efectos potenciales de la heterogeneidad no observada, lo que implica que la independencia de opciones irrelevantes se mantiene.

<sup>3</sup> Numerosos estudios como los de Pencavel (1986) o Blundell y MaCurdy (2000) reconocen que la oferta de trabajo es inelástica a cambios exógenos de magnitud moderada en la restricción presupuestaria. Eissa y Hoynes (2004) muestran que la expansión de los subsidios a los trabajadores en los Estados Unidos a partir del EITC (*Earned Income Tax Credit*) induce respuestas muy pequeñas por parte de los hombres casados. Según este supuesto, la especificación econométrica se hubiera complicado si el porcentaje de maridos inactivos fuese relativamente alto.

<sup>4</sup> La independencia de opciones irrelevantes es una propiedad de los modelos *logit* multinomial (también denominados *logit* condicional). Los resultados que violan este supuesto (como las elecciones realizadas en el mercado de trabajo) pueden hacer que los estimadores del modelo no sean válidos.

## 2. Un modelo estructural de elección discreta de la oferta laboral

Los modelos de elección discreta habituales son estructurales en el sentido de que identifican completamente las preferencias ocio-consumo. De esta manera, y considerando las definiciones anteriores, un modelo estructural estándar de oferta laboral está dado por la siguiente ecuación:

$$U(X_{ij}; Z_i, \theta_j) = W(b_j, Y_{ij}; Z_i, \theta) \quad (3)$$

en la que  $W(b_j, Y_{ij}; Z_i, \theta)$  es una función de utilidad tradicional en la que  $b_j$  representa la elección  $j$ -ésima de horas de trabajo, y  $Y_{ij} = D(w_i b_j, y_i^m, y_i^m, y_i^K, Z_i)$  es el ingreso total del hogar de la esposa  $i$ -ésima para la elección  $j$ -ésima de horas de trabajo. Este último, a su vez, depende del ingreso laboral de la esposa  $w_i b_j$  (en la que  $w_i$  es el salario de la esposa  $i$ -ésima), del ingreso laboral del marido  $y_i^m$ , del ingreso no laboral del hogar  $y_i^K$  y de un vector  $Z_i$  de características sociodemográficas de la esposa  $i$ -ésima (edad, escolaridad, experiencia laboral, etc.).

Respecto a la variable de ingreso total cabe hacer una serie de consideraciones. Primero, la función  $D$  representa la manera en que el sistema impositivo transforma el ingreso bruto en ingreso disponible. Segundo, los costos de trabajo deben ser descontados del ingreso total (argumentamos este punto líneas abajo). Y tercero, en la presente estructura estática suponemos que el consumo viene dado por el ingreso total disponible. Finalmente, el hecho de que los salarios y el ingreso no laboral influyan en la oferta laboral sólo mediante el ingreso disponible implica que el modelo estructural es del tipo “preferencias comunes” o “unitario” y soslaya completamente los aspectos del lado de la demanda y la dinámica.

En relación con la especificación concreta del modelo, nos basamos en los trabajos de Blundell *et al* (2000) y Bargain (2005) y definimos una forma funcional cuadrática. Además refinamos el modelo en dos sentidos. Primero, mediante la introducción de costos de trabajo,  $F_{ij}$ , de la mujer casada  $i$ -ésima para la elección  $j$ -ésima, que son descontados del ingreso disponible.<sup>5</sup> Segundo, añadimos coeficientes que dependen linealmente de las características sociodemográficas  $Z_i$ . De este modo, para la elección  $j = 1, \dots, J$ , el modelo estructural puede escribirse como:

<sup>5</sup> Cabe advertir que los términos logarítmicos no se permiten ya que la introducción de los costos de trabajo puede conducir a ingresos netos con signos negativos.

$$U_{ij} = \alpha_{cc}(C_{ij} - F_{ij})^2 + \alpha_{bb}(b_j)^2 + \alpha_{cb}(C_{ij} - F_{ij})b_j + \alpha_c(C_{ij} - F_{ij}) + \alpha_b b_j \quad (4)$$

en el que  $C_{ij}$  es el consumo total disponible, y  $\alpha_c = \alpha'_c Z_i$ ,  $\alpha_b = \alpha'_b Z_i$  con vectores  $\alpha'_c = (\alpha_c^1, \dots, \alpha_c^L)$  y  $\alpha'_b = (\alpha_b^1, \dots, \alpha_b^L)$ .

Los costos fijos relacionados con el trabajo son los costos reales y psicológicos que un individuo tiene que pagar para trabajar. Por tanto, no sólo se incluye los de transporte, que variarán de acuerdo con el tipo de hogar y región, sino que se considera también los costos de crianza de los hijos. Heim y Meyer (2004) afirman que estos costos son importantes y deben ser considerados como determinantes de las pautas de trabajo de los agentes. Además, empíricamente se ha demostrado que no considerarlos conduce a estimadores de preferencias no convexas, mientras que su consideración facilita su convexidad (véase Heim y Meyer, 2004, y las referencias que en este estudio se dan de esta cuestión). Así, definimos los costos relacionados con el trabajo como costos semanales fijos no observados (CSFNO) dependientes de las características observadas  $X_i$ , en la que el subíndice  $i$  significa individuo y  $\beta$  parámetros por estimar:

$$CSFNO = X_i \beta \quad (5)$$

Cabe señalar que un análisis perfecto requeriría considerar simultáneamente las decisiones respecto al tamaño familiar, los gastos que se dedica a cada miembro del hogar y las horas ofertadas en el mercado de trabajo. En el contexto de nuestro análisis, en cambio, seguimos a Blundell *et al* (2000) y Blundell y Shephard (2008) y consideramos costos exógenos de crianza suponiendo que la relación entre el empleo materno y el cuidado de los niños es fija y conocida. En particular, suponemos que la relación determinística entre las horas de crianza por niño  $b_{cn}$  y las horas de trabajo  $b$  está representada por:

$$b_{cn} = G(b_i | X_{cn}) \quad (6)$$

En la práctica se estima una relación lineal, con un intercepto y coeficientes que pueden cambiar con el número y la edad de los hijos  $X_{cn}$ . La relación se ajusta para los individuos que están trabajando y se utiliza sin controlar por ningún sesgo de selección muestral. En otras palabras, suponemos que las mujeres que no trabajan no tienen estos costos.

Para estimar el precio de la crianza por hijo,  $p_c$ , se computa la distribución empírica de los costos de crianza por hora para varios grupos de ma-

dres que están trabajando. Dichos grupos se definen por su *status* familiar y número y edad de los hijos sin considerar sesgo de selección. Por tanto, se supone implícitamente que los padres que no trabajan requerirían la misma cantidad de horas de crianza por hijo por hora de empleo materno que los que sí trabajan, y que éstos se enfrentarían a los mismos precios.

En relación con esta cuestión es preciso efectuar una serie de precisiones. En primer lugar, se realiza este supuesto por la ausencia, en las encuestas, de información vinculada a los costos de crianza. Por ello hemos seguido el mismo procedimiento que Blundell *et al* (2000) y Blundell y Shephard (2008) cuando enfrentan esta misma limitación en los datos. En segundo lugar, es preciso indicar que ello implica que las familias que trabajan enfrentarán los mismos parámetros estimados, pero no los mismos costos de crianza por hijo, ya que las variables explicativas subyacentes son distintas según el tipo de familia. En tercer lugar, más allá del supuesto acerca de los costos de crianza, las diferencias están determinadas por el propio *status* laboral ya que, como veremos a continuación, la ecuación (8), que es la que finalmente se estima, tiene una especificación restringida para los que no tienen empleo (véase la nota 6 de pie de página). Quienes no trabajan no tienen costos laborales y, de acuerdo con el modelo, no enfrentan costos de crianza. De este modo el costo total para las mujeres que trabajan es

$$\begin{aligned} F = F(b_j; X_i, X_{cn}, p_c) &= CSFNO + p_c b_{cn} \\ &= X_i \beta + p_c G(b_j | X_{cn}) \end{aligned} \quad (7)$$

Insertando la ecuación (7) en la (4) obtenemos la función de preferencias extendida en presencia de costos de crianza y otros costos fijos no observados:

$$U_{ij} = \alpha_{cc}(Y_{ij} - F_{ij})^2 + \alpha_{bb}(b_j)^2 + \alpha_{cb}(Y_{ij} - F_{ij})b_j + \alpha_c(Y_{ij} - F_{ij}) + \alpha_b b_j \quad (8)^6$$

Respecto al modelo estructural anterior dado por la ecuación (4), la ecuación (8) remplaza el ingreso disponible  $C_{ij}$  por el ingreso bruto  $Y_{ij} = w_i b_j + y_i^m + y_i^K$ , cuyas variables fueron definidas líneas arriba.<sup>7</sup>

A continuación estimamos la ecuación (8) por máxima verosimilitud. De

<sup>6</sup> Cuando  $j = 1$ , tenemos  $U_{i1} = \alpha_{cc}(Y_{i1})^2 + \alpha_c(Y_{i1})$  y no existen costos fijos relacionados con el trabajo.

<sup>7</sup> Las encuestas de hogares de los cuatro países analizados no consideran módulos de consumo o gastos y, por tanto, se debe realizar el supuesto de que los individuos no ahorran. La excepción es la encuesta del año 1997-1998 realizada en Paraguay.

acuerdo con el análisis anterior, los parámetros estimados cuantificarán los determinantes de la oferta laboral en términos de una distribución de horas de trabajo. También se utilizarán para calcular las elasticidades de las horas de trabajo respecto al ingreso no laboral. En este sentido es preciso señalar que el cálculo de las elasticidades debe realizarse a partir de las horas esperadas de trabajo de la persona  $i$ -ésima,  $E(h(i))$ , que calculamos como

$$E(h(i)) = \sum_j p_{ij} h_j \quad (9)$$

en que  $p_{ij}$  son las probabilidades calculadas<sup>8</sup> y  $h_j$  denota las representaciones de los rangos de las horas de trabajo. De este modo, la elasticidad se calcula como

$$\eta = [E(h^2(i)) - E(h^1(i))] / E(h^1(i)) \quad (10)$$

y mide el cambio porcentual en la oferta laboral esperada como consecuencia de variaciones unitarias [en la ecuación (10) la variación es de  $h^1$  a  $h^2$ ] en las variables explicativas. Entre estas variables se encuentran los impuestos y los ingresos no laborales que, recordemos, determinan la renta disponible (por medio de canales diferentes). Dicho cálculo es el que permite simular el efecto de programas de bienestar social en las decisiones de oferta laboral.

## II. DATOS

Utilizamos las cuatro encuestas de hogares de los países del Mercosur correspondientes al año 2006. Se trata de la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPH-C) en Argentina, de la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) en Brasil, de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) en Paraguay y de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (ENHA) en Uruguay. Dichas encuestas presentan información pormenorizada acerca de la oferta laboral de los individuos, así como características demográficas y socioeconómicas de cada uno de ellos.

<sup>8</sup> Existen  $J$  niveles de horas discretas  $h_j$ , para  $j = 0, 1, \dots, J$ . Definimos

$$p_{ik} = \frac{\exp U(X_{ik}; Z_i, \theta_k)}{\sum_{j=1}^J \exp U(X_{ij}; Z_i, \theta_j)}$$

en que el numerador es la utilidad óptima del valor escogido de  $j$  para la persona  $i$  y en el denominador tenemos la sumatoria de todos los niveles de utilidad para  $j = 0, 1, \dots, J$ .

Hemos restringido la muestra a matrimonios o concubinatos cuyas edades están comprendidas entre 25 y 65 años de edad y por ello consideramos tasas refinadas de actividad. Ello reduce un posible problema de selección muestral debido a individuos que están estudiando o inactivos por jubilación (estos grupos, no obstante, tienen tasas reducidas de actividad).

El porcentaje de maridos inactivos es relativamente bajo en los países del Mercosur (7.2 en Argentina; 8.7 en Brasil; 4.4 en Paraguay; 13.3 en Uruguay) como para estimar un modelo de oferta laboral conjunto. Por tanto, se excluye a las parejas cuyos maridos no trabajan y se supone que las horas de trabajo del marido son fijas en los valores observados. Como hemos anticipado en la sección precedente, ello centra el análisis en la oferta laboral femenina. Los valores discretos de las horas de trabajo se basan en el cálculo de la distribución de frecuencia de las horas de trabajo. Por ello definimos  $H_j = 0, 10, 20, 35, 45$  y  $55$ .<sup>9</sup> La proporción de hogares en cada uno de los rangos se puede observar en los cuadros 4-7 de la subsección IV.2.

Las variables centrales de interés son las horas de trabajo (semanales) y el logaritmo neperiano del salario real por hora (expresado en dólares). Los factores que afectan a las preferencias son variables discretas (como edad, escolaridad, años de experiencia), dicotómicas, sociodemográficas y regionales.<sup>10</sup> En el cuadro A1 del apéndice se describen todas las variables empleadas en los cálculos.

El cuadro 1 resume las principales variables empleadas en las estimaciones. Cabe destacar, en primer lugar, que el número de observaciones disponibles es alto incluso en Paraguay (2 708), aunque como es de esperar destaca Brasil con 55 124 observaciones.

El promedio de horas de trabajo de los hombres es muy superior al de las mujeres en cada uno de los países, así como también sus salarios promedio. Por lo contrario, los ingresos no laborales de las mujeres son superiores a los de sus maridos en todos los países, aunque también lo es su dispersión. Respecto a la escolaridad, sólo en Paraguay se observa que los varones tienen un promedio superior al de sus esposas, aunque en ningún caso la diferencia es significativamente grande.

La acumulación de observaciones en ciertos puntos de la distribución de las horas de trabajo viene dada por restricciones institucionales. En la

<sup>9</sup> Se corresponden con los siguientes rangos: 0, (0, 15], (15, 25], (25, 39], (39, 50] y más de 50.

<sup>10</sup> La experiencia laboral se aproxima, como es común en la bibliografía, a partir de  $\min[(edad - escolaridad - 6), (edad - 18)]$ .

CUADRO 1. Resumen estadístico de las principales variables<sup>a</sup>

País-sexo	Variable	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	Número de observaciones
<i>Argentina</i>						
Hombres	Horas de trabajo	47.59	16.9	2.0	126.0	7 786
	ln(salario)	-0.01	0.7	-4.8	7.7	7 786
	Ing. no laboral	141.91	417.4	0.0	29 287.8	7 786
	Escolaridad	10.47	4.6	0.0	21.0	7 786
Mujeres	Horas de trabajo	17.57	20.9	0.0	125.0	7 786
	ln(salario)	-0.05	0.8	-4.7	3.9	7 786
	Ing. no laboral	281.30	990.2	0.0	82 709.6	7 786
	Escolaridad	11.13	4.8	0.0	23.0	7 786
<i>Brasil</i>						
Hombres	Horas de trabajo	44.97	12.4	1.0	99.0	55 124
	ln(salario)	0.00	1.0	-5.0	6.5	55 124
	Ing. no laboral	216.04	422.1	0.0	20 546.5	55 124
	Escolaridad	7.11	4.9	0.0	21.0	55 124
Mujeres	Horas de trabajo	19.01	20.6	0.0	99.0	55 124
	ln(salario)	-0.16	0.9	-5.2	5.8	55 124
	Ing. no laboral	400.28	630.5	0.0	34 470.0	55 124
	Escolaridad	7.63	4.8	0.0	21.0	55 124
<i>Paraguay</i>						
Hombres	Horas de trabajo	49.11	19.0	1.0	126.0	2 708
	ln(salario)	-1.01	1.1	-6.4	3.5	2 708
	Ing. no laboral	96.62	205.4	0.0	6 019.1	2 708
	Escolaridad	7.54	4.5	0.0	18.0	2 708
Mujeres	Horas de trabajo	22.00	27.3	0.0	126.0	2 708
	ln(salario)	-1.25	1.1	-6.6	3.6	2 708
	Ing. no laboral	179.40	308.4	0.0	7 373.1	2 708
	Escolaridad	7.28	4.5	0.0	18.0	2 708
<i>Uruguay</i>						
Hombres	Horas de trabajo	47.93	16.0	1.0	99.0	15 973
	ln(salario)	-0.24	0.8	-7.6	5.3	15 973
	Ing. no laboral	224.16	511.8	0.0	19 878.5	15 973
	Escolaridad	8.51	3.7	1.0	26.0	15 973
Mujeres	Horas de trabajo	18.35	21.6	0.0	98.0	15 973
	ln(salario)	-0.42	0.9	-9.0	4.6	15 973
	Ing. no laboral	353.98	561.3	0.0	20 055.3	15 973
	Escolaridad	9.08	3.8	1.0	26.0	15 973

<sup>a</sup> Los estadísticos correspondientes a las horas de trabajo y el logaritmo del salario real por hora de los hombres se corresponde con los ocupados. El ingreso no laboral mensual y el logaritmo del salario real por hora están expresados en dólares reales (precios de julio de 1997).

práctica, un enfoque discreto parece ajustarse a que los trabajadores tienen sus decisiones restringidas a un número limitado de opciones. En el Mercosur la jornada máxima de trabajo es de 8 horas para trabajos normales (no insalubres), lo que implica entre 44 y 48 horas semanales. Las jornadas superiores —representadas por la opción de 55 horas semanales— pueden deberse a la realización de horas extras o al trabajo en el sector informal. Como en gran parte de la bibliografía, suponemos que no hay restricciones respecto a la demanda y que el salario bruto no depende del número de horas de trabajo.<sup>11</sup>

### III. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

#### 1. Ecuación de salarios

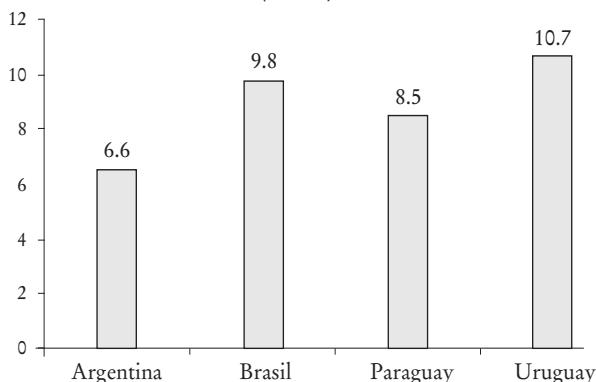
Como vimos en la sección I, en primer lugar estimamos los salarios de acuerdo con una versión modificada de la ecuación de Mincer. Como variables explicativas se emplean *proxies* del capital humano (escolaridad) y de la experiencia, así como variables dicotómicas que controlan por la presencia de hijos menores de edad. Aplicamos el modelo de selección de Heckman para datos de encuestas de hogares y realizamos la identificación mediante la inclusión de variables sociodemográficas y dicotómicas regionales (en Argentina). El desempeño de las variables escogidas es satisfactorio tal y como se deduce de los distintos coeficientes y de los *t*-estadísticos asociados.

Los cuadros A2 y A3 del apéndice muestran los resultados pormenorizados de las cuatro estimaciones realizadas. Entre los principales resultados obtenidos, resumidos en la gráfica 1, destaca que los rendimientos de la educación de las mujeres casadas se encuentran entre 8.5 y 10.7% en Brasil, Paraguay y Uruguay. Por su parte, Argentina tiene un rendimiento promedio de la educación relativamente bajo, inferior a 7%. Cabe destacar que en Uruguay se verifica (por medio de los coeficientes negativos de la edad al cuadrado y de la experiencia al cuadrado, respectivamente) el efecto de la disminución en la productividad causada tanto por la edad avanzada como por la obsolescencia de los conocimientos.

Se espera que los países menos desarrollados tengan tasas de rendimien-

<sup>11</sup> Este supuesto se relaja en Moffit (1984), Tummers y Woittiez (1991) y Ilmakunnas y Pudney (1990).

**GRÁFICA 1. Rendimientos de la educación de las mujeres casadas (2006)**



to de la educación mayores que los países más desarrollados. Los resultados de Psacharopoulos (1985) indican una tasa de rendimiento promedio de la educación de 14% en los países en desarrollo, 10% en los intermedios y 8% en los avanzados. La evidencia para algunos países suramericanos proviene de Saavedra y Maruyama (1997), quienes sitúan la tasa de rendimiento de la educación en 10% en Perú, y de Chiswick *et al* (2000), que encuentran una tasa de 7% en Bolivia.

## 2. Función de utilidad

Como hemos indicado líneas arriba, la estimación de las funciones de utilidad para cada país se realiza mediante el método de máxima verosimilitud y se emplea el algoritmo de Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno. Los por menores de las estimaciones se presenta en los cuadros A4-A5 del apéndice.

En lo que respecta a los resultados generales, cabe destacar que gran parte de los valores de las utilidades marginales son congruentes con la teoría económica. Específicamente, se halla que las utilidades marginales respecto al ingreso son positivas y las utilidades marginales respecto a las horas de trabajo son negativas. También se verifica que existe sustituibilidad entre ingreso y ocio, de modo que el valor subjetivo del ingreso puede disminuir si se dispone de menos ocio (es decir, si se trabaja más horas). La interpretación del efecto de algunas variables explicativas de la función de utilidad (8) se torna difícil porque aparecen tanto en los términos lineales como en los cuadráticos de la función de utilidad. Por tanto, se procede a realizar

una descripción de los resultados con base en las utilidades marginales del ingreso y de las horas de trabajo.

En Argentina (cuadro A4), la utilidad marginal del ingreso aumenta con la presencia de niños de entre 3 y 10 años de edad, con el tamaño de la familia y con la edad del marido.<sup>12</sup> En cambio, disminuye cuando tienen hijos de hasta 2 años y con la edad de la mujer. Por otra parte, la utilidad marginal de las horas de trabajo también disminuye con la edad, tanto del marido como de la mujer, y con la escolaridad de la mujer; por lo contrario, aumenta si la mujer es jefa de hogar y si el marido tiene más escolaridad. Los costos fijos de empleo aumentan con la presencia de niños de corta edad (0-4 años) y es relativamente más alto cuando el hogar está ubicado en el norte.

En Brasil (cuadro A4) la utilidad marginal del ingreso disminuye con la edad del marido, mientras que aumenta con el tamaño de la familia, la edad de la mujer y ante la presencia de hijos menores de entre 0 y 10 años. Por otra parte, la utilidad marginal de las horas de trabajo aumenta con la escolaridad (de las mujeres o de los maridos) y disminuye con la edad del varón. Así como en Argentina, también aumenta cuando la mujer es jefa de hogar, y es incierta respecto a la presencia de hijos menores de 11 años. Finalmente, el costo fijo del empleo disminuye considerablemente en hogares con hijos pequeños y en las regiones menos desarrolladas de Brasil. Además, la raza (ser blanco) implica un costo con un coeficiente muy significativo y de gran magnitud (véase el coeficiente de la variable *col* en el cuadro A4).

En Paraguay (cuadro A5) la utilidad marginal del ingreso de las mujeres disminuye con la edad de la mujer y ante la presencia de hijos de entre 5 y 10 años de edad. En cambio aumenta con el tamaño de la familia, la edad del marido y cuando tiene hijos de entre 3 y 4 años. La utilidad marginal de las horas de trabajo disminuye con la edad de las mujeres y la de los hombres, si tiene hijos pequeños (0-2 años) y con la escolaridad de la mujer. Por lo contrario, aumenta si la mujer es jefa de hogar. Los costos fijos de empleo aumentan por la presencia de hijos de entre 0 y 10 años. La ubicación del hogar en áreas urbanas implica un costo del empleo menor.

En Uruguay (cuadro A5) la utilidad marginal del ingreso disminuye con la edad de la mujer y con la presencia de hijos menores de 3 años, y de entre 5 y 10 años. En cambio, aumenta con el tamaño de la familia y con la edad del varón. La utilidad marginal de las horas de trabajo es mayor si la mujer

<sup>12</sup> De acuerdo con la definición (cuadro A1), por edad entendemos su desviación respecto al promedio.

es jefa de hogar y si los maridos tienen más escolaridad, pero cae con la edad y la escolaridad de estudio de las mujeres. Los costos fijos de empleo aumentan tanto por la presencia de hijos menores de 11 años de edad como por el número de hijos menores de edad.

### *3. Elasticidades de la oferta laboral*

La simulación que planteamos en la sección IV se inspira en el “Plan jefe de hogar” de Argentina e implica, por tanto, cambios en los ingresos no laborales de las familias. Es por ello que resulta preciso conocer sus respuestas ante dichos cambios. A continuación calculamos las elasticidades de la oferta laboral ante un incremento de 1% de los ingresos no laborales de todas las mujeres casadas o en unión libre. Dicho cálculo se realiza aplicando las ecuaciones (9) y (10). En el cuadro 2 se presenta los resultados desagregados en cuatro grupos poblacionales clasificados en función de dos criterios: situación ocupacional y escolaridad.

CUADRO 2. *Elasticidades de la oferta laboral ante un incremento de 1% en el ingreso no laboral<sup>a</sup>*

Grupo poblacional	Argentina	Brasil	Paraguay	Uruguay
Ocupadas	-11.5769	11.1115	-2.5539	-0.0190
No ocupadas	8.3224	-6.9797	4.0619	0.0258
Escolaridad ≤ 12	-4.0135	6.8091	0.6200	0.1637
Escolaridad > 12	5.6922	-11.5105	-3.3260	-0.5191

<sup>a</sup> Para hallar las elasticidades de la oferta laboral se incrementaron en 1% los ingresos no laborales de las mujeres casadas o en concubinato.

Un primer elemento destacable de estos resultados es que para el colectivo de mujeres ocupadas de Argentina, Paraguay y Uruguay el ocio es un bien común. Más allá de este resultado, el cuadro 2 indica que la sensibilidad más acusada se produce en los hogares de Argentina, que está muy por encima de la observada en Paraguay y Uruguay. Las decisiones de oferta de trabajo en Brasil también muestran una gran sensibilidad respecto al ingreso no laboral, pero en este caso en sentido contrario. Por tanto, una mejora de los ingresos del hogar permitiría aliviar la situación de precariedad de las mujeres que decidirían aumentar su consumo de ocio y reducir sus horas ofertadas en el mercado de trabajo.

Cuando examinamos los resultados para las mujeres no ocupadas observamos una respuesta inversa a la de las mujeres ocupadas. Es decir, cuando

las mujeres de Argentina, Paraguay y Uruguay están desempleadas, mejoras de los ingresos generan un efecto llamada por parte del mercado de trabajo. Por lo contrario, en el caso de las desempleadas de Brasil el ocio es un bien común, por lo cual las mejoras del ingreso no laboral traen consigo una reducción del tiempo destinado al ocio. Dada su situación, posiblemente este colectivo valore más la producción en el hogar (crianza de los niños, alimentación y cobertura en general de las necesidades familiares básicas).

Un segundo elemento destacable es la elasticidad negativa observada para las mujeres con mayor escolaridad en Brasil, Paraguay y Uruguay. En esos países, una mayor cualificación va probablemente asociada con una mejor situación laboral, de ahí que mejoras del ingreso permitan a estas familias una mayor compra de ocio. Por lo contrario, en Argentina el factor educativo no parece ser determinante de una mejor situación laboral, al menos en lo que al colectivo femenino se refiere. Por una parte, hemos visto que se trata del país en el que los rendimientos de la educación son inferiores (y considerablemente respecto a Brasil y Uruguay). Por otra parte, mejoras de los ingresos para las poco cualificadas repercuten en una mayor oferta de trabajo. En el caso de las mujeres con menor formación las elasticidades son positivas y el ocio actúa, en esta situación de mayor precariedad, como un bien inferior. Argentina aparece nuevamente como una excepción.

Mejoras en el ingreso laboral como las simuladas en el ejercicio anterior dan lugar a un efecto renta (compra de más ocio y reducción de las horas ofertadas) y a un efecto sustitución (reducción del ocio dado el incremento de su costo de oportunidad que comporta un mayor ingreso laboral). En los casos de las ocupadas de Argentina, Paraguay y Uruguay es el efecto renta el que se impone y de ahí que el ocio se valore como un bien normal. Por lo contrario, para las mujeres ocupadas y las trabajadoras poco cualificadas de Brasil, y para las cualificadas y las no ocupadas de Argentina, se impone el efecto sustitución.

Aunque aplicado a otro contexto, esta valoración del ocio como un bien inferior ha sido racionalizada por Domeij y Flodén (2006) como respuesta a severas restricciones de liquidez. En otras palabras, cuando la situación económica de un individuo u hogar es tal que debe ofrecer un número muy alto de horas para generar ingresos mínimos suficientes para subsistir, una mejora de los ingresos repercutirá, muy probablemente, en un incremento del ocio consumido y, por ende, en una reducción de las horas ofrecidas al mercado de trabajo. No estamos, por tanto, aludiendo a una curvatura ha-

cia la izquierda de la curva de oferta de trabajo en el tramo de ingresos más alto, sino en la base, en el tramo de mayor precariedad y pobreza. Brasil es, precisamente, el país que más destaca por la precariedad de la situación económica de una parte no desdeñable de su población. Ello contrasta con la situación de Uruguay y Paraguay (excepto, como vemos, en el colectivo de desocupadas) donde las bolsas de pobreza han sido tradicionalmente menos extensas. Paraguay es un caso distinto de los anteriores, ya que una parte muy importante de la población aún es rural y con medios de subsistencia a menudo al margen del mercado.

En términos generales, cabe destacar que Uruguay es el país en el que la oferta de trabajo femenina es menos sensible a variaciones de los ingresos. De acuerdo con el trabajo de Bucheli (1998), existen rigideces institucionales en el mercado laboral uruguayo que generan problemas en la búsqueda de empleo y dificultan la movilidad de la oferta laboral. Ello explicaría la escasa sensibilidad de la oferta laboral aquí detectada.

#### *4. Contraste de validez del modelo unitario*

La función de utilidad anteriormente estimada postula que las decisiones de oferta se toman con el fin de maximizar la utilidad conjunta del hogar, y no de sus individuos integrantes. Con el fin de contrastar la validez del modelo unitario realizamos dos ejercicios adicionales.

El primero de ellos consiste en la estimación de una función de utilidad conjunta que permite que ambos integrantes de la familia realicen decisiones simultáneas, aunque en este caso individuales, de oferta laboral.<sup>13</sup> Dicha estimación no generó resultados satisfactorios, principalmente relacionados con la obtención de los estadísticos *t*. No obstante, y aunque interpretamos estos resultados como prueba en apoyo de nuestra modelización del hogar como unidad de decisión común, creemos que la posibilidad de disponer de más datos permitiría avanzar la modelización de decisiones individuales dentro del hogar.

El segundo de estos ejercicios consiste en contrastar uno de los supuestos implícitos en la estimación del modelo unitario, el de *income pooling*, según el cual las preferencias dentro del hogar son comunes y justifican la

<sup>13</sup> La función de utilidad que se empleó fue  $U_{ij} = \alpha_{cc}(Y_{ij} - F_{ij})^2 + \alpha_{bb}^M(b_j^M)^2 + \alpha_{bb}^H(b_j^H)^2 + \alpha_{cb}^M(Y_{ij} - F_{ij})b_j^M + \alpha_{cb}^H(Y_{ij} - F_{ij})b_j^H + \alpha_c(Y_{ij} - F_{ij}) + \alpha_b^M b_j^M + \alpha_b^H b_j^H + \alpha_{bb}^{MH} b_j^M b_j^H$ . Quedamos a disposición de la persona interesada en estos resultados para proporcionar pormenores de los mismos.

**CUADRO 3. Elasticidades de la oferta laboral ante un incremento de 1% en los salarios de las mujeres y de los hombres<sup>a</sup>**

	Argentina		Brasil		Paraguay		Uruguay	
	$\Delta 1\%$ salarios		$\Delta 1\%$ salarios		$\Delta 1\%$ salarios		$\Delta 1\%$ salarios	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Ocupadas	3.6552	4.0397	3.8325	3.8302	0.0017	-0.0005	0.0032	0.0002
No ocupadas	5.2534	4.7011	3.9577	3.9604	-0.0027	0.0005	-0.0036	-0.0003
Escolaridad								
≤ 12	5.2520	4.5890	3.9103	3.9110	0.0000	-0.0007	-0.0022	0.0001
> 12	3.1128	3.9539	3.7363	3.7304	-0.0002	0.0031	0.0083	-0.0003

<sup>a</sup> Para hallar las elasticidades de la oferta laboral ante un incremento de 1% del salario de las mujeres se calcularon las variaciones para cada persona y posteriormente se obtuvieron las utilidades en cada punto de horas discretas. El mismo procedimiento se siguió en el caso del incremento en 1% del salario de los hombres.

modelización conjunta de la utilidad del hogar. Por ello examinamos cómo responden las decisiones de oferta laboral del hogar ante cambios en los dos componentes centrales de sus ingresos, como son el ingreso laboral de la mujer y el ingreso laboral del esposo.

De acuerdo con lo anterior, en primer lugar aumentamos 1% el salario de las mujeres, estimamos nuevamente la función de utilidad y calculamos la oferta de trabajo resultante. A continuación repetimos el análisis con el supuesto de un incremento de 1% en el salario de los esposos. El cuadro 3 ofrece los resultados obtenidos manteniendo la desagregación en cuatro grupos poblacionales.

El primer resultado destacable es la respuesta en general positiva de la oferta de trabajo femenina ante mejoras salariales (en este sentido, cabe recordar que la utilidad siempre depende de las horas de trabajo de la mujer y del ingreso total de la familia que en este ejercicio se ve incrementado por las dos vías mencionadas). Esta respuesta positiva ocurre en todos los casos en Argentina y Brasil, países en los que se mantiene la mayor sensibilidad ya observada en el ejercicio anterior, mientras que las mujeres desocupadas en Paraguay y en Uruguay reducen su oferta de trabajo cuando aumentan sus salarios (quizá en respuesta a la mayor dificultad de acceso a un empleo en una situación de salarios más altos). Por grado de formación de las trabajadoras, las respuestas en Argentina y Brasil son similares. En ambos casos las mujeres desocupadas son más sensibles que las ocupadas, así como aquellas con menor formación reaccionan con mayor intensidad que las más cualificadas. La sensibilidad de las mujeres en Paraguay es prácticamente nula

por escolaridad, mientras que en Uruguay son las menos cualificadas las que sí manifiestan una cierta reacción positiva de sus horas de trabajo ante mejoras salariales.

En segundo lugar, destaca una respuesta muy parecida por parte de las mujeres ante variaciones en los salarios de los esposos. En Argentina hay cierta variación cuantitativa, aunque las respuestas son siempre positivas, mientras que en Brasil apenas se identifican diferencias entre las elasticidades por subgrupo. Dichas diferencias cualitativas sí existen en Paraguay y Uruguay, pero los valores son tan cercanos a 0 que carecen de significatividad real.

En conclusión, a la vista de los resultados obtenidos podemos argumentar en favor de una modelización unitaria de las decisiones de oferta laboral (cabe señalar que hemos obviado el análisis del efecto sustitución cruzado dentro de la familia, ya que es complicado por el hecho de que el tiempo no destinado al mercado no es un bien homogéneo, en particular para las mujeres). Pensamos que el tiempo de la mujer y su esposo son sustitutos en la producción doméstica (incluyendo la crianza de los niños), y posiblemente complementarios en el disfrute del ocio.

En lo concerniente a la variedad de resultados de los cuadros 2 y 3, cabe aclarar que variaciones del ingreso no laboral en su conjunto no tienen porque generar las mismas respuestas que cambios en el ingreso de los maridos aunque, en realidad, algunos de los signos obtenidos son comunes a los dos ejercicios. De manera más general, parece apropiado pensar que hay un sentido fundamental por el cual las predicciones de la teoría económica básica respecto a la oferta laboral son “más ambiguas” que las predicciones con respecto al consumo de otros bienes. En particular, la razón es que las mujeres “venden” ocio, mientras que compran bienes. Esto significa que incrementos en el precio del ocio (la tasa salarial) tiene un efecto opuesto en el bienestar al efecto de incrementos en el precio de un bien. Los primeros mejoran el bienestar, mientras que los segundos lo empeoran.

#### IV. SIMULACIÓN DE UN PLAN COMÚN JEFE DE HOGAR

Argentina lleva aplicando desde 2002 un plan de apoyo social y ocupacional a los trabajadores en desempleo llamado “Jefe de hogar”. El programa surgió con el propósito de lograr la inclusión social de más de dos millones de mujeres y hombres afectados por la crisis argentina que se inició en 2001. Sus criterios principales de elegibilidad son: *i)* ser jefe(a) de hogar, *ii)*

desocupado(a), *iii*) con hijos menores de 18 años, *iv*) hijos en edad escolar deben ser alumnos regulares y cumplir con el calendario de vacunación obligatorio. Para un análisis en profundidad de la gestación e instrumentación del plan véase López y Paz (2003). A continuación describimos posibilidades reales de instrumentación de un plan similar común para todos los países del Mercosur y analizamos sus posibles consecuencias en términos de oferta de trabajo.

### *1. Elaboración del plan y su efecto cualitativo*

El 19 de julio de 2005 el Consejo del Mercado Común del Mercosur dispone la conformación y funcionamiento del FOCEM (Fondo para la Convergencia Estructural del Mercosur). Su fin es la disminución de las condiciones de asimetría existentes entre las diferentes regiones del Mercosur. Un hipotético “Plan común jefe de hogar” podría estar enmarcado dentro de los proyectos de cohesión social que tiene este fondo. El monto por conceder, teniendo en cuenta las limitaciones presupuestarias, podría ser de 25% del salario mínimo vigente en cada país. Como resultado de este criterio, en las simulaciones hemos establecido como subsidio mensual para Argentina 197 pesos argentinos, para Brasil 88 reales, para Paraguay 300 mil guaraníes y para Uruguay 723 pesos uruguayos.

El criterio de selección para ser elegible dentro del “Plan común jefe de hogar” sería el siguiente: *i*) estar desocupada, *ii*) tener hijos menores de 18 años, *iii*) tener un ingreso familiar menor o igual a dos salarios mínimos en Argentina, Brasil y Paraguay e igual o menor a tres salarios mínimos en Uruguay. De esta manera, y según los datos de las encuestas, se beneficiaría a 22.5% de los hogares de Argentina, 14.8% de los brasileños, 28.9% de los paraguayos y a 10.8% de los uruguayos.<sup>14</sup>

Para evaluar el efecto del “Plan común jefe de hogar” se procede como sigue. Primero se reestima la ecuación de la función de utilidad (8) con el plan instrumentado (los individuos elegibles han variado su situación de acuerdo con las medidas del plan). Después se recalculan las horas esperadas de trabajo por medio de la ecuación (9). Finalmente se calcula las variaciones de las horas de trabajo entre la situación inicial sin plan (analizada en la sección anterior) y la situación final con plan obtenida con la reestimación

<sup>14</sup> De mantener el criterio de dos salarios mínimos en Uruguay, sólo 4.3% de los hogares se beneficiaría del plan. Se trataría, por tanto, de una población objetivo muy escasa.

**CUADRO 4. Efecto cualitativo del “Plan común jefe de hogar” en las horas de trabajo de las mujeres casadas o en unión libre<sup>a</sup>**

Grupo poblacional	Argentina	Brasil	Paraguay	Uruguay
Ocupadas	+	+	+	+
No ocupadas	-	-	-	-
Escolaridad ≤ 12	+	+	+	+
Escolaridad > 12	+	+	-	-

<sup>a</sup> Los signos se corresponden con el efecto que tiene la aplicación del Plan común jefe de hogar en distintos subgrupos.

y recálculo anteriores. El cuadro 4 informa del efecto cualitativo que este plan tendría en la oferta laboral de las mujeres casadas o en unión libre de los países del Mercosur.

Como es de esperar, la dirección del efecto del Plan se corresponde casi en su totalidad con los signos de las elasticidades obtenidas anteriormente (véase los signos de las elasticidades en el cuadro 2) para Brasil y Paraguay. El hecho de que se produzcan excepciones en la desagregación por ocupación en Paraguay permite lanzar la hipótesis de que la función de utilidad de los hogares de Paraguay es tal que ingresos adicionales no siempre aumentan la utilidad marginal del ocio. En otras palabras, el efecto del ingreso no laboral en las horas de trabajo se torna negativo a medida que el ingreso adicional reduce “demasiado” la utilidad marginal del ocio en el caso de las no ocupadas. Por su parte, la función de utilidad de los hogares de Argentina y Brasil es tal que ingresos adicionales casi siempre disminuyen la utilidad marginal del ocio. En el caso de los hogares uruguayos y paraguayos los signos dentro de los dos subgrupos son opuestos (ocupadas y no ocupadas; no cualificadas y cualificadas).

## 2. Matrices de transición

En los cuadro 5-8 presentamos las matrices de transición resultantes de la aplicación del “Plan común jefe de hogar”. Dichas matrices reflejan la evolución de la población (en este caso de las mujeres casadas) desde el estado inicial (en ausencia del plan) al estado final (tras la aplicación del plan). En nuestro caso se trata de matrices de rango  $6 \times 6$  en las que los elementos que se encuentran en, sobre y debajo de la diagonal indican la proporción de individuos que, respectivamente, no alteran, aumentan y reducen su oferta laboral. Los seis grupos que se distinguen se corresponden con los seis rangos de horas de trabajo anteriores 0, (0, 15], (15, 25], (25, 39], (39, 50] y más de 50.

Las dos últimas columnas, por su parte, permiten conocer hasta qué punto las distribuciones observadas de estos rangos de horas de trabajo se ajustan a las distribuciones estimadas mediante el modelo *logit* multinomial.

Argentina (cuadro 5) muestra un buen ajuste de los rangos estimados respecto a los observados. Por ejemplo, la estimación de que 45.4% de las mujeres casadas se encuentra en el rango de 0 horas trabajadas es muy cercana al valor observado de 47.4%. Para los demás rangos la diferencia apenas supera los tres puntos porcentuales. Además se halla que, del total de la muestra, 35.7% estaba sin empleo en el estado inicial y decide seguir con una oferta nula de horas de trabajo. El 11.9% ( $= 1.88 + 2.91 + 3.32 + 2.43 + 1.36$ ) que sin la aplicación del subsidio trabajaba, tras la aplicación del programa, decide no trabajar, y poco más de 9.8% ( $= 1.00 + 2.75 + 2.46 + 2.14 + 1.42$ ), en general personas que no estaban ocupadas, decide aumentar sus horas de trabajo.

CUADRO 5. *Matriz de transición en Argentina<sup>a</sup>*

	Estado final						Total	Observaciones
	0	10	20	35	45	55		
Estado inicial	0	35.65	1.00	2.75	2.46	2.14	1.42	45.42
	10	1.88	5.04	0.22	0.18	0.22	0.16	7.70
	20	2.91	0.06	9.58	0.14	0.23	0.21	13.13
	35	3.32	0.15	0.46	10.11	0.32	0.24	14.60
	45	2.43	0.18	0.51	0.29	8.13	0.19	11.73
	55	1.36	0.14	0.43	0.32	0.31	4.86	7.42
	Total	47.55	6.57	13.95	13.50	11.35	7.08	100

<sup>a</sup> Debido al redondeo los totales pueden no ser exactos.

Cabe recordar que en el cuadro 2 se observa que las mujeres ocupadas y las menos cualificadas son las que decidirían disminuir sus horas de trabajo, mientras que las no ocupadas y las cualificadas, en promedio, aumentarían su oferta laboral (siempre ante un incremento de los ingresos no laborales). En cambio, al instrumentar el “Plan común jefe de hogar” y subsidiar dichos ingresos, la disminución de las horas de trabajo se produce solamente entre las no ocupadas y por aumento en todos los demás subgrupos (véase cuadro 4). La hipótesis presentada líneas arriba permitiría entender lo que está ocurriendo entre los distintos subgrupos. Entre las no ocupadas de Argentina se tiene una función de utilidad en la que el ingreso adicional no siempre aumenta la utilidad marginal del ocio. Es decir, el efecto del ingreso no laboral en las horas de trabajo se torna negativo a medida que el ingreso adicional reduce “demasiado” la utilidad marginal de ocio: el ocio es un bien inferior. Para las

demás la función de utilidad es tal que el ingreso adicional no siempre disminuye la utilidad marginal del ocio: el ocio es un bien normal.

En Brasil (cuadro 6) los rangos estimados aproximan correctamente los observados excepto en los dos superiores. Ello implica un buen ajuste de las jornadas laborales de hasta 45 horas semanales (alrededor de 70% de los hogares). Con la puesta en marcha del programa, los porcentajes de mujeres que deciden abandonar su condición de no ocupadas y que deciden dejar de trabajar y no ofrecer su mano de obra son muy similares: 7.2% ( $= 1.06 + 1.42 + 1.81 + 1.73 + 1.16$ ) y 7.1% ( $= 0.98 + 1.48 + 1.83 + 1.63 + 1.17$ ), respectivamente. También los porcentajes de mujeres que deciden aumentar y disminuir sus horas de trabajo (suma de valores sobre y debajo de la diagonal principal, respectivamente) son muy similares, aunque en este caso superiores a 7.5%. Cabe concluir, por tanto, que los grupos poblacionales para los que la función de utilidad es tal que ingresos adicionales siempre aumentan la utilidad marginal del ingreso son cuantitativamente similares a los grupos con un efecto negativo del Plan (en los que ingresos adicionales no reducen en gran magnitud la utilidad marginal del ocio, pues éste es un bien inferior). En este contexto cabe resaltar que, en promedio, deciden disminuir las horas de trabajo las no ocupadas y las personas cualificadas (cuadros 4 y 6).

CUADRO 6. *Matriz de transición en Brasil<sup>a</sup>*

		Estado final							
		0	10	20	35	45	55	Total	Observaciones
Estado inicial	0	37.10	1.06	1.42	1.81	1.73	1.16	44.28	44.75
	10	0.98	5.83	0.01	0.03	0.05	0.05	6.95	8.10
	20	1.48	0.02	8.85	0.04	0.07	0.07	10.53	8.56
	35	1.83	0.07	0.06	12.46	0.07	0.07	14.56	8.26
	45	1.63	0.09	0.08	0.05	12.48	0.03	14.36	26.05
	55	1.17	0.06	0.07	0.05	0.04	7.95	9.34	4.28
	Total	44.19	7.13	10.49	14.44	14.44	9.33	100.02	100

<sup>a</sup> Debido al redondeo los totales pueden no ser exactos.

En Paraguay (cuadro 7) el ajuste de los rangos estimados respecto a los observados es alto en todos los casos. La aplicación del programa de bienestar provoca que 32.2% de las mujeres no ocupadas decida seguir sin ofrecer su mano de obra en el mercado. De las que trabajan, cerca de 17% ( $= 2.67 + 2.95 + 3.07 + 2.84 + 2.61$ ) también decide ofrecer horas de trabajo nulas. Por otra parte, casi 14% incrementa sus horas de trabajo (suma de valores sobre la diagonal principal). En el cuadro 2 hemos visto que el ocio para las mujeres de Paraguay es un bien inferior para las no cualificadas y no

CUADRO 7. *Matriz de transición en Paraguay<sup>a</sup>*

	Estado final						Total	Observaciones
	0	10	20	35	45	55		
Estado inicial	0	32.20	2.31	2.84	2.90	2.79	2.86	45.90 46.31
	10	2.67	5.71	0.04	0.09	0.10	0.11	8.72 9.27
	20	2.95	0.01	6.54	0.04	0.06	0.07	9.67 8.16
	35	3.07	0.04	0.03	6.60	0.02	0.03	9.79 10.01
	45	2.84	0.06	0.07	0.05	6.82	0.01	9.85 10.93
	55	2.61	0.15	0.17	0.17	0.12	12.86	16.08 15.32
	Total	46.34	8.28	9.69	9.85	9.91	15.94	100.01 100

<sup>a</sup> Debido al redondeo los totales pueden no ser exactos.

ocupadas porque aumentarían sus horas de trabajo al recibir un aumento en sus ingresos no laborales. Tras la aplicación del plan, en cambio, las horas de trabajo disminuyen para las no ocupadas y cualificadas (cuadro 4) y el ocio, en el nuevo panorama de ingresos, se convierte para ellas en un bien normal.

Por su parte, para el caso de Uruguay nuestro análisis muestra, también aquí, un buen ajuste general de los rangos estimados (véase cuadro 8), con una desviación que sólo supera los 6 puntos porcentuales en el tramo [40, 50]. Con el “Plan común jefe de hogar” casi 6% de las mujeres opta por disminuir sus horas de trabajo (suma de valores debajo de la diagonal principal), mientras que poco más de 5% las aumenta (suma de valores sobre la diagonal principal). Las paraguayas y las uruguayas tienen los mismos signos para las respuestas de las horas de trabajo luego de la aplicación del plan de bienestar. Es decir, la aplicación del plan genera aumentos de la oferta laboral de las ocupadas y las no cualificadas (cuadro 4) para quienes el ocio pasa a ser un bien inferior: un desplazamiento de la restricción presupuestaria hacia la derecha (manteniendo constante la pendiente) provoca una disminución del consumo óptimo de ocio (aumentan las horas de trabajo).

CUADRO 8. *Matriz de transición en Uruguay<sup>a</sup>*

	Estado final						Total	Observaciones
	0	10	20	35	45	55		
Estado inicial	0	42.30	0.73	1.11	1.34	1.19	0.89	47.56 47.76
	10	0.78	5.94	0.00	0.01	0.02	0.02	6.77 7.99
	20	1.17	0.01	9.39	0.01	0.02	0.03	10.63 8.61
	35	1.37	0.05	0.04	12.05	0.02	0.04	13.57 10.91
	45	1.14	0.05	0.06	0.03	10.93	0.02	12.23 18.26
	55	0.77	0.05	0.06	0.05	0.02	8.27	9.22 6.47
	Total	47.53	6.83	10.66	13.49	12.20	9.27	99.98 100

<sup>a</sup> Debido al redondeo los totales pueden no ser exactos.

Del conjunto del análisis realizado sobresalen varios elementos. En primer lugar, la aplicación de un programa común de bienestar genera cambios significativos en las elecciones de oferta laboral. En particular, una parte importante de las mujeres en los cuatro países altera las horas de trabajo que ofrece al mercado de trabajo. De hecho, en Brasil y Uruguay el 15 y el 11% de las mujeres, respectivamente, deciden cambiar el estado inicial (suma de los valores fuera de la diagonal principal), mientras que en Paraguay y Argentina hacen lo propio el 29 y el 27% de las mujeres, respectivamente. La elasticidad de las horas de trabajo respecto al ingreso no laboral es cualitativamente muy informativa (recordemos la concordancia de los signos del efecto que se advierte en los cuadros 2 y 3), pero esconde las variaciones cuantitativas por grupos en respuesta a un plan como el que hemos considerado.

Dichas variaciones cuantitativas son muy diversas pero permiten, en conjunto, identificar la mejora de la cohesión social dentro de los países del Mercosur como segundo elemento sobresaliente del análisis. Más allá del apoyo al desarrollo por parte de los países ricos, es preciso avanzar en mecanismos de solidaridad común en el seno del bloque regional. El plan que hemos simulado podría ser uno de estos mecanismos. Como hemos visto, afectaría al 15% de la población de mujeres casadas o en unión libre, todas ellas pertenecientes a una población objetivo desprotegida por tratarse de mujeres desocupadas, con hijos menores de edad y con bajos ingresos (de acuerdo con los criterios de elegibilidad adoptados). Los grupos que se verían favorecidos serían los colectivos para quienes el ocio resulta un bien normal y, como consecuencia del plan, podrían mejorar su calidad de vida mediante la reducción de las horas de trabajo. Estos colectivos están integrados por las mujeres no ocupadas en Argentina y Brasil, y por las jóvenes, las no ocupadas y las cualificadas en Paraguay y Uruguay. Todas ellas mejorarían su situación de bienestar tras la aplicación del Plan.

## CONCLUSIONES

Hemos desarrollado un modelo conjunto de elección discreta de las horas de trabajo que estimamos para los cuatro países miembros del Mercosur. Sobre la base de los resultados obtenidos, simulamos un programa transversal de bienestar social para los estratos de población más desfavorecidos. Una de las fortalezas del modelo de microsimulación es que está basado en una muestra que considera la heterogeneidad de la población y permite rea-

lizar estimaciones y simulaciones para cuatro subgrupos relevantes de hogares. Esta pormenorización es en particular importante en un área como el Mercosur, con grandes contrastes económico-sociales, ya que la aplicación de este tipo de políticas es mucho más efectiva cuando pueden orientarse hacia los grupos poblacionales más necesitados.

Denominamos “Plan común jefe de hogar” al programa simulado por estar éste inspirado en el “Plan jefe de hogar” argentino. De acuerdo con los criterios de elegibilidad, el plan favorece a los sectores poblacionales más desprotegidos y busca así reducir las disparidades sociales transversales a los países estudiados. Mediante el análisis comprobamos que efectivamente dicho plan contribuye a la cohesión social del Mercosur, ya que segmentos significativos de hogares mejoran su bienestar en todos los países.

De acuerdo con ello creemos que la conveniencia de instrumentar un plan de estas características en el Mercosur es indiscutible. Por supuesto, los criterios de elegibilidad y los mecanismos efectivos de financiación e instrumentación del plan merecen un estudio de mucho mayor alcance que el que en estas páginas hemos podido realizar. No obstante, es la idea misma del plan la que debe ser impulsada. El paradigma de sociedad cohesionada ha sido tradicionalmente la sociedad europea, en particular los países escandinavos y de la Europa continental. Se puede afirmar que la preocupación por la cohesión social es, a la vez, lo que identifica a los europeos y les distingue de otros proyectos de sociedad. Además, la cohesión social no sólo dentro de los estados miembros sino también entre ellos ha sido, y es, una garantía del éxito de la experiencia integracionista europea. Europa es, en este sentido, un buen espejo en el que mirarse. El éxito del proceso integracionista suramericano pasa, muy probablemente, por mejorar las cohesión social no sólo dentro de los Estados miembros, sino también entre ellos.

Si bien nuestro análisis aporta una variedad de nuevos resultados a la bibliografía del tema, estos no son en ningún caso definitivos y deben interpretarse con cautela. El modelo de oferta laboral utilizado trata al hogar como una única unidad de decisión y no aporta información acerca de las asignaciones entre sus miembros. A pesar de que el contraste de validez de dicho modelo ha resultado favorable, no podemos olvidar que con bases de datos más completas se podría emplear un modelo colectivo, con individuos que cuenten con sus propias preferencias y que deban decidir cómo compartir los recursos disponibles del hogar. También sería deseable considerar bienes privados (cuyo disfrute es individual), bienes públicos y la producción del hogar.

## APÉNDICE

CUADRO A1. Definiciones de las variables empleadas en las estimaciones

Variables	Descripción
age	Edad
ages	Edad al cuadrado
agedmM	Desviación del promedio de la edad de la mujer
agedmH	Desviación del promedio de la edad del hombre
agesed	Edad multiplicado por escolaridad
agesqdm	Desviación del promedio de la edad al cuadrado
area	Variable dicotómica ( <i>dummy</i> ) que toma valor de 1 si la persona vive en áreas urbanas
cas	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) que toma valor de 1 si el individuo está casado
col	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) que toma valor de 1 si la persona es de raza blanca
cons	Constante
edM	Escolaridad de la mujer
edH	Escolaridad del hombre
ed2	Escolaridad al cuadrado
ed3	Escolaridad al cubo
edage	Escolaridad multiplicado por edad
expes	Experiencia al cuadrado
expet	Experiencia: min [(edad – escolaridad – 6), (edad – 18)]
fincr	Ingreso total familiar real (a precios de julio de 1997)
fs	Número de integrantes del hogar
hs	Horas de trabajo semanales
jef	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) igual a 1 si el individuo es jefe de hogar
k02	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) que toma valor de 1 si la persona tiene un hijo de hasta 2 años
k34	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) igual a 1 si la persona tiene un hijo de entre 3 y 4 años
k510	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) que toma valor de 1 si la persona tiene un hijo de entre 5 y 10 años
k617	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) que toma valor de 1 si la persona tiene un hijo de entre 6 y 17 años
kl6	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) que toma valor de 1 si la persona tiene un hijo con menos de 6 años
nli	Ingreso no laboral real = fincr – (w × hs × 4)
numero1	Cantidad de hijos de hasta 18 años de edad
p1 (Noroeste)	Provincias: Jujuy, Salta, La Rioja, Tucumán, Catamarca, y Santiago del Estero
p2 (Noreste)	Provincias: Formosa, Chaco, Misiones, Corrientes y Entre Ríos
p3 (Cuyo)	Provincias: San Juan, San Luis y Mendoza
p4 (Pampa-Bs As.)	Provincias: Córdoba, Santa Fé, Buenos Aires y La Pampa
p5 (Patagonia)	Provincias: Neuquén, Río Negro, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego (control)
pob	Dicotómica ( <i>dummy</i> ) igual a 1 si la persona pertenece a los 3 últimos deciles de fincr
r1 (Centro-oeste)	Estados: Goiás, Mato Grosso y Mato Grosso do Sul
r2 (Noreste)	Estados: Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe y Bahia
r3 (Norte)	Estados: Acre, Amazonas, Roraima, Rondônia, Pará, Amapá y Tocantins
r4 (Sureste)	Estados: Minas Gerais, Espírito Santo, Río de Janeiro y São Paulo
r5 (Sur)	Estados: Paraná, Santa Catarina y Rio Grande do Sul (control)
w	Salario real por hora (a precios de julio de 1997)

CUADRO A2. Ecuación de salarios en Argentina y Brasil

Argentina	Coeficiente	Desviación estándar linealizada	Estadístico t	Brasil	Coeficiente	Desviación estándar linealizada	Estadístico t
<i>Ecuación de salarios</i>							
ed	0.0656	0.0048	13.78	ed	0.0981	0.0011	89.94
expet	0.0004	0.0061	0.07	expet	0.0094	0.0023	4.13
expes	1.1E-04	1.4E-04	0.77	expes	1.2E-04	4.9E-05	2.48
k02	0.1058	0.0594	1.78	k02	0.1093	0.0175	6.26
kl6	0.0211	0.0446	0.47	kl6	-0.0009	0.0092	-0.10
cons.	0.3489	0.1168	2.99	cons.	-0.1655	0.0310	-5.34
<i>Ecuación de selección</i>							
ed	0.0732	0.115	0.64	ed	-0.1839	0.019	-9.90
expet	0.0765	0.025	3.02	expet	0.0129	0.004	3.16
expes	-0.0016	4.2E-04	-3.79	expes	-0.0006	7.6E-05	-8.28
agesed	3.6E-05	3.6E-05	1.01	agesed	-9.17E-05	9.1E-06	-10.04
pob	-0.1997	0.050	-4.01	pob	-0.6286	0.011	-55.95
jef	0.4424	0.067	6.60	jef	0.3518	0.014	24.50
nli	-0.0001	3.8E-05	-2.72	nli	-4.9E-06	8.8E-06	-0.56
kl6	-0.2777	0.056	-4.94	kl6	-0.0123	0.011	-1.13
k617	-0.0263	0.052	-0.51	k617	0.0388	0.007	5.88
sp	32.1500	9.727	3.31	sp	1.7832	0.021	83.17
k02	-0.0602	7.2E-02	-0.84	k02	-0.1946	1.6E-02	-11.89
ed2	0.0002	0.006	0.04	ed2	0.0019	0.001	2.34
edage	-0.0045	0.004	-1.29	edage	0.0071	0.001	8.96
fs	-0.0381	0.016	-2.38	fs	-0.0556	0.005	-10.60
ed3	0.0003	1.9E-04	1.41	ed3	0.0002	3.1E-05	5.25
Noroeste	-0.2081	0.057	-3.67	Noroeste			
Noreste	-0.3504	0.064	-5.46	Noreste			
Cuyo	-0.1889	0.059	-3.20	Cuyo			
Pampa-Bs.As.	-0.0314	0.044	-0.71	Pampa-Bs.As.			
Centro-Oeste				Centro-Oeste	-0.0445	0.013	-3.38
Noreste				Noreste	-0.0471	0.011	-4.24
Norte				Norte	-0.1023	0.014	-7.29
Sureste				Sureste	0.0561	0.011	4.90
área				área			
cons.	-0.4583	0.447	-1.03	cons.	0.5907	0.055	10.80
/athρ	-0.4530	0.0984	-4.61	/athρ	-0.7563	0.0281	-26.87
/lnσ	-0.3881	0.0287	-13.53	/lnσ	-0.2156	0.0083	-25.93
ρ	-0.4244	0.0806		ρ	-0.6389	0.0167	
σ	0.6784	0.0195		σ	0.8061	0.0067	
λ	-0.2879	0.0600		λ	-0.5150	0.0165	
F(5, 8.622) = 47.11		Prob > F = 0.0000		F(5, 62.496) = 1 687.30		Prob > F = 0.0000	
Observaciones: 8 658		Observaciones: 62 508					

CUADRO A3. *Ecuación de salarios en Paraguay y Uruguay*

<i>Paraguay</i>	Coeficiente	<i>Desviación estándar linealizada</i>	Estadístico <i>t</i>	<i>Uruguay</i>	Coeficiente	<i>Desviación estándar linealizada</i>	Estadístico <i>t</i>
<i>Ecuación de salarios</i>							
ed	0.0854	0.0076	11.20	ed	0.1067	0.0047	22.92
expet	-0.0004	0.0137	-0.03	expet	0.0242	0.0044	5.49
expes	0.0002	2.8E-04	0.74	expes	-1.5E-04	9.1E-05	-1.71
k02	3.7E-01	0.1029	3.55	k02	0.0931	0.0376	2.48
kl6	-0.0201	0.0956	-0.21	kl6	0.0567	0.0249	2.27
cons.	7.2567	0.2029	35.77	cons.	1.5129	0.1012	14.95
<i>Ecuación de selección</i>							
ed	0.0756	0.088	0.86	ed	0.1976	0.065	3.02
expet	0.0321	0.019	1.73	expet	0.0674	0.013	5.09
expes	-0.0006	3.4E-04	-1.70	expes	-0.0013	2.2E-04	-5.87
agesed	-4.7E-05	3.9E-05	-1.21	agesed	1.6E-05	2.1E-05	0.78
pob	0.5792	0.058	10.05	pob	-0.6211	0.023	-26.57
jef	0.0687	0.060	1.14	jef	0.4562	0.032	14.45
nli	-4.8E-08	2.7E-08	-1.79	nli	-2.5E-06	9.4E-07	-2.69
kl6	-0.0354	0.066	-0.54	kl6	-0.0803	0.024	-3.39
k617	0.1433	0.058	2.47	k617	-0.0406	0.014	-2.98
sp	0.5331	0.081	6.59	sp	1.2562	0.040	31.05
k02	-0.1892	7.5E-02	-2.53	k02	-0.0966	3.5E-02	-2.75
ed2	-0.0239	0.005	-5.17	ed2	-0.0065	0.004	-1.81
edage	0.0029	0.003	0.83	edage	-0.0041	0.002	-2.02
fs	-0.0351	0.013	-2.74	fs	-0.0793	0.011	-7.00
ed3	0.0011	1.8E-04	6.05	ed3	0.0004	1.1E-04	3.52
área	0.0272	0.0083	3.29	área			
cons.	-0.55895	0.2667	-2.10	cons.	-0.6073	0.239	-2.54
/athp	-1.1133	0.1037	-10.73	/athp	-0.5408	0.0847	-6.39
/lnσ	0.1992	0.0483	4.12	/lnσ	-0.2192	0.0403	-5.44
ρ	-0.8052	0.0365		ρ	-0.4936	0.0640	
σ	1.2204	0.0589		σ	0.8031	0.0324	
λ	-0.9827	0.0864		λ	-0.3964	0.0662	
$F(t, 2\,884) = 36.08$		Prob > <i>F</i> = 0.0000		$F(5, 19.340) = 158.01$		Prob > <i>F</i> = 0.000	
Observaciones: 2 893				Observaciones: 19 353			

CUADRO A4. *Función de utilidad en Argentina y Brasil<sup>a</sup>*

Argentina: Mujeres			Brasil: mujeres				
Parámetro	Coeficiente	Estadístico t	Parámetro	Coeficiente	Estadístico t		
$\alpha_{cc}$	cons.	-0.0168	-0.1958	$\alpha_{cc}$	cons.	0.1253	10.6948
	k02	-0.2218	-0.8950		k02	0.0869	2.7390
	k34	0.3094	1.2160		k34	0.0235	0.7077
	k510	0.2949	1.8679		k510	0.0564	2.6291
$\alpha_{cb}$	cons.	-0.0054	-3.2877	$\alpha_{cb}$	cons.	-0.0078	-11.2815
	k02	0.0028	0.5687		k02	-0.0017	-0.9464
	k34	-0.0029	-0.5927		k34	-0.0005	-0.2796
	k510	-0.0032	-0.9987		k510	-0.0027	-2.1346
$\alpha_{bh}$	cons.	-0.0153	-16.8863	$\alpha_{bh}$	cons.	-0.0110	-32.4846
	k02	-0.0032	-4.0803		k02	-0.0021	-5.2096
	k34	-0.0010	-1.4047		k34	-0.0014	-3.2625
	k510	-0.0022	-4.3826		k510	-0.0006	-2.2486
	jef	0.0026	5.6396		jef	0.0027	18.4635
$\alpha_c$	cons.	0.9026	12.5165	$\alpha_c$	cons.	-0.8601	-41.4448
	fs	0.0009	0.1448		fs	0.0014	1.5993
	agedmM	-0.0023	-1.0153		agedmM	0.0052	8.1070
	agedmH	0.0009	0.4369		agedmH	-0.0013	-2.3267
$\alpha_b$	cons.	0.0420	7.3732	$\alpha_b$	cons.	0.0949	41.5924
	agedmM	-0.0006	-3.8100		agedmM	0.0005	4.3217
	agedmH	-0.0004	-2.2988		agedmH	-0.0001	-0.9887
	edM	-0.0033	-6.9632		edM	0.0134	52.3305
	edH	0.0005	2.5274		edH	0.0002	2.8289
<i>F</i>	cons.	25.7449	13.1805	<i>F</i>	cons.	-27.3274	-36.8603
	k02	4.5803	3.4176		k02	-4.3903	-9.0435
	k34	1.2889	1.0280		k34	-1.5552	-3.1847
	k510	-1.8682	-2.0784		k510	-1.5547	-4.5765
	Noroeste	3.2001	3.2431		Centro-Oeste	-2.9249	-7.3086
	Noreste	5.7180	4.8338		Noreste	-3.3503	-10.1737
	Cuyo	4.0532	3.4743		Norte	-4.4293	-10.5846
	Pampa-Bs. As.	3.8264	4.4477		Sureste	1.8461	5.3864
				col		-1.4105	-5.7518

Observaciones: 7 786

*Log-likelihood* maximizado: -11 295.3

Observaciones: 55 124

*Log-likelihood* maximizado: -81 459.0

<sup>a</sup> La escala de los parámetros se ha modificado de la siguiente forma:  $\alpha_{cc}$  está dividido por 10 mil,  $\alpha_{cb}$  está dividido por 100,  $\alpha_{bh}$  y  $\alpha_c$  están divididos por 10.

CUADRO A5. Función de utilidad en Paraguay y Uruguay<sup>a</sup>

Paraguay: Mujeres			Uruguay: Mujeres				
	Parámetro	Coeficiente		Parámetro	Coeficiente		
$\alpha_{cc}$	cons.	-0.7136	-2.5540	$\alpha_{cc}$	cons.	-0.0603	-4.4340
	k02	0.0074	0.0104		k02	-0.0324	-0.8274
	k34	0.7625	1.9444		k34	0.0292	0.5571
	k510	-0.3033	-0.7417		k510	-0.0332	-1.2366
$\alpha_{cb}$	cons.	0.0020	0.4379	$\alpha_{cb}$	cons.	-0.0034	-6.4730
	k02	-0.0218	-1.3812		k02	0.0021	1.7672
	k34	-0.0071	-0.8523		k34	0.0010	0.6862
	k510	0.0075	1.0706		k510	0.0021	2.5103
$\alpha_{bb}$	cons.	-0.0015	-0.9867	$\alpha_{bb}$	cons.	-0.0108	-17.9637
	k02	-0.0071	-5.6235		k02	-0.0033	-7.8064
	k34	0.0006	0.6364		k34	-0.0021	-4.8372
	k510	-0.0008	-1.1849		k510	-0.0011	-3.9300
	jef	0.0015	2.1403		jef	0.0020	6.1431
$\alpha_c$	cons.	2.3451	17.3679	$\alpha_c$	cons.	0.2949	10.7726
	fs	0.0184	1.8876		fs	0.0119	3.7900
	agedmM	-0.0029	-0.4842		agedmM	-0.0032	-3.8628
	agedmH	0.0035	0.6446		agedmH	0.0042	5.4190
$\alpha_b$	cons.	-0.0488	-5.0670	$\alpha_b$	cons.	0.0470	11.7177
	agedmM	-0.0013	-3.6565		agedmM	-0.0011	-10.5824
	agedmH	-0.0003	-1.0385		agedmH	0.0000	0.2939
	edM	-0.0121	-15.8395		edM	-0.0006	-1.9591
	edH	0.0005	1.6049		edH	0.0008	5.4914
$F$	cons.	7.9287	10.6602	$F$	cons.	75.4153	12.5400
	k02	2.5214	4.0078		k02	0.4879	0.2161
	k34	0.3856	0.6175		k34	0.4277	0.1741
	k510	0.1038	0.2134		k510	0.2281	0.1283
	area	-0.2205	-2.9664		numero1	2.3465	3.2884

Observaciones: 2 708

Log-likelihood maximizado: -3 784.7

Observaciones: 15 973

Log-likelihood maximizado: -23 556.1

<sup>a</sup> La escala de los parámetros se ha modificado de la siguiente forma:  $\alpha_{cc}$  está dividido por 10 mil,  $\alpha_{cb}$  está dividido por 100,  $\alpha_{bb}$  y  $\alpha_c$  están divididos por 10.

CUADRO A6. Función de utilidad tras la aplicación del PCJH en Argentina y Brasil<sup>a</sup>

Argentina: Mujeres			Brasil: Mujeres				
	Parámetro	Coeficiente	Estadístico t		Parámetro	Coeficiente	Estadístico t
$\alpha_{cc}$	cons.	0.2842	2.0187	$\alpha_{cc}$	cons.	0.1687	13.4845
	k02	0.8890	1.8435		k02	0.1418	3.7879
	k34	1.8045	4.0223		k34	0.0889	2.2746
	k510	1.9254	6.9551		k510	0.1909	7.3365
$\alpha_{cb}$	cons.	-0.0196	-5.6979	$\alpha_{cb}$	cons.	-0.0100	-13.8932
	k02	-0.0442	-3.0097		k02	-0.0063	-3.0433
	k34	-0.0522	-4.0700		k34	-0.0055	-2.5186
	k510	-0.0631	-7.9156		k510	-0.0128	-8.9741
$\alpha_{bh}$	cons.	-0.0204	-20.6734	$\alpha_{bh}$	cons.	-0.0104	-30.2008
	k02	-0.0015	-0.9917		k02	-0.0014	-3.3764
	k34	0.0030	2.2975		k34	-0.0007	-1.6082
	k510	0.0033	4.0032		k510	0.0005	1.6500
	jef	0.0019	3.5306		jef	0.0025	16.4542
$\alpha_c$	cons.	2.3621	28.8049	$\alpha_c$	cons.	-0.9258	-44.0823
	fs	-0.0006	-0.0959		fs	-0.0028	-2.8495
	agedmM	-0.0079	-1.9627		agedmM	0.0063	9.3717
	agedmH	0.0066	1.7145		agedmH	-0.0014	-2.2154
$\alpha_b$	cons.	0.0605	9.1583	$\alpha_b$	cons.	0.1025	44.6932
	agedmM	-0.0014	-3.9385		agedmM	0.0004	3.2627
	agedmH	-0.0011	-2.9159		agedmH	-0.0002	-1.7458
	edM	-0.0140	-25.3616		edM	0.0142	54.5754
	edH	0.0002	0.7564		edH	-0.0001	-1.6382
$F$	cons.	11.3942	21.7472	$F$	cons.	-23.5332	-35.2905
	k02	-0.1589	-0.2495		k02	-0.2734	-0.5821
	k34	-1.6557	-2.9165		k34	2.0051	4.0119
	k510	-5.0198	-11.7110		k510	5.6515	16.4243
	Noroeste	0.3418	0.7675		Centro-Oeste	-3.3950	-8.4011
	Noreste	1.5783	3.0546		Noreste	-0.0545	-0.1708
	Cuyo	1.3784	2.6635		Norte	-2.7707	-6.7772
	Pampa-Bs. As.	1.2804	3.6118		Sureste	1.7534	5.0444
					col	-3.6522	-13.2948
$PJ$	cons.	0.2719	0.0112	$PJ$	cons.	16.0269	3.6510
	edM	0.6210	0.0066		k02	0.7813	0.0569
	edH	0.5624	0.0164		k34	0.7527	0.1095
					agedmM	-0.1060	-0.1905

Observaciones: 7 786

Log-likelihood maximizado : -8 735.7

Observaciones: 55 124

Log-likelihood maximizado: -74 526.0

<sup>a</sup> La escala de los parámetros se ha modificado de la siguiente forma:  $\alpha_{cc}$  está dividido por 10 mil,  $\alpha_{cb}$  está dividido por 100,  $\alpha_{bh}$  y  $\alpha_c$  están divididos por 10.

**CUADRO A7. Función de utilidad tras la aplicación del PCJH  
en Paraguay y Uruguay<sup>a</sup>**

Paraguay: Mujeres			Uruguay: Mujeres			
	Parámetro	Coeficiente		Parámetro	Coeficiente	
$\alpha_{cc}$	cons.	-0.4331	-1.3482	$\alpha_{cc}$	cons.	-0.0481
	k02	1.0454	1.2394		k02	0.0272
	k34	0.8176	1.6532		k34	0.2060
	k510	0.3203	0.6161		k510	0.0337
$\alpha_{cb}$	cons.	-0.0058	-1.0307	$\alpha_{cb}$	cons.	-0.0035
	k02	-0.0523	-2.4607		k02	0.0004
	k34	-0.0097	-0.8154		k34	-0.0032
	k510	-0.0157	-1.4760		k510	-0.0003
$\alpha_{bh}$	cons.	-0.0029	-1.9097	$\alpha_{bh}$	cons.	-0.0105
	k02	-0.0045	-2.6969		k02	-0.0031
	k34	0.0003	0.3094		k34	-0.0018
	k510	0.0004	0.4663		k510	-0.0008
	jef	0.0024	2.8036		jef	0.0018
$\alpha_c$	cons.	2.1705	15.4004	$\alpha_c$	cons.	0.3314
	fs	0.0201	1.9245		fs	0.0146
	agedmM	0.0123	1.5594		agedmM	-0.0023
	agedmH	-0.0032	-0.4635		agedmH	0.0059
$\alpha_b$	cons.	-0.0231	-2.2463	$\alpha_b$	cons.	0.0513
	agedmM	-0.0029	-5.2668		agedmM	-0.0013
	agedmH	0.0002	0.3525		agedmH	-0.0002
	edM	-0.0116	-14.1002		edM	-0.0016
	edH	0.0004	0.9258		edH	0.0005
$F$	cons.	7.6000	9.0341	$F$	cons.	60.0231
	k02	0.2068	0.2114		k02	0.0076
	k34	-0.7934	-0.8038		k34	0.0054
	k510	-4.6387	-6.3439		k510	-0.0154
	area	-0.4828	-4.3032		numero1	0.0144
$PJ$	cons.	0.2518	0.0157	$PJ$	cons.	8.1027
	yk02	0.0522	0.0013		kl6	0.0013
	yk34	0.0378	0.0010		k617	0.0022
	agedmM	-0.1385	-0.0878		agedmM	-0.0205

Observaciones: 2 708

Log-likelihood maximizado: -2 976.1

Observaciones: 15 973

Log-likelihood maximizado: -22 299.2

<sup>a</sup> La escala de los parámetros se ha modificado de la siguiente forma:  $\alpha_{cc}$  está dividido por 10 mil,  $\alpha_{cb}$  está dividido por 100,  $\alpha_{bh}$  y  $\alpha_c$  están divididos por 10.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bargain, O. (2005), "On Modelling Household Labor Supply with Taxation", IZA Discussion Paper 1455, Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA).
- , y K. Orsini (2006), "In-Work Policies in Europe: Killing Two Birds with One Stone?", *Labour Economics*, 13, 6, pp. 667-697.
- , M. Beblo, D. Beninger, R. Blundell, R. Carrasco, M. Chiuri, F. Laisney, V. Lechene, N. Moreau, M. Myck, J. Ruiz-Castillo y F. Vermeulen (2006a), "Does the Representation of Household Behavior Matter for Welfare Analysis of Tax-Policies? An Introduction", *Review of Economics of the Household*, 4, pp. 99-111.
- , M. Caliendo, P. Haan y K. Orsini (2006b), "Making Work Pay in a Rationed Labour Market", IZA Discussion Paper 2033, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Ben-Akiva, M., y S. Lerman (1985), *Discrete Choice Analysis*, Cambridge, MIT Press.
- Bingley, P., e I. Walker (1997), "The Labour Supply, Unemployment and Participation of Lone Mothers in In-Work Transfer Programmes", *The Economic Journal*, 107, 444, pp. 1375-1390.
- Bloemen, H., y A. Kapteyn (2008), "The Estimation of Utility-Consistent Labor Supply Models by Means of Simulated Scores", *Journal of Applied Econometrics*, 23, pp. 395-422.
- Blomquist, S., y W. Newey (2002), "Nonparametric Estimation with Nonlinear Budget Sets", *Econometrica*, 70, 6, pp. 2455-2480.
- Blundell, R., A. Duncan, J. McCrae y C. Meghir (2000), "The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit", *Fiscal Studies*, 21, 1, pp. 75-104.
- , y T. MaCurdy (2000), "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches", O. Ashenfelter y D. Card (comps.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, North-Holland.
- , P. Chiappori, T. Magnac y C. Meghir (2007), "Collective Labour Supply: Heterogeneity and Nonparticipation", *The Review of Economic Studies*, 74, pp. 417-445.
- , y A. Shephard (2008), "Employment, Hours of Work and the Optimal Design of Earned Income Tax Credits", IEF Working Paper 08/01, The Institute for Fiscal Studies, Londres.
- Bucheli, M. (1998), "Flexibilidad del mercado de trabajo en Uruguay", Documento de Trabajo, Montevideo, CEPAL.
- Chiswick B., H. Patrinos y M. Hurs (2000), "Indigenous Languages Skills and the Labor Market in a Developing Economy: Bolivia", *Economic Development and Cultural Change*, 48, 2, pp. 349-367.
- Creedy, J., y G. Kalb (2001), "Measuring Welfare Chages with Nonlinear Budget Constraints in Continuous and Discrete Hours Labour Supply Models", Department of Economics Working Paper 799, University of Melbourne.

- Dearing, H., H. Hofer, C. Lietz, R. Winter-Ebmer y K. Wrohlich (2007), "Why Are Mothers Working Longer Hours in Austria than in Germany? A Comparative Microsimulation Analysis", *Fiscal Studies*, 28, 4, pp. 463-495.
- Domeij, D., y M. Flodén (2006), "The Labor-Supply Elasticity and Borrowing Constraints: Why Estimates are Biased?", *Review of Economics Dynamics*, 9, pp. 242-262.
- Edwards, L., y E. Field-Hendrey (2002), "Home-Based Work and Women's Labor Force Decisions", *Journal of Labor Economics*, 20, 1, pp. 170-200.
- Eissa, N., y H. Hoynes (2004), "Taxes and the Labor Market Participation of Married Couples: the Earned Income Tax Credit", *Journal of Public Economics*, 88, páginas 1931-1958.
- French, E. (2004), "The Labor Supply Response to (Mismeasured but) Predictable Wage Changes", *The Review of Economics and Statistics*, 86, 2, pp. 602-613.
- Haan, P. (2006), "Much Ado About Nothing: Conditional Logit vs. Random Coefficient Models for Estimating Labour Supply Elasticities", *Applied Economics Letters*, 13, 4, pp. 251-256.
- , y M. Myck (2008), "Multi-Family Households in a Labour Supply Model: A Calibration Method with Application to Poland", IZA Discussion Paper 3611, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- , y D. Navarro (2008), "Optimal Income Taxation of Married Couples: An Empirical Analysis of Joint and Individual Taxation", IZA Discussion Paper 3819, Institute for the Study of Labor (IZA).
- , y V. Steiner (2008), "Making Work Pay for the Elderly Unemployed- Evaluating Alternative Policy Reforms for Germany", *Finanz Archiv: Public Finance Analysis*, 64, 3, pp. 380-402.
- Hausman, J. (1981), "Labor Supply", H. J. Aaron y J. A. Pechman (cmps.), *How Taxes Affect Economic Behavior*, The Brookings Institution, Washington D. C., pp. 27-72.
- (1985), "The Econometrics of Nonlinear Budget Sets", *Econometrica*, 53, páginas 1255-1282.
- , y P. Ruud (1984), "Family Labor Supply with Taxes", *The American Economic Review*, 74, pp. 242-248.
- Heim, B., y B. Meyer (2004), "Work Costs and Nonconvex Preferences in the Estimation of Labor Supply Models", *Journal of Public Economics*, 88, pp. 2323-2338.
- Hoynes, H. (1996), "Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation Under AFDC-UP", *Econometrica*, 64, pp. 295-332.
- Ilmakunnas, S., y S. Pudney (1990), "A Model of Female Labor Supply in the Presence of Hours Restrictions", *Journal of Public Economics*, 41, pp. 183-210.
- Keane, M., y R. Moffit (1998), "A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply", *International Economic Review*, 39, pp. 553-589.
- Kornstad, T., y T. Thoresen (2007), "A Discrete Choice Model for Labor Supply and Childcare", *Journal of Population Economics*, 20, pp. 781-803.

- Lee, C. (2001), "Finite Sample Bias in IV Estimation of Intertemporal Labor Supply Models: Is The Intertemporal Substitution Elasticity Really Small?", *The Review of Economics and Statistics*, 83, pp. 638-646.
- López, P., y J. Paz (2003), "El Programa jefes de hogar: Elegibilidad, participación y trabajo", Documento de Trabajo 242, Universidad del CEMA, Argentina.
- Moffit, R. (1984), "Estimation of a Joint Wage-Hours Labor Supply Model", *Journal of Labor Economics*, 2, pp. 550-556.
- Pencavel, J. (1986), "Labor Supply of Men: a Survey", O. Ashenfelter y R. Layard (comps.), *Handbook of Labor Economics*, 1, Amsterdam, North-Holland.
- Psacharopoulos, G. (1985), *Education for Development: An Analysis of Investment Choices*, Nueva York, Banco Mundial y Oxford University Press.
- Saavedra, J., y E. Maruyama (1997), "Los retornos a la educación y a la experiencia en el Perú: 1985-1997", *Pobreza y economía social: Análisis de una encuesta*, ENNIV, Perú.
- Tummers, M., y I. Woittiez (1991), "A Simultaneous Wage and Labor Supply Model with Hours Restriction", *Journal of Human Resources*, 26, pp. 393-423.
- Van Soest, A. (1995), "Structural Models of Family Labor Supply: a Discrete Choice Approach", *Journal of Human Resources*, 30, pp. 63-88.
- , y M. Das (2000), "Family Labor Supply and Proposed Tax Reforms in the Netherlands", *De Economist*, 149, 2, pp. 191-218.
- Vermeulen, F., O. Bargain, B. Miriam, D. Beninger, R. Blundell, R. Carrasco, M. Chiuri, F. Laisney, V. Lechene, N. Moreau y M. Myck, (2006), "Collective Models of Labor Supply with Nonconvex Budget Sets and Nonparticipation: A Calibration Approach", *Review of Economics of the Household*, 4, 2, pp. 113-127.