

Una aproximación comportamental para el caso uruguayo

# Sistemas tributarios alternativos y su impacto en la distribución del ingreso y en la oferta laboral

• MAURICIO DE ROSA<sup>1</sup>; FERNANDO ESPONDA<sup>2</sup>; SANTIAGO SOTO<sup>3</sup>

Universidad de la República

## RESUMEN

Aunque popular en el mundo desarrollado, la metodología de microsimulaciones comportamentales aplicada a los mercados de trabajo no ha sido frecuentemente utilizada en los países latinoamericanos. Esta investigación realiza un análisis *ex ante* de los impactos de sistemas tributarios alternativos en la oferta laboral y la distribución del ingreso en Uruguay. Para realizar dicho análisis se trabajó con microsimulaciones estáticas, comportamentales y de equilibrio parcial, utilizando un modelo *Conditional Logit*. Es importante destacar que el modelo ha sido ajustado para los mercados laborales de países subdesarrollados, al agregar explícitamente la dimensión de la formalidad tanto en la elección del individuo como en la función de utilidad. Los resultados sugieren que las respuestas de los agentes son débiles incluso ante significativos aumentos de los impuestos directos, y no se aprecian movimientos importantes hacia la informalidad. A su vez, a pesar de haber invertido la relación entre impuestos directos e indirectos, la distribución del ingreso no muestra importantes mejoras.

**Palabras clave:** sistema tributario, microsimulaciones comportamentales, *Conditional Logit*, distribución del ingreso, oferta laboral.

## ABSTRACT

*Although popular in developed countries, behavioral microeconomic analyses applied to labor markets rarely refer to Latin-American countries. This research addresses ex ante impacts of alternative tax schemes on income distribution and labor supply in Uruguay. To tackle these issues, static partial equilibrium behavioral microsimulations are carried out using a Conditional Logit model. Moreover, the model has been transformed in order to reflect developing countries labor market characteristics by adding the formality dimension in the specification of the utility form. The results suggest that agent's responses are weak even at significant increases in direct taxes -such as income taxes- and major changes towards informality are not present. Furthermore, despite inverting the relationship between direct and indirect taxes against the latter, income distribution shows moderate improvements.*

**Keywords:** tax-benefit, microsimulation, behavioral, informality, Conditional Logit, income distribution.

## INTRODUCCIÓN

Uruguay ha procesado un conjunto de reformas, uno de cuyos objetivos explícitos es reducir la desigualdad, que aumentó siste-

máticamente desde comienzos de los noventa PNUD (2008). Entre estas reformas se destaca la puesta en marcha de un nuevo sistema tributario. En torno a esta modificación se han realizado diversos estu-

<sup>1</sup> Universidad de la República, Asistente Académico del Rector / IECON, Ayudante de Investigación.

<sup>2</sup> Universidad de la República, IECON, Área Coyuntura, Ayudante de Investigación/Ministerio de Salud Pública, División Control de Prestadores, Asesor Económico.

<sup>3</sup> Universidad de la República, DECON/INJU-MIDES, Coordinador Área Articulación de Políticas y Estudios de Juventud.



dios de impacto de la Reforma Tributaria en la distribución del ingreso. Si bien la Reforma introdujo cambios importantes en el sistema, todavía hay una distancia significativa entre el sistema tributario uruguayo y el de los países desarrollados. Una mirada de largo plazo exige estudiar la posibilidad de avanzar hacia esquemas más progresivos, fundamentalmente con relación a la estructura entre impuestos directos e indirectos. Sin embargo, se debe tener en cuenta que la introducción de impuestos directos más importantes podría ocasionar perjuicios en materia de oferta laboral que deben ser considerados.

En este contexto, la investigación propuesta busca realizar evaluaciones ex ante de distintos esquemas tributarios, de forma de cuantificar cuál sería el impacto de aumentar la participación de los impuestos directos sobre los indirectos en la distribución del ingreso y en la oferta laboral. Con el fin de abordar la pregunta planteada, se procuró construir un modelo

de microsimulaciones comportamentales estáticas de equilibrio parcial.

El modelo más difundido en este tipo de simulaciones es el *Conditional Logit* con una especificación de una función de utilidad cuadrática. Este tipo de modelos se aplica generalmente en el mundo desarrollado, por lo que se debió realizar un ajuste para incorporar la informalidad en el análisis, dada su incidencia en el mercado de trabajo uruguayo. De esta forma, el modelo no sólo capta movimientos en la oferta laboral en términos de horas trabajadas, sino que incluye movimientos entre el mercado laboral formal y el informal.

## METODOLOGÍA

### Horas discretas u horas continuas

El enfoque tradicional de los modelos de oferta laboral supone que la variable “horas de trabajo” es continua. Sin embargo, estudios más recientes han trabajado bajo el supuesto de que la decisión en relación a las





De esta forma, siguiendo a Wooldrige (2001, págs. 497-498), sea  $y$  una variable que toma los valores  $y = \{0, 1, \dots, J\}$  y  $x$  un set de variables condicionantes (como sexo, edad, raza, entre otras), entonces el interés del modelo recae en predecir cómo los cambios en las características, *ceteris paribus*, afectan la probabilidad que  $y$  sea  $j$ . Dado que las probabilidades deben sumar uno, cabe resaltar que  $P(y = 0|X)$  se determina una vez que se conocen las probabilidades de  $j = 1, 2, \dots, J$ .

Sea  $x$  un vector  $1 \times K$  con constante, la función de respuesta en probabilidad del MNL es

$$P(y = j|x) = \frac{\exp(x\beta_j)}{1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_h)}, \quad j = 1, 2, \dots, J$$

donde  $\beta_j$  es un vector de parámetros  $K \times 1$ ,  $j = 1, 2, \dots, J$ , y

$$P(y = 0|x) = \frac{1}{1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_h)}, \quad j = 1, 2, \dots, J$$

Por otro lado, McFadden (1974) demostró que el *Conditional Logit* (CL), un modelo cercanamente emparentado con el MNL, puede ser derivado de la comparación de las utilidades subyacentes. Dicho modelo puede derivarse a partir de un modelo de utilidad estocástica o de variable latente.

Se considera que la utilidad de un individuo  $i$  que opta por la alternativa  $j$  responde a la especificación:

$$y_{ij}^* = x_{ij}\beta + \alpha_{ij}$$

Donde los  $\alpha_{ij}$  corresponden a factores inobservables que responden a las preferencias de los individuos. En este caso, a diferencia del MNL,  $x_{ij}$  es un vector  $1 \times k$  que difiere entre alternativas y posiblemente también entre individuos. A diferencia del modelo MNL,  $x_{ij}$  no puede contener elementos que varíen sólo entre individuos y no entre alternativas<sup>1</sup>. A su vez, también se asume la no endogeneidad, por lo que el vector  $\alpha_i$  se supone independiente de  $x_i$ .

Sea  $y_i$  la opción efectivamente elegida por el individuo  $i$  que maximiza la utilidad:

$$y_i = \max (y_{i0}^*, y_{i1}^*, \dots, y_{ij}^*)$$

Como se mencionó anteriormente, McFadden probó que si (y solo si) los  $a_{ij}$  son variables aleatorias independientes cuya distribución es la Distribución de Valor Extremo de Tipo I (Weibull), la probabilidad de que la utilidad que le reporte al individuo  $i$  la alternativa  $j$  sea máxima (y por lo tanto opte por ella) es:

$$P (y_i = j | x_i) = \frac{\exp (x_{ij} \beta)}{\sum_{h=0}^J \exp (x_{ih} \beta)}, \quad j = 0, 1, \dots, J$$

Los efectos marginales asociados a este modelo, diferenciando y omitiendo el subíndice, están dados por:

$$\begin{aligned} \partial p_j / \partial x_{jk} &= p_j [1 - p_j] \beta_k & j = 0, \dots, J, \quad k = 1, \dots, K \\ \partial p_j / \partial x_{hk} &= -p_j p_h \beta_k & j \neq h \quad k = 1, \dots, K \end{aligned}$$

donde  $p_j$  es la función de respuesta en probabilidad  $P (y_i = j | x_i)$  y  $\beta_k$  el  $k$ -ésimo elemento de  $\beta$ .

Por tanto, la interpretación de los coeficientes del CL, cuya especificación requiere que las características de las alternativas varíen para los individuos, resulta bastante intuitiva. A diferencia del modelo MNL en el que los  $\beta_j$  son interpretados en relación con la alternativa base<sup>2</sup>, un  $\beta_r > 0$  implica que el efecto del regresor  $r$  en la probabilidad  $p_j (x)$  es positivo, porque  $p_j (x) [1 - p_j x] > 0$  y el efecto cruzado es negativo porque  $-p_j (x) p_h (x) \beta_k < 0$  (Cameron & Trivedi, 2009). Visto de otra forma, si  $x_r$  aumenta y  $\beta_r > 0$  entonces  $p_j$   $x$  aumenta y  $p_j (x)$  disminuye para todo  $j \neq 1$ .

De esta manera, arribamos al modelo conocido como CL, que si bien comparte una base común con el modelo MNL, como ya fue mencionado tiene algunas características particulares. Nuevamente, y en línea con el planteo de Wooldridge (2001), una de las diferencias centrales del CL en contraposición con el MNL es que las variables condicionantes del primero refieren a las características de las alternativas, en tanto que en el otro caso sólo era posible que estuviesen vinculadas a los individuos.

El CL está diseñado específicamente para tratar con casos en los que las decisiones son tomadas al menos parcialmente a partir de las características observables de las alternativas. Por tanto, los niveles de utilidad se asumen como una función lineal de los atributos  $x_{ij}$  con un vector común de  $\beta$ . Como plantea Wooldridge (2001, pág. 501) esto implica que el modelo MNL puede verse como un caso especial de CL en el que se eligen apropiadamente los  $x_{ij}$ . Supongamos que  $w_i$  es un vector de

características individuales y  $P (y_i = j | w_i)$  que sigue la ecuación del MNL con parámetros  $\delta_j$ , entonces podemos transformar este modelo en un CL definiendo  $x_{ij} = (d1_j w_i, d2_j w_i, \dots, dJ_j w_i)$ , donde  $d_j$  es una *dummy* que vale uno cuando  $j = h$ , y por tanto  $\beta = (\delta'_1, \dots, \delta'_j)'$ . Consecuentemente, algunos autores refieren al CL como MNL, dando por supuesto que en el segundo se permiten regresores que varían entre alternativas.

Los modelos basados en especificaciones logísticas presentan algunas limitaciones: (i) dicha especificación funcional para probabilidades multinomiales esconde el supuesto restrictivo de la Independencia de Alternativas Irrelevantes y (ii) el uso de modelos probabilísticos del tipo logístico asume implícitamente que los individuos pueden cambiar la cantidad de horas ofertadas en el margen como respuesta frente a la política implementada.

### CONSTRUCCIÓN DEL MODELO<sup>3</sup>

#### Los datos

La base de datos empleada fue la Encuesta Continua de Hogares de Uruguay correspondiente al año 2009 (ECH 2009). Esta encuesta de cobertura nacional releva los hogares y personas residentes de todo el país. La encuesta se realiza sobre una muestra de 46.945 hogares, de los cuales el 43,9% pertenecen a Montevideo, 8,3% a la periferia, 35,4% a Interior urbano en localidades de 5.000 o más habitantes, 5,3% a localidades urbanas de menos de 5.000 habitantes y 7,1% a zonas rurales. En total se relevan las características de 132.599 personas.

Para la construcción de las variables del modelo se optó por trabajar únicamente con los mayores de 14 años y los menores de 65 años que no son jubilados ni pensionistas, en el entendido de que eran los individuos relevantes para evaluar cambios comportamentales, por lo que el modelo se desarrolló sobre una muestra de 80.207 personas.

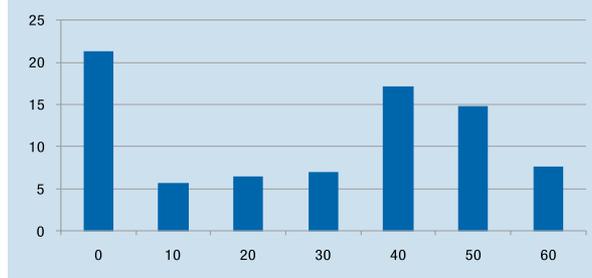
Más allá de las variables utilizadas para la construcción de los ingresos y las horas trabajadas, se utilizó una serie de variables relacionadas con las características de los individuos, construidas a partir de la ECH 2009. En la tabla 1 se presentan las más relevantes (para los 80.207 individuos considerados).

#### Tratamiento de los ingresos

A la hora de abordar la construcción del modelo, surgen algunas dificultades vinculadas al tratamiento de los ingresos de los individuos. Sumado a los problemas derivados de la construcción de la propia ECH -como

**TABLA 1****Variables utilizadas**

Educación		Edad (percentiles)	
Sin instrucción	6,50%	10%	18
Primaria completa	33,90%	25%	25
Ciclo básico completo	29,30%	50%	37
Bachillerato completo	20,80%	75%	49
Universidad completa	9,40%	90%	57
Sexo		Procedencia	
Hombres	48,10%	Montevideo	43,20%
Mujeres	51,90%	Interior (más de 5.000 hab.)	44,40%
		Interior (más de 5.000 hab.)	12,40%
Menores de 14 años en el hogar		Condición de actividad (formalidad / informalidad)	
No	53,30%	Formal	51,40%
Sí	46,70%	Informal	22,00%
		No trabaja	26,60%
Menores de 3 años en el hogar			
No	82,90%		
Sí	17,90%		

**GRÁFICO 1****Distribución empírica de las horas (en %)**

el relevamiento exclusivo de los ingresos líquidos y no de los nominales, o problemas de otra naturaleza como la no observabilidad de los salarios de los que no trabajan- surge la complejidad adicional de incorporar el tratamiento de la informalidad.

Luego de examinar el histograma del gráfico 1 se seleccionaron las siguientes posibilidades de dedicación horaria: 0, 10, 20, 30, 40, 50, y 60, las que son medidas en horas trabajadas por semana.

El criterio utilizado para categorizar la variable “horas de trabajo por semana” fue el siguiente:

$$\begin{aligned}
 H_0 &= 0 & \text{si } H &= 0 \\
 H_{10} &= 10 & \text{si } 0 < H \leq 15 \\
 H_{20} &= 20 & \text{si } 15 < H \leq 25 \\
 H_{30} &= 30 & \text{si } 25 < H \leq 35 \\
 H_{40} &= 40 & \text{si } 35 < H \leq 45 \\
 H_{50} &= 50 & \text{si } 45 < H \leq 55 \\
 H_{60} &= 60 & \text{si } H > 55
 \end{aligned}$$

A los efectos de utilizar un modelo CL que también pueda incorporar la explicación del tipo de inserción laboral del individuo (formal o informal), es necesario contar con un salario líquido para cada individuo no sólo en las distintas opciones horarias sino también en las categorías de formal e informal.

Partiendo de la clasificación anterior, se procedió a construir un conjunto de salarios líquidos para cada individuo: dos por cada una de las opciones horarias, uno en la categoría de formal y otro en la de informal. De esta forma el individuo tiene la opción de elegir entre 13 alternativas, de acuerdo al esquema que se muestra en la Ilustración 1.

Para elaborar cada una de estas alternativas se dividió a la población en tres grupos diferentes, sobre los que se trabajará de forma distinta: los trabajadores formales, los trabajadores informales y aquellos que no trabajan (Tabla 2).

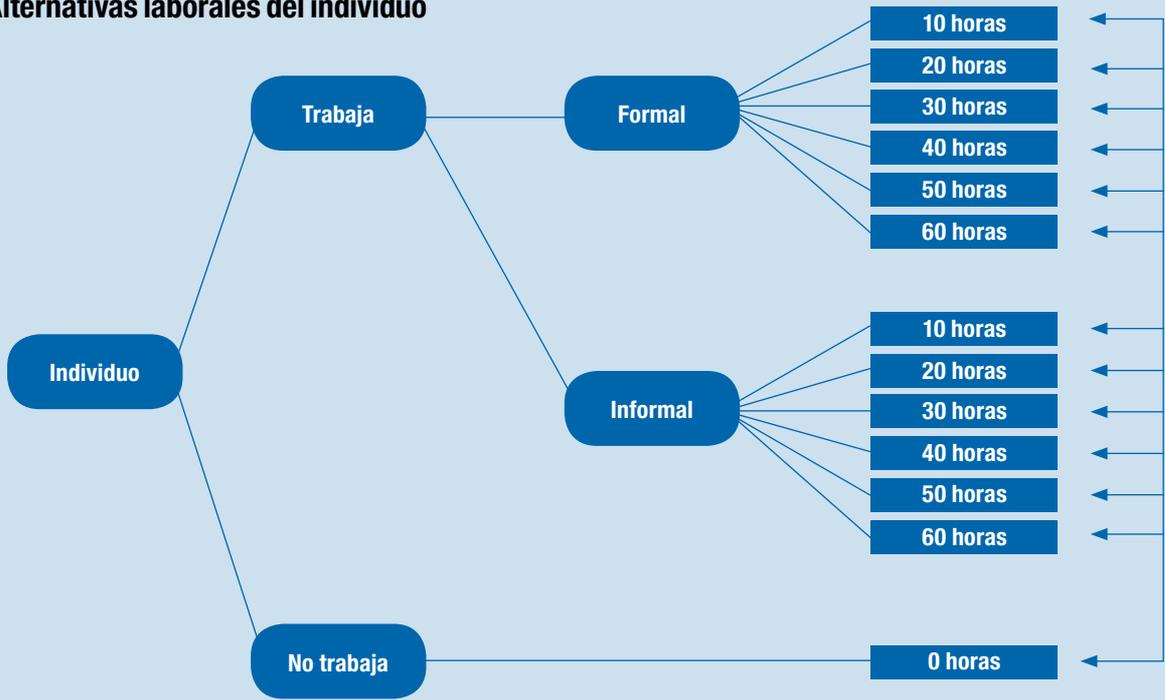
**Conditional Logit**

Una vez obtenidos los ingresos en cada una de las opciones posibles para todos los individuos tanto en el caso formal como en el informal, se procedió a realizar las estimaciones utilizando un modelo CL. Como se presentó, las variables incluidas en el CL son aquellas presentes en la función de utilidad de los individuos, y las estimaciones de sus parámetros coinciden con los de la función de utilidad.

Una de las especificaciones favorecidas en el terreno de las microsimulaciones es la función de utilidad cuadrática (Keane & Moffitt, 1995), que presenta la siguiente forma:

**ILUSTRACIÓN 1**

**Alternativas laborales del individuo**



**TABLA 2**

**Resumen del tratamiento de los ingresos**

Trabajadores que son formales		Trabajadores que son informales		Individuos que no trabajan	
Se observan salarios líquidos		Se observan salarios líquidos		No tienen salario observado	
Mercado formal	Mercado informal	Mercado formal	Mercado informal	Mercado formal	Mercado informal
Se construye salario nominal (se suman aportes e IRPF) y se divide por las horas trabajadas	Se predice salario por hora que obtendría si fuera informal (Heckman)	Se predice líquido que obtendría si fuera formal. Se construye salario nominal y se divide por las horas trabajadas	Se toman salarios y se dividen por hora	Se predice nominal por hora si estuviera en el mercado formal	Se predice salario por hora si estuviera en el mercado informal
Nominal por hora	Salario por hora	Nominal por hora	Salario por hora	Nominal por hora	Salario por hora
Se construyen nominales por tramo. Se restan aportes e IRPF	Se multiplica el salario por hora por cada uno de los tramos horarios	Se construyen nominales por tramo. Se restan aportes e IRPF	Se multiplica el salario por hora por cada uno de los tramos horarios	Se construyen nominales por tramo. Se restan aportes e IRPF	Se multiplica el salario por hora por cada uno de los tramos horarios
Líquido formal por tramo	Líquido informal por tramo	Líquido formal por tramo	Líquido informal por tramo	Líquido formal por tramo	Líquido informal por tramo

Cada individuo tiene un set de opciones de ingresos líquidos posibles asociados a la formalidad/informalidad y a las horas trabajadas (10, 20, 30, 40, 50 o 60 horas formal; 10, 20, 30, 40, 50, 60 horas informal)

$$U = \alpha_{YY}Y^2 + \alpha_{HH}H^2 + \alpha_{HY}HY + \beta_Y Y + \beta_H H$$

Dada la relevancia del sector informal en la economía uruguaya, se decidió agregar a la función de utilidad cuadrática tradicional un componente de formalidad, tomando la función la siguiente especificación<sup>4</sup>:

$$U = \alpha_{YY}Y^2 + \alpha_{HH}H^2 + \alpha_{HY}HY + \beta_Y Y + \beta_H H + \beta_F F$$

La heterogeneidad individual se introduce a través de los parámetros  $\beta_Y$ ,  $\beta_H$  y  $\beta_F$ , en donde se toman en cuenta la edad, las características de nivel educativo, lugar de residencia y existencia o no de menores de tres años en el hogar.

$$\beta_Y = \beta_{Y0} + \beta_{YE}EDAD + \beta_{YE2}EDAD^2 + \beta_{YPRI}PRI + \beta_{YCB}CB + \beta_{YBA}BAC + \beta_{YUNI}UNI + \beta_{YINTCH}INTCH + \beta_{YINTGR}INTGR + \beta_{YMO3}MO3^5$$

$$\beta_H = \beta_{H0} + \beta_{HE}EDAD + \beta_{HE2}EDAD^2 + \beta_{HPRI}PRI + \beta_{HCB}CB + \beta_{HBA}BAC + \beta_{HUNI}UNI + \beta_{HINTCH}INTCH + \beta_{HINTGR}INTGR + \beta_{HMO3}MO3$$

$$\beta_F = \beta_{F0} + \beta_{FE}EDAD + \beta_{FE2}EDAD^2 + \beta_{FPRI}PRI + \beta_{FCB}CB + \beta_{FBA}BAC + \beta_{FUNI}UNI + \beta_{FINTCH}INTCH + \beta_{FINTGR}INTGR + \beta_{FMO3}MO3$$

Asimismo, de forma de incrementar el poder explicativo del modelo, se decidió hacer cuatro estimaciones

**TABLA 3**  
**Estimaciones Conditional Logit**

$$U = \alpha_{YY}Y^2 + \alpha_{HH}H^2 + \alpha_{HY}HY + \beta_Y Y + \beta_H H + \beta_F F$$

$$\beta_Y = \beta_{Y0} + \beta'_{YX}X$$

$$\beta_H = \beta_{H0} + \beta'_{HX}X$$

$$\beta_F = \beta_{F0} + \beta'_{FX}X$$

Coefficiente	Mujeres con menores	Mujeres sin menores	Varones con menores	Varones sin menores
$\alpha_{YY}$	-2,38E-10	-6,53E-11	-1,90E-10	-1,10E-09
$\alpha_{HH}$	0,0008954	0,000859	0,0021824	0,0018382
$\alpha_{HY}$	-5,12E-06	-2,73E-06	-8,04E-06	-5,85E-06
$\beta_Y$				
$\beta_{Y0}$	0,0004817	0,0003953	0,0012152	0,0008159
$x$ (edad)	-0,0000105	-9,64E-06	-0,0000336	-0,0000191
$x$ (edad <sup>2</sup> )	1,30E-07	1,15E-07	3,85E-07	2,07E-07
$x1$ (primaria)	0,0001306	-0,0000136**	9,34E-06**	-2,63E-06**
$x1$ (ciclo básico)	0,0001633	1,55E-07**	0,0000142**	0,0000544
$x1$ (bachillerato)	0,0001568	-8,74E-06**	0,0000371*	0,0000453
$x1$ (universidad)	0,0001335	-0,0000349	-4,25E-06**	0,0000375
$x1$ (interior < 5.000 hab.)	0,0000166*	0,0000163	0,0000178**	-0,0000503
$x1$ (interior > 5.000 hab.)	-4,72E-06**	-7,83E-07**	-3,97E-06**	9,34E-06
$x1$ (menores 0 a 3 años)	-0,0000163	(omitida)	-2,23E-06**	(omitida)
$\beta_H$				
$\beta_{H0}$	-0,2582631	-0,2502775	-0,2872753	-0,2930887
$x$ (edad)	0,0113072	0,009759	0,0059116	0,0072661
$x$ (edad <sup>2</sup> )	-0,0001328	-0,0001095	-0,0000678	-0,0000824
$x1$ (primaria)	-0,0101303	0,0104674	0,0051348	0,0077149
$x1$ (ciclo básico)	-0,0153719	0,00527	0,0110036	0,0074657
$x1$ (bachillerato)	-0,0191372	-0,0036744**	0,0096868	0,0037443**
$x1$ (universidad)	-0,0080535**	0,0198773	0,0207752	0,0126437
$x1$ (interior < 5.000 hab.)	0,0196958	0,0244283	-0,0050155	0,00615
$x1$ (interior > 5.000 hab.)	0,0050426	0,0040295	-0,0008702**	-0,0022013*
$x1$ (menores 0 a 3 años)	0,011529	(omitida)	-0,0041262	(omitida)
$\beta_F$				
$\beta_{F0}$	-6,227032	-4,841368	-3,802783	-3,472813
$x$ (edad)	0,3168773	0,2438885	0,158159	0,1816032
$x$ (edad <sup>2</sup> )	-0,0038464	-0,0028623	-0,0019295	-0,0022916
$x1$ (primaria)	0,2460683	0,5531338	0,4034428	0,2953556
$x1$ (ciclo básico)	0,6277529	0,9723421	0,8205493	0,5060354
$x1$ (bachillerato)	0,6968081	1,156843	1,163811	0,8746665
$x1$ (universidad)	1,334642	2,106104	2,07061	1,318636
$x1$ (interior < 5.000 hab.)	0,3709241	0,264737	-0,0178824**	-0,1004598*
$x1$ (interior > 5.000 hab.)	-0,0393976	-0,2581726	-0,2658737	-0,2578953
$x1$ (menores 0 a 3 años)	0,1810943	(omitida)	-0,0279345**	(omitida)
<b>Pseudo r<sup>2</sup> de McFadden</b>	<b>0,1795</b>	<b>0,1267</b>	<b>0,2215</b>	<b>0,1822</b>
<b>Nº de observaciones</b>	<b>17.229</b>	<b>21.345</b>	<b>20.220</b>	<b>21.413</b>
<b>Log-verosimilitud</b>	<b>-36260,618</b>	<b>-47925,553</b>	<b>-40374,858</b>	<b>-44915,335</b>

Nota: \* No significativo al 5%; \*\*No significativo al 10%; errores estándar en anexo.

diferentes, una para cada uno de los grupos contruados a partir del sexo del individuo y de la presencia o no de menores de 14 años en el hogar.

A partir de la Tabla 3 es posible analizar el efecto sobre la utilidad de las tres variables principales (el ingreso, las horas trabajadas y la condición de formalidad) con relación a las características de los individuos. El análisis de los diferentes grupos de estimaciones se presentará según dicho criterio.

### Coefficientes asociados al ingreso

Los efectos del ingreso sobre la utilidad se recogen a partir de las estimaciones del conjunto de coeficientes  $\alpha_{YY}$ ,  $\alpha_{HY}$  y  $\beta_Y$ . Estas estimaciones son de una relevancia central, ya que el impacto de la variable ingreso sobre la utilidad definirá el efecto de la primera sobre la oferta de trabajo. Efectivamente, si el ingreso de determinada dedicación horaria disminuye, la utilidad asociada a dicha dedicación cambiará, alterando la preferencia relativa por esa opción frente a las otras, lo que puede implicar un cambio en la decisión de oferta laboral.

En términos globales, este impacto se puede medir tomando la derivada de la utilidad con respecto al ingreso:

$$\frac{dU(Y, H, F; X)}{dY} = 2\alpha_{YY}Y + \alpha_{HY}H + \beta_Y$$

La derivada es positiva para un 99,1% de los individuos, lo que implica que el efecto de Y sobre la utilidad es fundamentalmente positivo. Con este dato como marco, se analizará el impacto de las variables correspondientes a las características de los individuos de modo de ver si operan sobre la utilidad contrarrestando dicha tendencia positiva o acentuándola.

En lo referido a las estimaciones de  $\beta_Y$ , los coeficientes  $\beta_{Y_0}$  obtenidos para los cuatro grupos resultaron significativos y positivos, lo que es consistente con la teoría en el sentido de que un aumento en el ingreso genera incrementos en la utilidad del individuo. Sin embargo, tal como está planteada, dicha estimación no recoge todo el efecto del ingreso sobre la utilidad, sino que se debe observar el impacto conjunto de este coeficiente y las características del individuo.

En otro sentido, las estimaciones de  $\alpha_{YY}$  presentan claras regularidades a través de los grupos. Así, se observa que todos los coeficientes son significativos y negativos, lo que indica que si bien el efecto global del ingreso sobre la utilidad es positivo, este impacto disminuye a medida que el ingreso aumenta.

Finalmente, en todos los grupos las estimaciones de  $\alpha_{HY}$  resultaron negativas y significativas. Esto puede indicar que el valor del ingreso adicional desciende a medida que se trabaja más horas o, lo que es lo mismo, a medida que disminuye el tiempo de ocio. Así, el ingreso extra es menos valorado en la medida que disminuye el tiempo para disfrutarlo.

### Coefficientes asociados a las horas trabajadas

En relación a las horas trabajadas, pueden hacerse las mismas advertencias que para el caso de las estimaciones anteriores, ya que es necesario analizar el conjunto de todas las estimaciones para capturar el efecto neto de cambios en la cantidad de horas en la utilidad de los individuos.

En el caso de las estimaciones de  $\beta_{Ho}$ , resultaron significativas y negativas para todos los grupos, lo que indicaría que el aumento de la cantidad de horas trabajadas (y por lo tanto el descenso del ocio) genera un descenso de la utilidad independientemente de las características de los individuos.

Al estudiar la interacción de la cantidad de horas trabajadas con la edad de los individuos a partir de las estimaciones, se puede concluir que a medida que aumenta la edad disminuye el impacto de las horas trabajadas en la utilidad. Esta tendencia se extiende hasta el entorno de los 45 años, en donde el efecto de la edad al cuadrado sobrepasa al de la edad, haciendo que el impacto de las horas trabajadas comience a aumentar nuevamente.

Por último, el signo de  $\alpha_{HH}$  es positivo y significativo en los cuatro grupos, lo que revela la presencia de una concavidad en el efecto de las horas, que disminuye conforme aumenta el tramo horario.

### Coefficientes asociados a la formalidad

En cuanto al análisis del conjunto de estimaciones relacionadas a la formalidad, éstas son consistentes con el conocimiento que se tiene del fenómeno en el mercado de trabajo. Cabe aclarar que el impacto recogido por este conjunto de variables representa el aporte de la formalidad a la utilidad *extra ingreso*, en la medida que las diferencias salariales entre el sector formal y el informal están contempladas en la construcción de los ingresos mencionada anteriormente.

En este sentido, el primer resultado observado puede parecer a primera vista contradictorio, ya que las estimaciones de los  $\beta_{F_0}$  son negativas, lo que indicaría que la utilidad decrece cuando se posee la condición de trabajador formal. Ahora bien, se debe analizar el



impacto de la formalidad en su conjunto, tomando en cuenta tanto el  $\beta_{F_0}$  como los  $\beta_F$  asociados a la formalidad y las características de los individuos.

En primer lugar, la edad resulta en todos los grupos significativa y positiva. Además, a medida que ésta aumenta la importancia de la formalidad en la función de utilidad aumenta, hasta que encuentra un punto de inflexión aproximadamente entre los 40 y los 45 años, donde la formalidad empieza a perder importancia por el efecto de la variable edad al cuadrado, que es negativa y significativa también en todos los grupos.

En términos de educación los resultados también son claros y consistentes con la evidencia empírica: en todos los grupos se puede apreciar con claridad que a mayor educación mayor utilidad derivada de la formalidad, siendo todos los parámetros significativos y positivos.

Mientras tanto, los coeficientes estimados en relación con la procedencia son significativos para todos los grupos en el caso de los residentes de pueblos del interior de más de 5.000 habitantes, lo que indica que la importancia de la formalidad en la utilidad es menor en éstos que en los individuos de Montevideo.

Por último, dentro de las mujeres con menores en el hogar la importancia de la formalidad en la utilidad es mayor si en el hogar de la mujer existe un menor entre 0 y 3 años.

En definitiva, la importancia de los aspectos de la formalidad que no dependen de la diferencia de ingresos entre un mercado y otro varía según las características del individuo, creciendo en relación a la educación, la edad (hasta los 45 años), la condición de vivir en el interior y la presencia de menores de 0 a 3 años en el hogar en el caso de las mujeres.

### Calibración

A partir de las estimaciones precedentes se calculó un set de utilidades posibles para cada individuo en todas las dedicaciones horarias y categorías ocupacionales (formal o informal).

Dados los supuestos del modelo empleado, la opción que el individuo ha realizado en el escenario actual debe ser aquella que maximice su utilidad. Así, del conjunto de utilidades obtenidas, la mayor debería coincidir con la dedicación horaria y categoría del individuo en el escenario de base. Esto no siempre ocurre debido a la presencia de factores inobservados que hacen diferir la utilidad máxima calculada de la opción tomada por el individuo.

Para completar el modelo se torna necesario calibrarlo, de forma de asegurar que la utilidad máxima calculada corresponda con la opción seleccionada. De este modo, se toman aleatoriamente errores de la distribución Weibull y se incorporan a la utilidad, ite-

rando este proceso hasta que el modelo prediga que el individuo elige lo que efectivamente eligió. En el caso del presente estudio, se sortearon hasta 1.500 sets de errores, lo que permitió calibrar correctamente al 99,9% de los individuos. Nueve de cada diez individuos están correctamente calibrados en la iteración treinta, mientras que el 98,1% lo está en la iteración número cien.

## SIMULACIÓN DE POLÍTICAS

### Presentación de los escenarios de política

Una vez finalizada la construcción del modelo se abren infinitas posibilidades de modificación al sistema tributario. En este sentido, resulta necesario establecer un conjunto mínimo de criterios para definir los escenarios a evaluar.

Como primera restricción, se estableció que los cambios impositivos que se plantearan no alterarían la recaudación global. En segundo lugar, los esquemas planteados deberían tener cierto grado de factibilidad, o al menos deberían existir esquemas similares en algún país del mundo. En tercer y último lugar, se procuró definir un número reducido de escenarios representativos de modo de simplificar el análisis y ganar en claridad expositiva.

Para la operativización del primer criterio, se procedió a definir qué impuestos iban a ser alterados. De esta manera, se decidió trabajar de forma separada con impuestos directos (IASS e IRPF) e indirectos (IVA)<sup>6</sup>. Si bien el IRPF y el IASS son dos impuestos distintos, resultan conceptualmente análogos en cuanto a su ló-

gica, por lo que el tratamiento de sus modificaciones fue similar. De esta forma, de modo de mantener la recaudación constante<sup>7</sup>, todo aumento de los impuestos directos debió ser compensado por una reducción en los indirectos. Por tanto, una vez definido el cambio en los impuestos directos, la variación de la tasa de IVA (que no constituyó el centro del análisis) se calculó residualmente de forma de mantener fija la recaudación<sup>8</sup>. Los cambios introducidos en los impuestos directos provinieron de dos fuentes: (i) modificaciones en los tramos de imposición (incluyendo al mínimo no imponible) y (ii) cambios en las tasas de imposición.

El segundo criterio se puso en práctica teniendo en cuenta la comparación internacional, por lo que las modificaciones propuestas deben considerarse como caminos posibles hacia los escenarios existentes en los países de referencia<sup>9</sup>.

Sobre la base de estos criterios se optó por definir los tres esquemas tributarios que se describen a continuación (todos los cambios se plantean en relación al escenario base).

### Escenarios de política

Como se adelantó anteriormente, para la simulación de políticas se plantearán tres escenarios diferentes. En términos resumidos, el primer escenario (tasas) plantea duplicar las tasas de aporte manteniendo invariables los tramos y por ende la base de contribuyentes; el segundo (tramos) actúa de forma inversa, casi duplicando la base de contribuyentes manteniendo las tasas; y el tercer escenario (tasas y tramos) com-

**TABLA 4**

**Escenarios de política**

	Tramos de IRPF y IASS	Tasas de IRPF y IASS	Cambios en tasas de IVA
<b>Escenario 1</b> <i>Tasas</i>	Sin cambios.	Se duplican las tasas. Tasa mínima=0.2 Tasa máxima=0.5	IVA básico=19% IVA mínimo=8%
<b>Escenario 2</b> <i>Tramos</i>	Reducción proporcional de los tramos a la mitad. Cae tanto el monto mínimo no imponible como el valor de corte de los tramos a la mitad.	Sin cambios.	IVA básico=18% IVA mínimo=8%
<b>Escenario 3</b> <i>Tasas y Tramos</i>	Reducción proporcional de los tramos a la mitad. Cae tanto el monto mínimo no imponible como el valor de corte de los tramos a la mitad.	Se duplican las tasas. Tasa mínima=0.2 Tasa máxima=0.5	IVA básico=11% IVA mínimo=5%

**TABLA 5**

**Matriz de transición - Escenario 3: Tasas y tramos**

Escenario 3: tasas y tramos (en cantidad de individuos)																										
Elección antes de la reforma																										
	0	10f	10i	20f	20i	30f	30i	40f	40i	50f	50i	60f	60i													
Elección después de la reforma	0	489.960		90		757		2.445		1.331		136														
	10f		26.163		1.552		3.137		6.926		2.305		742													
	10i			130	98.235	360		925		1.780		1.099		296												
	20f					63.243		1.926		5.818		2.704		891												
	20i				1.035		1.330	73.314	1.743		2.523		1.203		437											
	30f						42		25		92.164		2.010		1.527	495										
	30i							1.109		2.932		2.684	48.875	4.762		1.981	533									
	40f									33		182		276.052		729		419								
	40i										413		1.335		2.805		4.708	72.332	2.549	574						
	50f											216		766		1.376		248.118		242						
	50i												124		685		1.692		4.256		2.175	62.811	883			
	60f													24	27	378		1.098		2.945		1.269	22	119.501	24	
	60i															52		276		957		3.924		2.994		1.088

bina ambos efectos en tasas y tramos.

*Efectos comportamentales: cambios en la oferta laboral*

Los cambios en la oferta laboral pueden observarse a través de la matriz de transición, un instrumento relativamente difundido en la literatura internacional sobre microsimulaciones<sup>10</sup>, que presenta en las columnas la opción seleccionada por los individuos antes de la reforma y en las filas la opción tomada después de la misma. Dada la construcción de la matriz, se puede apreciar que: (i) todos los individuos que no cambien su opción tras la reforma se verán reflejados en la diagonal principal; (ii) los que incrementen su cantidad horaria ofertada (o se muevan dentro de su horario hacia la informalidad) se encontrarán por debajo de la diagonal, y (iii) los que disminuyan su oferta laboral (o se muevan dentro de su horario hacia la formalidad) se encontrarán por encima. A modo de ejemplo, se presenta la matriz de transición asociada al escenario *tasas y tramos* (Tabla 5).

La matriz de transición permite extraer algunas

conclusiones generales. En primer lugar, la mayoría de los individuos se mantienen en la diagonal principal, lo que implica que la reforma tributaria aplicada no modificó su comportamiento laboral. En segundo lugar, las columnas referidas a las alternativas horarias dentro de la informalidad están prácticamente vacías, lo que implica que no hay movimientos dentro del mercado informal, ni desde el mercado informal al formal. El movimiento neto hacia más o menos horas y el movimiento de los trabajadores formales no se percibe con tanta claridad en la matriz de transición, por lo que debemos recurrir a la tabla resumen (tabla 6), en donde se presentan los movimientos en términos porcentuales para los tres escenarios. Además, en dicha tabla se presentan los resultados discriminados entre: (i) “población”, que incluye a todos los individuos considerados en el modelo de oferta laboral; (ii) “trabajadores”, que sólo considera aquellos que trabajaban antes de la aplicación de las políticas, y (iii) “afectados”, que refiere a aquellos individuos que por su ingreso pagarían IRPF después de la reforma<sup>11</sup>.

Las políticas planteadas generan cambios en las de-

**TABLA 6**

**Tabla resumen (i) - Movimiento global**

Tabla resumen (i) (en %)									
	Escenario 1: tasas			Escenario 2: tramos			Escenario 3: tasas y tramos		
	Población	Trabajadores	Afectados	Población	Trabajadores	Afectados	Población	Trabajadores	Afectados
No cambia	98,18	97,51	89,12	97,82	97,02	93,70	94,36	92,28	83,67
Cambia	1,82	2,49	10,88	2,18	2,98	6,30	5,64	7,72	16,33

**TABLA 7****Tabla resumen (ii) – Cambios en las condiciones de formalidad e informalidad**

Cambios	Tabla resumen (ii) (en %)								
	Escenario 1: tasas			Escenario 2: tramos			Escenario 3: tasas y tramos		
	Población	Trabajadores	Afectados	Población	Trabajadores	Afectados	Población	Trabajadores	Afectados
Formal a Informal	0,93	1,27	5,57	1,00	1,36	2,89	3,20	4,37	9,26
Informal a formal	0	0	0	0	0	0	0	0,01	0
Formal a formal	0,88	1,20	5,23	1,06	1,46	3,08	2,18	2,98	6,31
Informal a Informal	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Formal a no trabaja	0,01	0,02	0,09	0,11	0,16	0,33	0,26	0,36	0,76
Informal a no trabaja	0	0	0	0	0	0	0	0	0
No trabaja a formal	0	0	0	0	0	0	0	0	0
No trabaja a informal	0	0	0	0	0	0	0	0	0

cisiones de los individuos en porcentajes que varían en función del escenario aplicado. Así, en el primer escenario un 1,82% de los individuos deciden alterar su dedicación horaria, en el segundo 2,18% y en el tercero un 5,64%. Estos movimientos indican que la respuesta se encuentra asociada a la magnitud de los cambios, en el sentido de que el último escenario (que combinaba las transformaciones de los dos primeros) es el que genera una respuesta de mayor magnitud. Más allá de estas diferencias, se aprecia que a nivel agregado la proporción de personas que modifican su decisión previa a la reforma es relativamente pequeña. Este resultado es de sumo interés, sobre todo si se tiene en cuenta la magnitud de las reformas planteadas.

Este resultado primario se basa en la población total considerada, más allá de su condición actual de trabajador o que por su nivel salarial sea alcanzado por la reforma. Si se quiere observar el impacto solamente tomando en cuenta a la población que trabaja se debe ver la columna “trabajadores” en cada escenario. En este marco los porcentajes de movimiento son ligeramente mayores, aumentando a 2,49%, 2,98% y 7,72% para los escenarios 1, 2 y 3, respectivamente.

Si restringimos el análisis al movimiento de los individuos que por su ingreso serían afectados por el IRPF, entonces los porcentajes son bastante más importantes (como se muestra en la columna “Afectados”). Los porcentajes de cambio son 10,88%, 6,30% y 16,33% para cada uno de los escenarios.

Los movimientos entre las condiciones de formalidad e informalidad se presentan en la tabla 7.

En relación con los movimientos entre las condiciones de formalidad e informalidad, si se hace foco nuevamente en la población total del modelo, se observan cambios relativamente débiles desde la formalidad a la informalidad, alcanzando en el escenario *tasas y tramos* a apenas al 3,20% de la población. Mientras tanto, los cambios en los trabajadores informales son nulos, tal como se percibía en la matriz de transición del escenario *tasas y tramos*. Por último, se observa que los movimientos desde la formalidad a la informalidad y dentro de la primera categoría se producen en magnitudes similares. Como resulta intuitivo, el escenario de *tasas y tramos* es aquel donde se producen cambios más importantes y es también donde los movimientos hacia la informalidad respecto a los movimientos dentro de la formalidad son mayores.

En la tabla 8 se observan los movimientos en la oferta laboral en torno al aumento o disminución de las horas trabajadas.

Dentro de los individuos que efectivamente alteran su decisión previa, se observa que en todos los escenarios el porcentaje de individuos que decide trabajar menos horas es mayor que el de aquellos que deciden trabajar más. Como se observa en la tabla, el resultado neto es negativo en los tres escenarios para los tres grupos de referencia, lo que es consistente con la teoría en el sentido de que una reducción de los ingresos

**TABLA 8**

**Matriz resumen (iii) - Aumentos y disminuciones horarias y cambio neto de horas**

Matriz resumen (iii) (en %)									
Cambios	Escenario 1: tasas			Escenario 2: tramos			Escenario 3: tasas y tramos		
	Población	Trabajadores	Afectados	Población	Trabajadores	Afectados	Población	Trabajadores	Afectados
Trabaja más horas	0,45	0,62	2,70	0,84	1,14	2,42	1,81	2,47	5,23
Trabaja menos horas	1,12	1,53	6,69	1,15	1,58	3,34	3,17	4,33	9,18
Formal a informal no horas	0,25	0,34	1,49	0,18	0,25	0,53	0,66	0,91	1,92
Cambio neto	-0,67	-0,91	-3,99	-0,31	-0,44	-0,92	-1,36	-1,86	-3,95

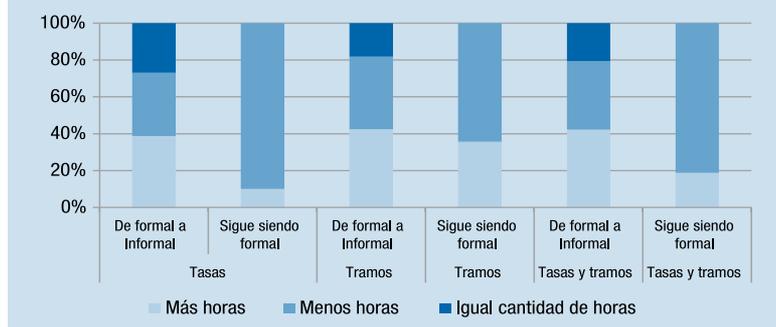
**TABLA 9**

**Tabla resumen (iv) - Aumentos y disminuciones horarias inter e intra-formalidad**

Matriz resumen (iii) (en %)										
Cambios		Escenario 1: tasas			Escenario 2: tramos			Escenario 3: tasas y tramos		
		Población	Trabajadores	Afectados	Población	Trabajadores	Afectados	Población	Trabajadores	Afectados
Formal a informal	Más horas	0,36	0,49	2,16	0,42	0,58	1,22	1,35	1,84	3,90
	Menos horas	0,32	0,44	1,91	0,39	0,54	1,13	1,19	1,62	3,44
	Igual cantidad de horas	0,25	0,34	1,49	0,18	0,25	0,53	0,66	0,91	1,92
Dentro de la formalidad	Más horas	0,09	0,12	0,54	0,42	0,57	1,20	0,46	0,63	1,32
	Menos horas	0,80	1,08	4,78	0,76	1,00	2,21	1,98	2,61	5,75

**GRÁFICO 2**

**Cambio horario y en la formalidad (%)**



laborales debe generar una disminución en la oferta de trabajo total.

Los efectos en la oferta laboral antes descritos se presentan nuevamente en la tabla 9, donde se observan al mismo tiempo los movimientos horarios y los movimientos en las condiciones de formalidad e informalidad.

En la tabla 9 y el gráfico 2 sólo se presentan los mo-

vimientos de los formales porque, como se mencionó anteriormente, los informales no cambian de opción con la reforma tributaria.

Aquellos que realizan movimientos del mercado formal al informal no tienen un efecto neto claro: prácticamente se compensan los que cambian a más horas y los que pasan a trabajar menos. Sin embargo, dentro del mercado formal el efecto neto es claramente hacia una reducción en la cantidad de horas trabajadas.

En la tabla 10 se presentan los efectos de las tres políticas según sexo, de forma de diferenciar los comportamientos de las mujeres y de los hombres.

Dentro de los tres escenarios evaluados las mujeres responden significativamente más que los hombres a las reformas. En lo referente a la cantidad de horas trabajadas, las mujeres responden con una clara tendencia a la baja (-0,74%, -0,55% y -1,81% en cada uno de los esce-

TABLA 10

## Tabla resumen según sexo (indicadores seleccionados)

Tabla resumen por sexo (en %, indicadores seleccionados)						
Cambios	Escenario 1: tasas		Escenario 2: tramos		Escenario 3: tasas y tramos	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
De tramo horario	2,10	1,57	2,20	2,15	6,00	5,31
Formal a informal	1,23	0,66	1,07	0,93	3,76	2,68
Formal a formal	0,86	0,89	1,06	1,07	2,07	2,28
Formal a no trabaja	0,01	0,02	0,06	0,16	0,16	0,35
Cambio neto de horas	-0,59	-0,74	-0,07	-0,55	-0,88	-1,81

TABLA 11

## Tabla resumen según deciles (indicadores seleccionados)

Tabla resumen por deciles (en %, indicadores seleccionados)						
Cambios	Escenario 1: tasas		Escenario 2: tramos		Escenario 3: tasas y tramos	
	Deciles 1-9	Decil 10	Deciles 1-9	Decil 10	Deciles 1-9	Decil 10
De tramo horario	0,88	9,16	1,88	4,46	4,32	15,94
Formal a informal	0,34	5,49	0,82	2,42	2,19	11,01
Formal a formal	0,52	3,64	0,95	1,99	1,86	4,67
Formal a no trabaja	0,01	0,03	0,12	0,05	0,26	0,26
Cambio neto de horas	-0,39	-2,76	-0,40	0,35	-1,24	-2,34

narios). En los hombres, en cambio, el efecto neto de los cambios tributarios es casi cero en el escenario *tramos* y menor que el de las mujeres en los otros dos escenarios, lo que indicaría un mayor predominio del efecto renta que compensa la caída en la cantidad de horas ofertadas. Este hecho resulta consistente con lo planteado en la literatura ya que, en palabras de Stiglitz, “Los economistas coinciden en que la elasticidad de la oferta de trabajo de los varones es muy pequeña. Los resultados de los principales estudios empíricos se resumen en J. Pencavel, ‘*Labor Supply of Men*’ (1995, pág. 512).

Por otra parte, los resultados en términos de formalidad presentan leves diferencias por sexo a favor del movimiento de las mujeres hacia la informalidad.

La observación de los individuos según decil (tabla 11) permite distinguir comportamientos marcadamente diferentes. El décimo decil responde de forma significativamente mayor en los tres escenarios. En el escenario *tasas*, la respuesta del décimo decil supera en más de diez veces a la de los primeros nueve. Este efecto es consistente con las reformas evaluadas, ya que todas planteaban una profundización de la progresividad del sistema tributario<sup>2</sup>. Mientras tanto, en el escenario *tasas y tramos*, la proporción de individuos del décimo decil que modifican su comportamiento es 15,94%, cuando en los restantes es de 4,32%.

En cuanto a la formalidad, los resultados muestran que en el décimo decil los movimientos hacia la informalidad son de mayor magnitud respecto a movimientos dentro de la formalidad que en los primeros nueve deciles.

El cambio neto de horas también es diferente entre los dos grupos en los distintos escenarios. Mientras que en el escenario *tasas* y en el escenario *tasas y tramos* el retroceso en la oferta laboral del décimo decil es más importante que el retroceso en los primeros nueve deciles, en el escenario *tramos* el comportamiento es inverso: retrocede la oferta laboral de los primeros nueve deciles, pero no la del décimo decil.

#### Estructura tributaria

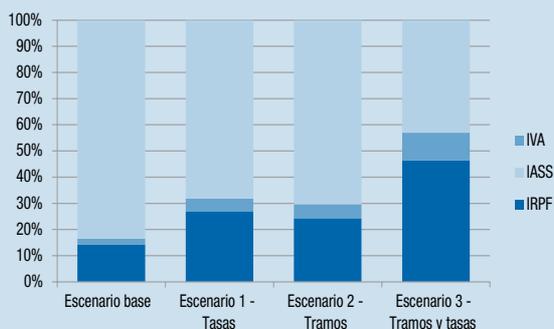
Si bien los escenarios planteados son neutrales en términos de recaudación total, obviamente no lo son en términos de estructura tributaria. En el gráfico 3 se muestran las nuevas estructuras tributarias entre impuestos directos e indirectos generadas tras la aplicación de las diferentes políticas<sup>3</sup>.

En cuanto a los dos primeros escenarios, se pasa de una relación aproximada entre impuestos directos e indirectos de un quinto a otra cercana a un tercio.

Como resulta intuitivo, el escenario *tasas y tramos* es aquel en el cual la estructura tributaria se transforma en mayor medida. En dicho escenario la recaudación por

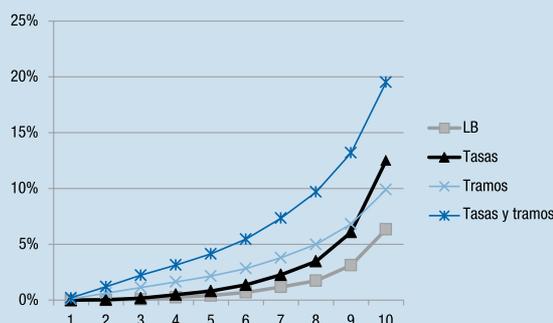
**GRÁFICO 3**

**Estructura tributaria por escenario**



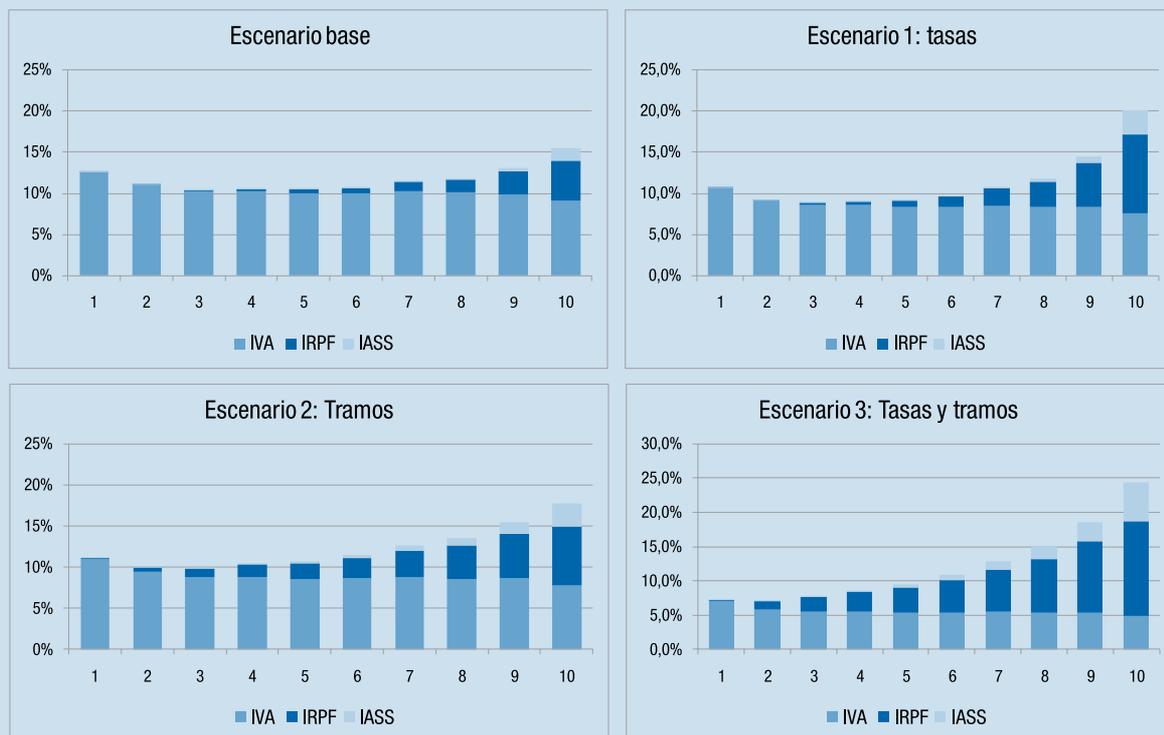
**GRÁFICO 4**

**Impacto de IRPF e IASS según deciles**



**GRÁFICO 5**

**Carga tributaria de los hogares por decil**



impuestos directos e indirectos se equilibra. Recordemos que esta estructura es similar a la del promedio de países de la OCDE.

**Impacto distributivo**

Para medir el impacto de los diferentes escenarios sobre la distribución se puede observar, en primer lugar, su impacto según decil, tomando en cuenta el peso del impuesto sobre el ingreso total del hogar. El gráfico 4 muestra la progresividad de los diferentes escenarios de IRPF e IASS.

En primer lugar se observa claramente el sesgo progresivo de cada uno de los tres escenarios en relación al escenario base. Además, las reformas que afectan los tramos, al aumentar la base de contribuyentes, “reparten” la carga del IRPF hacia los hogares pertenecientes a los deciles cercanos a la mediana de la distribución del ingreso. Cabe señalar que la carga de la imposición del escenario *tramos* resulta superior que en el escenario *tasas* para los primeros nueve deciles, aunque inferior para el último.

El efecto conjunto del peso del IRPF, el IASS y el IVA so-

TABLA 12

## Medidas de distribución por escenario

Escenario	Concepto	Gini		p90/p10		p90/p50		p10/p50	
		Valor	%	Valor	%	Valor	%	Valor	%
0 - Base	IRPF e IASS	0,4332		7,228		2,774		0,384	
0 - Base	IRPF, IASS e IVA	0,4364		7,332		2,789		0,380	
1 - Tasas	IRPF e IASS	0,4226	-2,4	6,879	-4,8	2,665	-3,9	0,387	0,8
1 - Tasas	IRPF, IASS e IVA	0,4251	-2,6	6,951	-5,2	2,686	-3,7	0,386	1,6
2 - Tramos	IRPF e IASS	0,4313	-0,4	7,022	-2,9	2,741	-1,2	0,39	1,6
2 - Tramos	IRPF, IASS e IVA	0,4347	-0,4	7,222	-1,5	2,757	-1,1	0,382	0,5
3 - Tasas y tramos	IRPF e IASS	0,4195	-3,2	6,501	-10,1	2,611	-5,9	0,402	4,7
3 - Tasas y Tramos	IRPF, IASS e IVA	0,4212	-3,5	6,556	-10,6	2,606	-6,6	0,397	4,5

bre el ingreso de los hogares en cada uno de los escenarios se presenta en el gráfico 5.

El cambio en la progresividad del sistema tributario es notorio, en la medida que el IRPF y el IASS sustituyen al IVA. Si bien el escenario *tasas* y el escenario *tramos* muestran estructuras tributarias progresivas, el escenario en donde este patrón se muestra más acentuado es el escenario *tasas y tramos*.

Los impactos en la distribución medidos a través del índice de Gini, p90/p10, p90/p50 y p10/p50 se pueden ver en la tabla 12. Allí se presenta para cada escenario el impacto antes y después del cálculo del IVA pagado, de modo de diferenciar ambos efectos.

En términos generales, las políticas evaluadas presentan dos regularidades: (i) todas impactan de forma positiva, en el sentido de una redistribución del ingreso hacia mayor equidad y (ii) la distribución del ingreso en todos los casos es mejor antes del cálculo del IVA que después. Estos resultados son consistentes con las características de los impuestos modificados, ya que resulta razonable que una profundización de la progresividad de un impuesto directo mejore la distribución del ingreso y que la aplicación de un impuesto indirecto la empeore.

Sin embargo, vale la pena destacar que el impacto negativo del IVA sobre la distribución del ingreso es relativamente pequeño, por lo que su disminución en cada uno de los escenarios no genera impactos sustanciales en los indicadores distributivos<sup>14</sup>.

De esta forma, el descenso del índice de Gini es 2,6% para el escenario *tasas*, 0,4% para el escenario *tramos* y 3,5% para el escenario *tasas y tramos*. El ratio p90/p10, que mide la relación entre los extremos de la distribución, muestra un descenso de hasta un 10,6% en el caso del escenario *tasas y tramos*. Al comparar esta medida con la obtenida a través del índice de Gini, se observa que la relación p90/p10 mejora en forma más pronunciada que la distribución

del ingreso del conjunto de los hogares medida a través del índice de Gini. Evidentemente, este resultado es producto de la progresividad de los impuestos directos que recaen de forma más significativa sobre los hogares de mayores ingresos.

## CONCLUSIONES

La investigación presentada procuró realizar evaluaciones del impacto de políticas tributarias alternativas sobre la distribución del ingreso y la oferta laboral por medio de la aplicación de un modelo de microsimulaciones comportamentales. Una de las dificultades de la aplicación de dicha metodología radicó en el hecho de no contar con antecedentes directos en cuanto a su aplicación para la evaluación *ex ante* de cambios en el sistema tributario uruguayo. Por otra parte, la relevancia de la temática de la informalidad en Uruguay exigió realizar una adaptación con respecto a los modelos aplicados en el mundo desarrollado.

El modelo pudo ser construido con éxito y los resultados indican que las respuestas de los agentes a los cambios impositivos propuestos son poco significativas, incluso en aquellos casos en que se simulan alteraciones tributarias de gran magnitud. Por otra parte, no se aprecian movimientos importantes hacia la informalidad.

Estas observaciones tienen dos implicancias importantes, referidas tanto a futuras reformas que puedan ser aplicadas como a la metodología para su evaluación *ex ante*. Con relación a lo primero, el análisis indica que sería técnicamente viable incrementar la presión tributaria en Uruguay por medio de reformas tributarias que apunten a una mayor progresividad sin que ello implique distorsiones significativas en el mercado de trabajo. Con relación a la segunda consideración, si bien se necesita mayor evidencia empírica, en la medida que los efectos comportamentales fueron relativamente débiles, cabe interrogarse



en este caso si la metodología de microsimulaciones aritméticas arroja resultados significativamente diferentes a la incorporación de aspectos comportamentales.

La distribución del ingreso mejora en todos los escenarios evaluados, aunque de forma débil tomando en consideración la magnitud de las reformas planteadas. Por tanto, los resultados obtenidos indican que para modificar en mayor medida la distribución del ingreso no sería suficiente alterar la estructura tributaria, al menos sin considerar los efectos de equilibrio general. Invertir la relación entre impuestos directos e indirectos resulta insuficiente, por lo que sería conveniente explorar otras alternativas que exceden los objetivos del presente trabajo como el aumento de la presión tributaria, el cambio de la estructura tributaria (incrementando, por ejemplo, los gravámenes al capital) o la modificación de la composición del gasto público (cambiando el régimen de transferencias con el excedente de recaudación en lugar de bajar las tasas de IVA). Nuevamente subyace a la discusión precedente el clásico debate entre gasto *versus* tributos como instrumentos eficaces para generar distribuciones del ingreso más equitativas.

Asimismo, resulta necesario realizar un comentario respecto de los impactos de las reformas planteadas y el rol del IVA. El tratamiento de este impuesto fue residual (como variable de ajuste) y en todos los escenarios fue posible disminuirlo, llegando hasta una reducción del 50% en el escenario *tasas y tramos*. Una modificación de esta natu-

raleza tendría impactos en la economía en su conjunto que el modelo empleado no puede evaluar y que sólo podrían apreciarse a partir de modelos de equilibrio general.

En lo que refiere al propio modelo, se concluye que la metodología es apropiada para analizar alteraciones en el sistema tributario. A su vez, la adaptación realizada al *Conditional Logit* para incorporar los aspectos de la formalidad arrojó resultados consistentes con las características de la formalidad en Uruguay.

Finalmente, si bien es posible refinar el procedimiento, la construcción del modelo constituye un aporte importante para la investigación y su construcción permite futuras ampliaciones sin mayores dificultades. Entre éstas se destacan la simulación de otros esquemas tributarios o incluso la evaluación *ex ante* de transferencias monetarias. Ampliaciones más ambiciosas pueden incorporar elementos de equilibrio general, que contemplen los impactos de los cambios tributarios en las diferentes ramas de la economía, así como el estudio dinámico de los impactos de esquemas tributarios alternativos sobre la distribución de la renta a mediano y largo plazo. Sobre este último punto, vale la pena recalcar que el presente estudio analiza la situación inmediatamente posterior al cambio tributario. Es esperable que los distintos sistemas tributarios generen efectos acumulativos sobre la riqueza de los individuos que impliquen mayores impactos distributivos conforme el sistema opera en un lapso prolongado de tiempo.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguirre, R., Batthyány, K., Scuro, L., & Salvador, S.;** (2009). *Las bases invisibles del bienestar social*. Montevideo: Doble Clic.
- Albi, E.;** (1994). *Teoría de la hacienda pública*. Ariel S.A.
- Amarante, V., Arim, R., & Salas, G.;** (2007). *Impacto distributivo de la Reforma Impositiva*. Montevideo: Udelar.
- Amarante, V., Arim, R., de Melo, G., & Vigorito, A.;** (2009). *Transferencias de ingresos y asistencia escolar. Una evaluación ex-ante de esquemas alternativos en Uruguay*. Montevideo: Udelar.
- Atkinson, A.;** (1997). *Public economics in action: A Basic Income/Flat Tax proposal*. Oxford: Oxford University Press.
- Atkinson, A., Bourguignon, F., & Chiappori, P.-A.;** (1988). *What do we learn about tax reform from international comparisons? France and Britain*. North Holland: European Economic Review.
- Banco Mundial;** (2004). *Inequality in Latin America: Breaking with History?* Washington D.C.: The International Bank for Reconstruction and Development.
- Banco Mundial;** (2008). *Uruguay: Análisis de la pobreza e impacto (PSIA) de la Reforma Impositiva*.
- Bargain, O., & Moreau, N.;** (2005). *Is the collective model of labour supply useful for tax policy analysis? A simulation exercise*. Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Barreix, A., & Roca, J.;** (2006). *7 pilares para sostener la Reforma Tributaria de 2005*. Montevideo: Universidad Católica del Uruguay.
- Barreix, A., & Roca, J.;** (2006). *Arquitectura de una propuesta de Reforma Tributaria*. Montevideo: Universidad Católica del Uruguay.
- Berg, N.;** (2006). Behavioural labour economics. En M. Altman, *Behavioral versus neoclassical economics: foundations and developments*. Nueva York: M. E. Sharpe.
- Blomquist, S.;** (1983). *The effect of income taxation on male labour supply in Sweden*.
- Blundell, R., Chiappori, P.-A., Magnac, T., & Meghir, C.;** (2001). *Collective Labor Supply: Heterogeneity and non-participation*. Londres: University College London, Department of Economics.
- Bornhorst, F.;** (2004). *How good are ex-ante programme evaluation techniques? The case of school enrolment in PROGRESA*. Florencia: European University Institute.
- Bourguignon, F., & Spadaro, A.;** (2006). Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies. *Working Paper Series- ECINEQ*.
- Bourguignon, F., Ferreira, F., & Leite, P.;** (2002). *Ex-ante evaluation of conditional cash transfer programs: the case of Bolsa Escola*. Banco Mundial.
- Browning, M., Chiappori, P.-A., & Lechene, V.;** (2004). *Collective and unitary models: a clarification*. Copenhagen: Centre for Applied Microeconometrics.
- Cameron, C., & Trivedi, P.;** (2009). *Microeconometrics using Stata*. Texas, Estados Unidos: Stata Press.
- CEPAL;** (2009). *Panorama social de América Latina 2009*.
- Chiappori, P.-A.;** (1992). Collective labour supply and welfare. *Journal of Political Economy*.
- Creedy, J., & Duncan, A.;** (1998). *Welfare, non-linear budget constraints and behavioural microsimulation*. Melbourne & York: MIAESR, University of Melbourne & University of York.
- Creedy, J., & Duncan, A.;** (2001). *Aggregating labour supply and feedback effects in microsimulation*. Melbourne, Australia: The University of Melbourne.
- Creedy, J., & Kalb, G.;** (2005). *Behavioural microsimulation modelling for tax policy analysis in Australia: Experience and prospects*. Melbourne, Australia: Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research. The University of Melbourne.
- Creedy, J., & Kalb, G.;** (2005). *Behavioural microsimulation modelling with the Melbourne Institute Tax and Transfer Simulator (MITTS): uses and extensions*. Melbourne: University of Melbourne.
- Creedy, J., & Kalb, G.;** (2005). *Discrete hours labour supply modelling: specification, estimation and simulation*. Melbourne: University of Melbourne.
- Cuesta, J., & Ponce, J.;** (2007). *Ex-ante simulations of direct and indirect effects of welfare reforms*. Oxford: Blackwell publishing.
- Das, M., & Van Soest, A.;** (2000). *Family labor supply and proposed tax reforms in the Netherlands*. Tilburg: Tilburg University.
- de Villota, P.;** (2006). *Impacto de la política fiscal en la igualdad de género, estructura impositiva, gastos e ingresos*. Madrid: Universidad Complutense.
- DGI;** (2008). *Boletín estadístico*. Montevideo: DGI.
- DGI;** (2010). *Dirección General Impositiva*. Obtenido de Series Estadísticas: www.dgi.gub.uy
- Dieckhoener, & Peichl;** (2009). Financing social security - Simulating different welfare state systems for Germany. *Working Paper Series-Euromod*.
- Duncan, A., & Giles, C.;** (1998). *The labour market impact of the working families tax system in the UK*. York: University of York.
- Duncan, A., & MacCrae, J.;** (1999). *Household labour supply, childcare costs and in-work benefits: modelling the impact of the working families tax credit in the UK*. York: University of York.
- Esping-Andersen, G.;** (1999). *Social foundations of postindustrial economies*. Oxford, Inglaterra.
- Esping-Andersen, G.;** (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Oxford: Blackwell publisher.
- Figueira, F.;** (2004). The structural and political keys of the reluctant latin american social state and its interplay with democracy: the development, crises and aftermath of universal, dual and exclusionary social states. *Documento*, UNRISD.
- Friedman, E., Johnson, S., Kaufmann, D., & Zoido-Lobaton, P.;** (1999). Dodging the grabbing hand: the determinants of unofficial activity in 69 countries. *Journal of Public Economics*. Rutgers University, Department of Economics.
- Gaudry, M., & Degenais, M.;** (1979). The Dogit Model. *Transportation Research*, 105-112.
- Grau, C., Lorenzo, F., & Oddone, G.;** (2004). *Ideas y lineamientos para la Reforma Tributaria*. Montevideo: Cinve.
- Harris, M., & Duncan, A.;** (2002). *Intransigencies in the labour supply choice*. Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research.
- Hausman, J., & McFadden, D.;** (1984). Specification tests for the Multinomial Logit model. *Econometrica*, Vol. 52, No. 5., 1219-1240.
- Heckman, J.;** (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47. Estados Unidos: Department of Economics, Princeton University, Fisher Hall.
- INE y FCS;** (2008). *Uso del tiempo y trabajo no remunerado en el Uruguay*. Montevideo: INE.
- Iza, A.;** (2007). *Decisión dentro del hogar: Modelo unitario vs Modelo colectivo. Un breve resumen*. Bilbao: Universidad del País Vasco.
- Keane, M., & Moffitt, R.;** (1995). *A structural model of multiple welfare program participation and labour supply*. Minnesota, United States of America: Institute for Research on Poverty.
- Kornstad, T., & Thoresen, T.;** (2007). *A discrete choice model for labour supply and child care*. Oslo: Statistics Norway, Research Department.
- Kruger, D., Soares, R., & Berthelon, M.;** (2007). *Household choices of child labour and schooling: a simple model with application to Brazil*. Bonn: Iza.
- Labeaga, J., Oliver, X., & Spadaro, A.;** (2007). *Discrete choice models of labour supply, behavioural microsimulation and the spanish tax reforms*. Madrid.
- Lewis, A.;** (1954). *Economic development with unlimited supplies of labour*. Manchester, Inglaterra: Manchester School of Economic and Social Studies.
- Llambí, C., Laens, S., Perera, M., & Ferrando, M.;** (2009). *Assessing the impact of the 2007 tax reform on poverty and inequality in Uruguay*. Montevideo: Cinve.
- Martínez Franzoni, J.;** (2005). Regímenes de bienestar en América Latina: consideraciones generales e itinerarios regionales. *Revista Centroamericana de ciencias sociales*, Nº 2, Vol. II.
- McFadden, D.;** (1974). Conditional Logit analysis of qualitative choice analysis. *Academic Press*, 105-142.
- McFadden, D.;** (1976). Quantal choice analysis: a survey. *Annals of economics and social measurement*, Vol. 5, No. 4, 363-390. Estados Unidos: Sanford V. Berg.
- Moffitt, R.;** (1983). An economic model of welfare stigma. *American Economic Review* 73. Estados Unidos: American Economic Association.
- Musgrave, R., & Musgrave, P.;** (1992). *Hacienda Pública*. Madrid: McGraw-Hill.
- OCDE;** (2008). *Perspectivas económicas de América Latina 2009*. Centro de Desarrollo.
- OPP;** (2009). Simulador de políticas sociales. Manual metodológico.
- Pazos, M.;** (2005). *Género e Impuesto sobre la Renta (IRPF) en España. Propuestas para la Reforma*. Madrid.
- Perazzo, I.;** (2002). *El sistema impositivo y la distribución del ingreso en Uruguay*. Montevideo: Udelar.
- PNUD;** (2006). *Informe sobre Desarrollo Humano 2006*.
- PNUD;** (2008). *Informe Nacional de Desarrollo Humano*.
- Poder Ejecutivo;** (2007). *Exposición de motivos*.
- Poder Ejecutivo;** (2007). *Plan de Equidad*.
- Puhani, P.;** (1997). Foul or fair? The Heckman correction for sample selection and its critique. A short survey. *Journal of Economic Surveys*. Munich, Alemania: Centre for European Economic Research. SELAPO, University of Munich.
- Pylkkänen;** (2000). *Modelling wages and hours of work*. Copenhagen: Ministry of finance.
- Salvador, S.;** (2009). *Configuración social del cuidado en hogares con niños/as y con adultos/as mayores y políticas de corresponsabilidad*. Montevideo: UNIFEM.
- Sonthheimer, K.;** (2006). Behavioral versus neoclassical economics: Paradigm shift or generalization? En M. Altman, *Handbook of contemporary behavioral economics: foundations and developments*. Nueva York, Estados Unidos: M. E. Sharpe.
- Stiglitz, J.;** (1995). *La economía del sector público*. Barcelona: Bosch.
- Stiglitz, J.;** (2000). *La economía del sector público*. Barcelona: Bosch.
- Sunkel, G.;** (2006). Gestión y financiamiento de las políticas que afectan a las familias. *CEPAL-Reunión de Expertos*.
- Sutherland, H.;** (2001). *Euromod Working Papers. Final report. Euromod an integrates tax model*. Europa: Euromod.
- Varian, H. R.;** (1999). *Microeconomía intermedia: un enfoque actual*. Barcelona: Antoni Bosch.
- Wooldridge;** (2001). *Econometric Analysis cross section and panel data*. London: The MIT Press.

# ANEXO

## Opciones metodológicas elegidas en este trabajo

Categoría	Decisión
<b>Microsimulaciones</b>	Se realizarán microsimulaciones comportamentales, estáticas y de equilibrio parcial.
<b>Efectos de primera, segunda y tercera ronda</b>	Se tomarán en cuenta efectos de primera y segunda ronda.
<b>Función de utilidad y Función de oferta laboral</b>	Se trabajará partiendo de la especificación de una función de utilidad cuadrática, del tipo $U = \alpha_{YY}Y^2 + \alpha_{HH}H^2 + \alpha_{HY}HY + \beta_Y Y + \beta_H H$ , pero agregando la dimensión formalidad <sup>15</sup> . La heterogeneidad individual fue agregada a través de los parámetros del ingreso y las horas trabajadas.
<b>Modelos unitarios y modelos colectivos</b>	El agente tomador de decisiones será el individuo, en base a la maximización de su utilidad individual.
<b>Horas discretas u horas continuas</b>	Los individuos escogerán entre un <i>set</i> discreto de horas.
<b>División en grupos</b>	Para estimar los parámetros de la función de utilidad se dividirá a la población en cuatro grupos según el sexo del individuo y la existencia de menores en el hogar.
<b>Tratamiento de los individuos que no trabajan</b>	Se estimarán los salarios de los individuos que no trabajan utilizando el método de Heckman para la corrección del sesgo de selección <sup>16</sup> .
<b>Multinomial y Conditional Logit</b>	Se utilizará el modelo <i>Conditional Logit</i> .
<b>Calibración del modelo</b>	El proceso de calibración se detendrá en el <i>set</i> de errores número 1.500.

## Modelos de selección de Heckman por grupo para formalidad-informalidad

### Mujeres con menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 17229  
Censored obs = 2539  
Uncensored obs = 14690

Wald chi2(18) = 3300.18  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ylíquidopo-a					
f	-44.62714	17.7454	-2.51	0.012	-79.40748 -9.846804
fe	1.511985	.9228681	1.64	0.101	-.2968035 3.320773
fe2	-.0059053	.0120113	-0.49	0.623	-.029447 .0176364
fpr1	12.93585	6.656142	1.94	0.052	-.109453 25.98165
fc	19.68124	7.155557	2.75	0.006	5.656606 33.70587
fba	33.21233	8.589112	3.87	0.000	16.37798 50.04668
fun1	82.82598	17.2877	4.79	0.000	48.94271 116.7093
fintch	-6.235622	5.844764	-1.07	0.286	-17.69115 5.219904
fintgr	-5.387019	4.035488	-1.33	0.182	-13.29643 2.522391
fm03	.2985925	2.15589	0.14	0.890	-3.926875 4.52406
edad	9.022445	1.18808	7.59	0.000	6.693852 11.35104
edad2	-.1003101	.0143615	-6.98	0.000	-.1284582 -.072162
interiorgr-e	-7.677299	3.417883	-2.25	0.025	-14.37623 -.9783716
interiorch-o	-9.281292	4.983705	-1.86	0.063	-19.04917 -4.865898
universidad	96.46325	16.38942	5.89	0.000	64.34058 128.5859
bachillerato	39.00786	7.019013	5.56	0.000	25.25084 52.76487
ciclobasico	8.243609	5.375476	1.53	0.125	-2.292129 18.77935
primaria	-1.978609	4.808757	-0.41	0.681	-11.4036 7.446381
_cons	-145.5474	24.58471	-5.92	0.000	-193.7326 -97.36226
trabaja					
jefe	.5833787	.0496083	11.76	0.000	.4861483 .6806092
pareja	.4080228	.0726155	5.62	0.000	.265699 5503467
trabajonore	.2076154	.0313445	6.62	0.000	.1461814 .269095
edad	.2562828	.0075903	33.76	0.000	.2414061 .2711594
edad2	-.0030253	.0000972	-31.12	0.000	-.0032158 -.0028348
yhogstnypr	-.0000293	2.80e-06	-10.45	0.000	-.0000348 -.0000238
interiorgr-e	.0002647	.0330491	0.01	0.994	-.0645105 0.0650398
interiorch-o	.2667081	.0526023	5.07	0.000	.1636095 .3698066
universidad	.625059	.1300046	4.81	0.000	.3702546 .8798634
bachillerato	.1606408	.073576	2.18	0.029	.0164345 .3048471
ciclobasico	.1328661	.0636652	2.08	0.037	.0079046 .2574677
primaria	-.1075662	.0607887	-1.77	0.077	-.0115774 .2267098
_cons	-4.072268	.1402561	-29.03	0.000	-4.347165 -3.797371
mills					
lambda	63.55019	8.910516	7.13	0.000	46.0859 81.01448
rho	0.60395				
sigma	105.22377				
lambda	63.550187	8.910516			

### Varones con menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 20220  
Censored obs = 8079  
Uncensored obs = 12141

Wald chi2(18) = 1972.42  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ylíquidopo-a					
f	-41.548	17.26637	-2.41	0.016	-75.38947 -7.706538
fe	1.615493	.8642302	1.87	0.062	-.0783675 3.309353
fe2	-.0093873	.011291	-0.83	0.406	-.0315173 .0127427
fpr1	3.278367	7.89813	0.42	0.678	-12.20168 18.75842
fc	12.04957	8.046578	1.50	0.134	-3.721437 27.82057
fba	22.33478	8.562478	2.61	0.009	5.552635 39.11693
fun1	50.8831	11.99184	4.24	0.000	27.37953 74.38668
fintch	-6.543569	5.096541	-1.68	0.094	-18.53261 1.445469
fintgr	-5.76124	3.226162	-1.79	0.074	-12.0844 5.619227
fm03	-3.414587	1.919433	-1.78	0.075	-7.176607 .3474339
edad	6.559971	.8804379	7.45	0.000	4.834344 8.285597
edad2	-.0745401	.0108385	-6.88	0.000	-.0957832 -.0532971
interiorgr-e	-8.244771	2.693545	-3.06	0.002	-13.52402 -2.96552
interiorch-o	-17.30947	4.237545	-4.08	0.000	-25.61491 -.904037
universidad	104.6781	10.85437	9.64	0.000	83.40391 125.9523
bachillerato	40.54391	6.492887	6.24	0.000	27.81809 53.26974
ciclobasico	23.0535	5.510568	4.18	0.000	12.25299 33.85401
primaria	8.7255	5.045062	1.73	0.084	-1.16639 18.61564
_cons	-133.4566	21.37493	-6.24	0.000	-175.3507 -91.56251
trabaja					
jefe	.265025	.0356379	7.44	0.000	.1951761 .3348739
pareja	-.2268836	.0299731	-7.57	0.000	-.2856297 -.1681374
trabajonore	.1063385	.0413232	2.57	0.010	.0253464 .1873305
edad	.1718697	.0055831	30.78	0.000	.1609227 .1828124
edad2	-.0019569	.0000728	-26.90	0.000	-.0020995 -.0018143
yhogstnypr	-.0000137	1.81e-06	-7.59	0.000	-.0000173 -.0000102
interiorgr-e	-.0769088	.0212421	-3.62	0.000	-.1185426 -.0352725
interiorch-o	-.1710792	.0309791	-5.52	0.000	-.2317971 -.1103613
universidad	1.583721	.0641874	24.67	0.000	1.457916 1.709526
bachillerato	.8689489	.0497288	17.47	0.000	.7714823 .9664155
ciclobasico	.5806113	.0458859	12.65	0.000	.4906767 .670546
primaria	.2475546	.0443398	5.58	0.000	.1606503 .3344589
_cons	-3.491071	.1143433	-30.53	0.000	-3.71518 -3.266962
mills					
lambda	44.90648	6.414421	7.00	0.000	32.33445 57.47852
rho	0.53563				
sigma	83.838184				
lambda	44.906484	6.414421			

Mujeres sin menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 21345  
Censored obs = 3723  
Uncensored obs = 17622

Wald chi2(17) = 2733.36  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
liquidopoa					
f	-23.83139	23.0764	-1.03	0.302	-69.0603 21.39752
fe	-1.629107	1.154413	-1.41	0.158	-3.891715 .6334998
fe2	.042588	.0141141	3.02	0.003	.0149249 .0702511
fpr1	17.53272	8.957249	1.96	0.050	-.0231705 35.08886
fb	31.61896	9.617313	3.29	0.001	12.76938 50.46855
fb2	39.07068	10.56362	3.70	0.000	18.36636 59.775
funi	53.00847	16.24593	3.26	0.001	21.16703 84.84991
fintch	3.309709	7.855236	0.42	0.674	-12.08627 18.70569
fintgr	3.720907	5.492255	0.68	0.498	-7.043716 14.48553
fm03	(omitted)				
edad	4.668152	1.313754	3.55	0.000	2.093242 7.243063
edad2	-.0472045	.0151599	-3.11	0.002	-.0769174 -.0174916
interiorgr-e	-15.73435	4.626507	-3.40	0.001	-24.80214 -6.66657
interiorch-o	-19.04363	6.664778	-2.86	0.004	-32.10636 -5.980909
universidad	156.6434	14.63929	10.70	0.000	127.951 185.3359
bachillerato	55.62578	8.220192	6.77	0.000	39.5145 71.73706
ciclobasico	26.71203	7.107154	3.76	0.000	12.78227 40.6418
primaria	12.00379	6.380098	1.88	0.060	-.5009719 24.50855
_cons	-64.41769	28.56212	-2.26	0.024	-120.3984 -8.43563
trabaja					
jefe	.7551902	.0371953	20.30	0.000	.6822888 .8280916
pareja	.5612835	.0613712	9.15	0.000	.4409981 .6815689
trabajonore	.1819695	.0254049	7.21	0.000	.1324983 .2314406
edad	.2215675	.0055345	40.03	0.000	.2107202 .2324148
edad2	-.0025766	.0000697	-36.98	0.000	-.0024401 -.0024401
yhogsinyper	-.0000138	1.32e-06	-10.47	0.000	-.0000164 -.0000112
interiorgr-e	-.0396278	.0262703	-1.51	0.131	-.0911167 .011861
interiorch-o	-.3783925	.0447683	-8.45	0.000	-.4906486 -.2661365
universidad	.5732408	.0823397	6.96	0.000	.4118579 .7346237
bachillerato	.0478965	.0568432	0.84	0.399	-.0635141 .1593072
ciclobasico	.0886991	.0543356	1.63	0.103	-.0177968 .195195
primaria	.1190576	.0515156	2.24	0.025	.0148746 .2232406
_cons	-3.58817	.1135567	-31.60	0.000	-3.810737 -3.365603
mills					
lambda	20.59555	10.58579	1.95	0.052	-.152223 41.34332
rho	0.13814				
sigma	149.08778				
lambda	20.59555	10.58579			

Heckman para los que no trabajan - Para predicción formal

Mujeres con menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 12857  
Censored obs = 2539  
Uncensored obs = 10318

Wald chi2(8) = 2454.23  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
YLBmporhor-f					
edad	13.29418	1.847146	7.20	0.000	9.673844 16.91452
edad2	-.1327739	.0219314	-6.05	0.000	-.1757586 -.0897892
interiorgr-e	-20.20596	3.132803	-6.45	0.000	-26.34614 -14.06578
interiorch-o	-27.27729	4.589954	-5.94	0.000	-36.27344 -18.28115
universidad	237.9406	8.003836	29.73	0.000	222.2534 253.6279
bachillerato	104.2284	7.220333	14.44	0.000	90.07683 118.38
ciclobasico	40.08565	6.889695	5.82	0.000	26.5821 53.58921
primaria	15.56248	6.659907	2.34	0.019	2.509302 28.61566
_cons	-234.9972	39.47675	-5.95	0.000	-312.3702 -157.6242
trabaja					
jefe	.7094282	.0545222	13.01	0.000	.6025666 .8162899
pareja	.4580887	.0799301	5.73	0.000	.3014285 .6147489
trabajonore	.3042148	.0372635	8.16	0.000	.2311797 .3772499
edad	.3246095	.0089864	36.12	0.000	.3069966 .3422225
edad2	-.0038408	.0001143	-33.61	0.000	-.0040648 -.0036168
yhogsinyper	-.0000222	3.22e-06	-6.89	0.000	-.0000285 -.0000159
interiorgr-e	-.076182	.0388238	-1.96	0.050	-.1522754 -.0000887
interiorch-o	-.1734797	.061513	-2.82	0.005	-.0529165 -.2940429
universidad	.8954792	.1368268	6.54	0.000	.6273037 1.163655
bachillerato	.4944969	.0854842	5.78	0.000	.326951 .6620427
ciclobasico	.4603932	.0765812	6.01	0.000	.3102969 .6104896
primaria	.2442369	.0731956	3.34	0.001	.1007762 .3876977
_cons	-6.007423	.1731642	-34.69	0.000	-6.346819 -5.668027
mills					
lambda	46.29216	12.26195	3.78	0.000	22.25919 70.32513
rho	0.31856				
sigma	145.31793				
lambda	46.29216	12.26195			

Varones sin menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 21413  
Censored obs = 7006  
Uncensored obs = 14407

Wald chi2(17) = 1816.21  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
liquidopoa					
f	-39.69567	21.67154	-1.83	0.067	-82.1711 2.779759
fe	.5082214	1.043597	0.49	0.626	-1.537192 2.553635
fe2	.0098757	.0126511	0.78	0.435	-.01492 0.046713
fpr1	6.371684	9.653138	0.66	0.509	-12.54812 25.29149
fb	19.65831	10.0083	1.96	0.050	.0424027 39.27423
fb2	23.70414	10.33631	2.29	0.022	3.445344 43.96294
funi	73.74876	12.67957	5.82	0.000	48.89726 98.60025
fintch	-8.57208	7.507635	-1.14	0.254	-23.28677 6.142614
fintgr	-8.103597	4.63443	-1.75	0.080	-17.18691 .9797183
fm03	(omitted)				
edad	5.12136	1.079622	4.74	0.000	3.00534 7.23738
edad2	-.0557472	.0127391	-4.38	0.000	-.0807154 -.0307791
interiorgr-e	-6.366052	3.981879	-1.60	0.110	-14.17039 1.438287
interiorch-o	-10.05676	6.07875	-1.65	0.098	-21.97094 1.857424
universidad	74.59616	10.73658	6.95	0.000	53.55286 95.63946
bachillerato	44.07147	7.465946	5.90	0.000	29.43849 58.70446
ciclobasico	15.25927	6.864926	2.22	0.026	1.804264 28.71428
primaria	4.964537	6.306149	0.79	0.431	-1.395289 17.32436
_cons	-86.64068	24.42085	-3.55	0.000	-134.5047 -38.77817
trabaja					
jefe	.5932283	.0347348	17.08	0.000	.5251493 .6613073
pareja	-.0226288	.0310797	-0.73	0.467	-.0835438 .0382662
trabajonore	-.1324983	.0244834	-5.41	0.000	-.1836991 -.08127
edad	.1900572	.0047563	39.96	0.000	.1807349 .1993795
edad2	-.0022159	.0000574	-38.64	0.000	-.0023284 -.0021035
yhogsinyper	-.0000128	9.47e-07	-13.53	0.000	-.0000147 -.000011
interiorgr-e	-.1478252	.0216154	-6.84	0.000	-.1901905 -.1054599
interiorch-o	-.1616805	.0348337	-4.83	0.000	-.2312174 -.0960637
universidad	1.284518	.0551394	23.30	0.000	1.176447 1.39259
bachillerato	.5305175	.0445476	11.91	0.000	.4432059 .6178291
ciclobasico	.3370703	.0432511	7.79	0.000	.2522997 .4218409
primaria	.1589339	.0414452	3.83	0.000	.0777028 .2401651
_cons	-3.33483	.1021378	-32.65	0.000	-3.535017 -3.134644
mills					
lambda	22.50245	6.605004	3.41	0.001	9.556875 35.44802
rho	0.19576				
sigma	114.94817				
lambda	22.50245	6.605004			

Varones con menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 16022  
Censored obs = 8793  
Uncensored obs = 7229

Wald chi2(8) = 867.56  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
YLBmporhor-f					
edad	15.3214	1.667085	9.19	0.000	12.05397 18.58883
edad2	-.1624932	.0199669	-8.14	0.000	-.2016275 -.1233588
interiorgr-e	-25.70079	3.122149	-8.23	0.000	-31.82009 -19.58149
interiorch-o	-38.20202	5.021637	-7.61	0.000	-48.04425 -28.35979
universidad	241.6464	15.22665	15.87	0.000	211.8028 271.4901
bachillerato	117.252	13.26042	8.84	0.000	91.2621 143.242
ciclobasico	71.53656	11.7205	6.10	0.000	48.5648 94.50832
primaria	28.44786	10.11874	2.81	0.005	8.615493 48.28023
_cons	-364.1533	45.8544	-7.94	0.000	-454.0262 -274.2803
trabaja					
jefe	.2266901	.0412241	5.50	0.000	.1458923 .3074879
pareja	-.2339436	.0347806	-6.73	0.000	-.3021124 -.1657748
trabajonore	.1769771	.0489681	3.61	0.000	.0810013 .2729529
edad	.2093004	.0068313	30.64	0.000	.1959113 .2226894
edad2	-.0024047	.0000889	-27.05	0.000	-.0025789 -.0022305
yhogsinyper	-.791e-06	1.92e-06	-4.12	0.000	-.0000117 -.415e-06
interiorgr-e	-.1860647	.0244826	-7.60	0.000	-.2340497 -.1380796
interiorch-o	-.1637676	.0357535	-4.58	0.000	-.238431 -.0936921
universidad	2.088618	.0733597	28.47	0.000	1.934835 2.2324
bachillerato	1.319044	.0617877	21.35	0.000	1.197942 1.440146
ciclobasico	.9077074	.0599164	15.41	0.000	.7922334 1.023181
primaria	.4174698	.057669	7.24	0.000	.3044406 .5304989
_cons	-4.862503	.1430539	-33.99	0.000	-5.142883 -4.582122
mills					
lambda	75.33889	11.61504	6.49	0.000	52.57383 98.10395
rho	0.58982				
sigma	127.73241				
lambda	75.33889	11.61504			

## Mujeres sin menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 16270  
Censored obs = 3723  
Uncensored obs = 12547

Wald chi2(8) = 1652.93  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coeff.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>YLDMporhor-f</b>					
edad	2.966749	1.940628	1.53	0.126	-0.8368114 6.770309
edad2	-0.062804	0.0219254	0.29	0.775	-0.0366926 0.0492534
interiorgr-e	-17.65693	4.450254	-3.97	0.000	-26.37926 -8.934589
interiorch-o	-27.40915	6.735161	-4.07	0.000	-40.60983 -14.20848
universidad	273.836	11.25028	24.34	0.000	251.7858 295.8861
bachillerato	130.6021	10.11205	12.92	0.000	110.7829 150.4214
ciclobasico	79.29081	9.881738	8.02	0.000	59.92296 98.65866
primaria	39.24344	5.906638	4.13	0.000	20.61077 57.87611
_cons	-91.54093	44.90093	-2.04	0.041	-179.5451 -3.536721
<b>trabaja</b>					
jefe	0.8900895	0.0404117	22.03	0.000	0.8108839 0.969295
pareja	0.6838643	0.0658101	10.39	0.000	0.5548789 0.8128496
trabajonorem	0.267826	0.0283136	9.46	0.000	0.2123324 0.323197
edad	0.2610731	0.0063532	41.09	0.000	0.2486211 0.2735252
edad2	-0.0030398	0.0000793	-38.32	0.000	-0.0031953 -0.0028843
yhogsinypner	-0.0000106	1.42e-06	-7.47	0.000	-0.0000134 -7.83e-06
interiorgr-e	-0.111627	0.0294144	-3.79	0.000	-0.1692782 -0.0539758
interiorch-o	0.4059345	0.0501003	8.12	0.000	0.3079163 0.5039528
universidad	1.027081	0.08915	11.52	0.000	0.8523507 1.201812
bachillerato	0.5059394	0.0666447	7.59	0.000	0.3749721 0.6362147
ciclobasico	0.5099618	0.0646858	7.88	0.000	0.3831799 0.6367436
primaria	0.3503605	0.0631573	5.55	0.000	0.2265744 0.4714651
_cons	-5.073069	1.350617	-37.56	0.000	-5.337785 -4.808353
<b>mills</b>					
lambda	5.433241	15.05781	0.36	0.718	-24.07952 34.946
rho	0.02440				
sigma	222.68924				
lambda	5.4332414	15.05781			

## Varones sin menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 17453  
Censored obs = 7006  
Uncensored obs = 10447

Wald chi2(8) = 1229.68  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coeff.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>YLDMporhor-f</b>					
edad	9.138924	1.477079	6.19	0.000	6.243902 12.03395
edad2	-0.0775387	0.0172699	-4.49	0.000	-0.1113871 -0.0436903
interiorgr-e	-24.01456	3.506544	-6.85	0.000	-30.88726 -17.14186
interiorch-o	-29.46425	6.304517	-4.67	0.000	-41.82087 -17.10762
universidad	215.4276	12.5987	17.10	0.000	190.7346 240.1205
bachillerato	106.6121	11.30589	9.43	0.000	84.45298 128.7713
ciclobasico	56.94645	10.75128	5.30	0.000	35.87434 78.01857
primaria	20.92521	10.24227	2.04	0.041	8.507205 40.99969
_cons	-221.4274	37.73861	-5.87	0.000	-295.3937 -147.4611
<b>trabaja</b>					
jefe	0.6102784	0.0381377	16.00	0.000	0.5355299 0.685207
pareja	0.0189518	0.0344944	0.55	0.583	-0.048656 0.0865596
trabajonorem	0.0682669	0.0368538	1.85	0.064	-0.0039653 0.140499
edad	0.2208845	0.0054977	40.18	0.000	0.2101093 0.2316597
edad2	-0.0025863	0.0000661	-39.10	0.000	-0.0027159 -0.0024567
yhogsinypner	-0.0000109	1.04e-06	-10.56	0.000	-0.0000133 -8.92e-06
interiorgr-e	-0.2304748	0.0240621	-9.58	0.000	-0.2776357 -0.1833138
interiorch-o	-0.1916706	0.0381849	-5.02	0.000	-0.2665116 -0.1168296
universidad	1.757266	0.0629902	28.03	0.000	1.634396 1.880137
bachillerato	0.9651633	0.0540866	17.84	0.000	0.8591555 1.071711
ciclobasico	0.6618719	0.0531871	12.44	0.000	0.5576272 0.7661166
primaria	0.3256765	0.0518024	6.29	0.000	0.2241458 0.4272073
_cons	-4.572221	1.206434	-37.90	0.000	-4.808678 -4.335765
<b>mills</b>					
lambda	37.3706	10.05641	3.72	0.000	17.66041 57.0808
rho	0.23752				
sigma	157.33586				
lambda	37.370602	10.05641			

## Heckman para los que no trabajan - Para prediccion informal

### Mujeres con menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 6911  
Censored obs = 2539  
Uncensored obs = 4372

Wald chi2(8) = 287.02  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coeff.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>YLDMporhor-i</b>					
edad	6.615481	1.276622	5.18	0.000	4.113348 9.117614
edad2	-0.0719839	0.0151359	-4.76	0.000	-0.1016498 -0.042318
interiorgr-e	-8.799	3.196669	-2.75	0.006	-15.06436 -2.533645
interiorch-o	-10.99657	4.783401	-2.30	0.022	-20.37186 -1.621273
universidad	150.8537	15.05824	10.02	0.000	121.3401 180.3673
bachillerato	39.19066	6.717893	5.83	0.000	26.02383 52.35748
ciclobasico	7.735542	5.086124	1.52	0.128	-2.233077 17.70416
primaria	-2.433197	4.437731	-0.55	0.583	-11.13099 6.264595
_cons	-95.90612	27.78905	-3.45	0.001	-150.3717 -41.44057
<b>trabaja</b>					
jefe	0.5077309	0.0631775	8.04	0.000	0.3839054 0.6315565
pareja	0.439752	0.0899833	4.89	0.000	0.263388 0.616116
trabajonorem	0.1464831	0.0370737	3.95	0.000	0.0738201 0.2191461
edad	0.1832461	0.0090889	20.16	0.000	0.1654323 0.20106
edad2	-0.0021286	0.0001171	-18.18	0.000	-0.0023581 -0.0018991
yhogsinypner	-0.0000514	4.61e-06	-11.16	0.000	-0.0000605 -0.0000424
interiorgr-e	0.0819697	0.0396449	2.07	0.039	0.0042671 0.1596724
interiorch-o	0.3117607	0.0614461	5.07	0.000	0.1913286 0.4321929
universidad	-1.401499	0.2071746	-6.68	0.499	-0.5462047 0.265905
bachillerato	-0.2330118	0.089747	-2.60	0.009	-0.4089127 -0.0571108
ciclobasico	-0.131047	0.0716623	-1.83	0.067	-0.2715027 0.0094086
primaria	-0.0180648	0.0663993	-0.27	0.786	-0.1482051 0.1120755
_cons	-2.98203	1.640352	-1.81	0.000	-3.303533 -2.660527
<b>mills</b>					
lambda	38.32283	9.802736	3.91	0.000	19.10982 57.53584
rho	0.40201				
sigma	95.329115				
lambda	38.322826	9.802736			

### Varones con menores

Heckman selection model -- two-step estimates  
(regression model with sample selection)

Number of obs = 12277  
Censored obs = 8079  
Uncensored obs = 4198

Wald chi2(8) = 405.28  
Prob > chi2 = 0.0000

	Coeff.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>YLDMporhor-i</b>					
edad	3.410923	0.6074521	5.62	0.000	2.220338 4.601507
edad2	-0.0387605	0.0075241	-5.15	0.000	-0.0535075 -0.0240135
interiorgr-e	-7.426375	2.064498	-3.60	0.000	-11.47272 -3.380033
interiorch-o	-16.36553	3.283837	-4.98	0.000	-22.80174 -9.929333
universidad	119.3411	7.634591	15.63	0.000	104.3775 134.3046
bachillerato	23.87654	4.538509	5.26	0.000	14.98123 32.77186
ciclobasico	11.67466	4.018092	2.91	0.004	3.799345 19.54997
primaria	4.860237	3.825939	1.27	0.204	-2.638464 12.35894
_cons	-43.64558	15.86132	-2.75	0.006	-74.7332 -12.55795
<b>trabaja</b>					
jefe	0.299649	0.0450244	6.66	0.000	0.2114029 0.3878952
pareja	-0.2299114	0.0384256	-5.98	0.000	-0.3052242 -0.1545986
trabajonorem	0.053417	0.024024	1.06	0.291	-0.0473651 0.1580484
edad	0.1172858	0.0068142	17.21	0.000	0.1039303 0.1306414
edad2	-0.0012956	0.0000888	-14.59	0.000	-0.0014696 -0.0011216
yhogsinypner	-0.0000355	3.35e-06	-10.62	0.000	-0.0000421 -0.000029
interiorgr-e	0.0763449	0.0270805	2.82	0.005	0.0335682 0.1194216
interiorch-o	-0.1621984	0.0395027	-4.11	0.000	-0.2396223 -0.0847746
universidad	0.4132068	0.1074902	3.84	0.000	0.2025299 0.6238836
bachillerato	0.2960843	0.061516	4.81	0.000	0.1755152 0.4166534
ciclobasico	0.3031423	0.0528067	5.74	0.000	0.1966431 0.4096416
primaria	0.1249166	0.0501583	2.49	0.013	0.0266081 0.223251
_cons	-2.711723	1.387634	-19.54	0.000	-2.983694 -2.439752
<b>mills</b>					
lambda	12.24664	4.949352	2.47	0.013	2.546083 21.94719
rho	0.20229				
sigma	60.53933				
lambda	12.246635	4.949352			

### Mujeres sin menores

Heckman selection model -- two-step estimates (regression model with sample selection) Number of obs = 8798 Censored obs = 3133 Uncensored obs = 5075 Wald chi2(8) = 438.79 Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>YLDmporhor-i</b>					
edad	1.422376	1.257684	1.13	0.258	-1.042639 3.887391
edad2	-0.011327	0.0141291	-0.82	0.413	-0.0392552 -0.0161298
interiorgr-e	-21.80829	3.797295	-5.74	0.000	-29.25085 -14.36572
interiorch-o	-28.7255	5.667567	-5.07	0.000	-39.83373 -17.61727
universidad	175.6653	11.91059	14.75	0.000	152.321 199.0096
bachillerato	69.97252	7.386389	9.47	0.000	55.49546 84.44958
ciclobasico	32.1152	5.994849	5.36	0.000	20.36551 43.86488
primaria	13.55652	5.154643	2.63	0.009	3.453602 23.65943
_cons	16.54189	29.35354	0.56	0.573	-40.99 74.07377
<b>trabaja</b>					
jefe	.6093169	.0487611	12.50	0.000	.513747 .7048869
pareja	-.4120457	.0820322	-5.02	0.000	-.5728259 -.2512656
trabajonore	.0725205	.0322486	2.25	0.025	.0093144 .1357263
edad	-.1595002	.0066439	-24.01	0.000	-.1464783 -.1725221
edad2	-.00183	.0000846	-21.64	0.000	-.0019958 -.0016643
yhogsinper	-.000033	2.58e-06	-12.79	0.000	-.0000381 -.000028
interiorgr-e	.0700078	.0335802	2.08	0.037	.0041918 .1358238
interiorch-o	.3889646	.0548654	7.09	0.000	.2814303 .4964989
universidad	-.2132158	.1207446	-1.77	0.077	-.4498708 .0234392
bachillerato	-.4556392	.0681891	-6.68	0.000	-.5892874 -.3219911
ciclobasico	-.283373	.0619964	-4.57	0.000	-.4048838 -.1618623
primaria	-.0599073	.0593206	-1.01	0.313	-.1761736 .0563589
_cons	-.2522921	.1360111	-18.55	0.000	-2.789498 -2.256344
<b>mills</b>					
lambda	-14.50056	10.55554	-1.37	0.170	-35.18903 6.187908
rho	-0.12051				
sigma	120.32463				
lambda	-14.500562	10.55554			

### Varones sin menores

Heckman selection model -- two-step estimates (regression model with sample selection) Number of obs = 10966 Censored obs = 7006 Uncensored obs = 3960 Wald chi2(8) = 114.01 Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>YLDmporhor-i</b>					
edad	2.620047	1.154587	2.27	0.023	-.3570988 4.882995
edad2	-.0283694	.013522	-2.10	0.036	-.0548721 -.0018668
interiorgr-e	-7.873748	4.340533	-1.81	0.070	-16.38104 -.635403
interiorch-o	-9.31988	6.666509	-1.40	0.162	-22.386 3.746237
universidad	74.70216	11.34688	6.58	0.000	52.46269 96.94163
bachillerato	41.77114	8.104576	5.15	0.000	29.88647 57.65582
ciclobasico	12.01365	7.476856	1.61	0.108	-2.640722 26.66801
primaria	2.454544	6.913995	0.36	0.723	-11.09664 16.00573
_cons	-8.958663	28.18951	-0.32	0.751	-64.20908 46.29175
<b>trabaja</b>					
jefe	.5678791	.0473564	11.99	0.000	.4750622 .660959
pareja	-.1434524	.0432514	-3.32	0.001	-.2282237 -.0586812
trabajonore	-.2476173	.0488175	-5.07	0.000	-.3429279 -.1519367
edad	-.1297844	.006072	-21.37	0.000	-.1178835 -.1416853
edad2	-.0014802	.000073	-20.27	0.000	-.0016233 -.001337
yhogsinper	-.0000217	1.65e-06	-13.21	0.000	-.000025 -.0000185
interiorgr-e	.017156	.0289221	0.59	0.553	-.0395302 .0738423
interiorch-o	-.0674738	.0429513	-1.57	0.116	-.1516569 .0167093
universidad	.2677239	.0828813	3.23	0.001	.1052795 .4301682
bachillerato	-.0866049	.0549049	-1.58	0.115	-.1942165 -.0380066
ciclobasico	.0332115	.0511105	0.65	0.516	-.0669631 .1333862
primaria	.0369827	.0476882	0.78	0.438	-.0564845 .1304499
_cons	-2.362943	.1314645	-17.97	0.000	-2.620609 -2.105278
<b>mills</b>					
lambda	-8.216546	7.91134	-1.04	0.299	-23.72249 7.289396
rho	-0.06544				
sigma	125.55097				
lambda	-8.2165458	7.91134			

## Estimaciones del modelo Conditional Logit

### Mujeres con menores

Iteration 0: log likelihood = -40103.684  
 Iteration 1: log likelihood = -36706.401  
 Iteration 2: log likelihood = -36276.54  
 Iteration 3: log likelihood = -36260.686  
 Iteration 4: log likelihood = -36260.618  
 Iteration 5: log likelihood = -36260.618

Conditional (fixed-effects) logistic regression Number of obs = 223977 LR chi2(32) = 15861.75 Prob > chi2 = 0.0000 Pseudo R2 = 0.1795

opcioneleg-a	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y2	-2.38e-10	1.86e-11	-12.81	0.000	-2.74e-10 -2.01e-10
h2	.0008954	.0000379	23.63	0.000	.0008212 .0009697
hy	-5.12e-06	1.33e-07	-37.83	0.000	-5.39e-06 -4.86e-06
y	.0004817	.0000297	16.20	0.000	.0004234 .00054
ye	-.0000105	1.45e-06	-7.26	0.000	-.0000134 -7.70e-06
ye2	1.30e-07	1.80e-08	7.23	0.000	9.47e-08 1.65e-07
ypri	.0001306	.0000134	9.78	0.000	.0001044 .0001568
ycb	.0001633	.0000135	12.09	0.000	.0001368 .0001897
yba	.0001568	.0000135	11.58	0.000	.0001303 .0001833
yuni	.0001335	.0000137	9.72	0.000	.0001066 .0001604
yintch	.0000166	.00001	1.66	0.097	-2.99e-06 .0000362
yintgr	-4.72e-06	5.00e-06	-0.94	0.345	-.0000145 5.08e-06
ym03	-.0000163	.05e-06	-3.23	0.001	-.0000262 -6.43e-06
h	-.2582631	.0093079	-48.66	0.000	-.2686663 -.2478598
he	.0113072	.0003145	35.95	0.000	.0106907 .0119237
he2	-.0001328	4.16e-06	-31.93	0.000	-.000141 -.0001247
hpr1	-.0101303	.0026168	-3.87	0.000	-.0152592 -.0050014
hcb	-.0153179	.0027625	-5.56	0.000	-.0207864 -.0099575
hba	-.0191372	.0031388	-6.10	0.000	-.0252891 -.0129852
huni	-.0080535	.0049274	-1.63	0.102	-.017111 .001604
hntch	.0196958	.0022126	8.90	0.000	.0153593 .0240324
hntgr	.0050426	.0014124	3.57	0.000	.0022745 .0078108
hm03	-.011259	.0013687	-8.42	0.000	-.0089465 .012116
f	-6.227302	.181747	-34.26	0.000	-6.58325 -5.870814
fe	.3168773	.0094578	33.50	0.000	.2983404 .3354142
fe2	-.0038464	.0001256	-30.64	0.000	-.0040925 -.0036003
fpr1	-.2460683	.0689119	-3.57	0.000	-.1110035 -.3811331
fcba	6277529	0742836	8.45	0.000	4821598 .7733461
fba	.6968081	.0863964	8.07	0.000	.5274742 .8661421
funi	1.334642	.1691305	7.89	0.000	1.003153 1.666132
fmntch	-.3709241	.0613023	-6.05	0.000	-.2507739 .4910743
fmntgr	-.0393916	.042517	-0.93	0.351	-.1223094 .041412
fm03	.1810943	.0399394	4.53	0.000	.1028144 .2593742

### Varones con menores

Iteration 0: log likelihood = -43127.872  
 Iteration 1: log likelihood = -40386.012  
 Iteration 2: log likelihood = -40444.642  
 Iteration 3: log likelihood = -40408.926  
 Iteration 4: log likelihood = -40390.879  
 Iteration 5: log likelihood = -40384.482  
 Iteration 6: log likelihood = -40381.474  
 Iteration 7: log likelihood = -40376.514  
 Iteration 8: log likelihood = -40375.332  
 Iteration 9: log likelihood = -40374.864  
 Iteration 10: log likelihood = -40374.858  
 Iteration 11: log likelihood = -40374.858

Conditional (fixed-effects) logistic regression Number of obs = 262860 LR chi2(32) = 22976.84 Prob > chi2 = 0.0000 Pseudo R2 = 0.2215

opcioneleg-a	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y2	-1.90e-10	3.35e-11	-5.66	0.000	-2.55e-10 -1.24e-10
h2	.0021824	.0000324	67.30	0.000	.0021188 .0022459
hy	-8.04e-06	1.64e-07	-48.99	0.000	-8.36e-06 -7.72e-06
y	.0012152	.0000434	27.98	0.000	.001133 .0013003
ye	-.0000336	1.96e-06	-17.16	0.000	-.0000375 -.0000295
ye2	3.85e-07	2.47e-08	15.63	0.000	3.37e-07 4.34e-07
ypri	9.34e-06	.0000209	0.45	0.654	-.0000316 .0000502
ycb	.0000142	.0000208	0.68	0.495	-.0000325 .0000549
yba	.0000371	.0000208	1.78	0.075	-.3.69e-06 .0000778
yuni	4.25e-06	.0000208	-0.20	0.838	-.0000451 .0000366
yintch	.0000178	.0000113	1.58	0.115	-4.33e-06 .0000398
yintgr	-3.97e-06	5.60e-06	-0.71	0.479	-.000015 .0000751
ym03	-2.23e-06	5.74e-06	-0.39	0.698	-.0000135 9.02e-06
h	-.2872753	.0055502	-51.76	0.000	-.2981536 -.2763971
he	.0059116	.0002785	21.23	0.000	.0053658 .0064574
he2	-.0000678	3.73e-06	-18.18	0.000	-.0000751 -.0000605
hpr1	.0051348	.0025342	2.03	0.043	.00001679 .0101017
hcb	.0110036	.0026033	4.23	0.000	.0059013 .016106
hba	.0096868	.0027958	3.46	0.001	.0042071 .0151665
huni	.0207752	.0037901	5.60	0.000	.0135055 .0280449
hntch	-.0050155	.0016908	-2.97	0.003	-.0083295 -.0017016
hntgr	-.0008702	.0011373	-0.77	0.444	-.0030994 .0013589
hm03	-.0041262	.0011017	-3.75	0.000	-.0062855 -.001967
f	-3.802783	.2089203	-18.20	0.000	-4.212259 -3.393307
fe	.158159	.0103686	15.25	0.000	.1378368 .1784811
fe2	-.0019295	.0001387	-13.92	0.000	-.0022012 -.0016577
fpr1	-.4034428	.098177	-4.11	0.000	-.2110194 .5958662
fcba	.8205493	.0995642	8.24	0.000	.625407 .1015692
fba	1.163811	.1035112	11.24	0.000	.9669329 1.366689
funi	2.270661	.1244106	18.64	0.000	1.826769 2.31445
fmntch	-.0178824	.0591633	-0.30	0.762	-.1338403 .0980756
fmntgr	-.2658737	.0387949	-6.85	0.000	-.3419104 -.189837
fm03	-.0279345	.0383973	-0.73	0.467	-.1031918 .0473229

## Mujeres sin menores

Iteration 0: log likelihood = -50978.697  
 Iteration 1: log likelihood = -48144.224  
 Iteration 2: log likelihood = -47928.98  
 Iteration 3: log likelihood = -47925.554  
 Iteration 4: log likelihood = -47925.553

Conditional (fixed-effects) logistic regression Number of obs = 277485  
 LR chi2(29) = 13646.58  
 Prob > chi2 = 0.0000  
 Pseudo R2 = 0.1246  
 Log likelihood = -47925.553

opcioneleg-a	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y2	-6.53e-11	6.18e-12	-10.56	0.000	-7.74e-11 -5.31e-11
h2	.000859	.0000308	27.88	0.000	.0007986 .0009194
hy	-2.73e-06	8.45e-08	-32.25	0.000	-2.89e-06 -2.56e-06
y	.0003953	.0000199	19.87	0.000	.0003563 .0004343
ye	-9.64e-06	8.13e-07	-11.86	0.000	-.0000112 -8.05e-06
ye2	1.15e-07	9.32e-09	12.31	0.000	9.64e-08 1.33e-07
ypri	-.0000136	.0000107	-1.27	0.203	-.0000346 7.36e-06
ycb	1.55e-07	.0000107	0.01	0.988	-.0000207 .0000221
yba	-8.74e-06	.0000106	-0.82	0.409	-.0000295 .0000112
yuni	-.0000349	.0000106	-3.28	0.001	-.0000557 -.0000141
yintch	.0000163	6.36e-06	2.57	0.010	3.86e-06 .0000288
yintgr	-7.83e-07	3.18e-06	-0.25	0.806	-7.02e-06 5.45e-06
ym03	(omitted)				
h	-.2502775	.0045862	-54.57	0.000	-.2592664 -.2412886
he	.009759	.0002443	39.95	0.000	.0092802 .0102378
he2	-.0001095	3.01e-06	-36.39	0.000	-.0001154 -.0001036
hpr1	.0104674	.0021927	4.77	0.000	.0061698 .014765
hcb	.00527	.0022856	2.31	0.021	.0007904 .0097496
hba	-.0036744	.0024051	-1.53	0.127	-.0083883 .0010394
huni	.0198773	.0033003	6.02	0.000	.0134088 .0263457
hntch	.0244283	.0017509	13.95	0.000	.0209966 .0278601
hntgr	-.0040295	.0011312	-3.56	0.000	-.0018124 -.0062465
hm03	(omitted)				
f	-4.841368	.146485	-33.05	0.000	-5.128473 -4.554262
fe	.2438885	.0073311	33.26	0.000	.2295159 .258261
fe2	-.0028623	.0000916	-31.26	0.000	-.0030418 -.0026828
fpr1	.5531338	.0618426	8.94	0.000	.4319245 .674343
fc	.9723421	.0658792	14.76	0.000	.8432214 1.101463
fba	1.156843	.0691368	16.73	0.000	1.021337 1.292349
funi	2.106104	.100244	21.01	0.000	1.909629 2.302579
ftntch	.264737	.0520511	5.09	0.000	.1627187 .3667553
ftntgr	-.2581726	.0347387	-7.43	0.000	-.3262592 -.190086
fm03	(omitted)				

## Varones sin menores

Iteration 0: log likelihood = -47917.998  
 Iteration 1: log likelihood = -45074.342  
 Iteration 2: log likelihood = -44916.243  
 Iteration 3: log likelihood = -44915.335  
 Iteration 4: log likelihood = -44915.335

Conditional (fixed-effects) logistic regression Number of obs = 278369  
 LR chi2(29) = 20015.85  
 Prob > chi2 = 0.0000  
 Pseudo R2 = 0.1822  
 Log likelihood = -44915.335

opcioneleg-a	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y2	-1.10e-09	4.86e-11	-22.74	0.000	-1.20e-09 -1.01e-09
h2	.0018382	.000032	57.50	0.000	.0017756 .0019009
hy	-5.85e-06	1.23e-07	-47.75	0.000	-6.09e-06 -5.61e-06
y	.0008159	.000029	28.18	0.000	.0007532 .0008727
ye	-.0000191	1.21e-06	-15.81	0.000	-.0000214 -.0000167
ye2	2.07e-07	1.42e-08	14.63	0.000	1.79e-07 2.35e-07
ypri	-2.63e-06	.0000166	-0.16	0.874	-.0000353 .00003
ycb	.0000544	.0000164	3.32	0.001	.0000223 .0000866
yba	.000053	.0000162	2.81	0.005	.0000137 .0000917
yuni	.0000375	.0000162	2.31	0.021	5.72e-06 .0000692
yintch	-.0000503	9.49e-06	-5.30	0.000	-.000069 .0000317
yintgr	9.34e-06	4.63e-06	2.02	0.044	2.70e-07 .0000184
ym03	(omitted)				
h	-.2930887	.0051887	-56.49	0.000	-.3032584 -.282919
he	.0072661	.0002545	28.55	0.000	.0067673 .007649
he2	-.0000824	3.11e-06	-26.47	0.000	-.0000885 -.0000763
hpr1	.0077149	.0023722	3.25	0.001	.0030655 .0123643
hcb	.0074657	.0024778	3.01	0.003	.0026092 .0123221
hba	.0037443	.0025747	1.45	0.146	-.001302 .0087906
huni	.0126437	.0030799	4.11	0.000	.0066073 .0186802
hntch	.00615	.0017198	3.58	0.000	.0027792 .0095207
hntgr	-.0022013	.00117	-1.88	0.060	-.0044944 .0000917
hm03	(omitted)				
f	-3.472813	.1664604	-20.86	0.000	-3.79907 -3.146557
fe	.1816032	.0080187	22.65	0.000	.1658869 .1973196
fe2	-.0022916	.0000594	-23.06	0.000	-.0024864 -.0020969
fpr1	.2953556	.0800813	3.69	0.000	.1383991 .4523122
fc	.5060354	.0821809	6.16	0.000	.3449638 .6671069
fba	.8746665	.0831811	10.52	0.000	.7116345 1.037698
funi	1.318836	.0989485	13.33	0.000	1.1247 1.512571
ftntch	-.1004598	.0577926	-1.74	0.082	-.2137313 .0128117
ftntgr	-.2578953	.0360019	-7.16	0.000	-.3284577 -.1873329
fm03	(omitted)				

## NOTAS

- 1 De todas formas, pueden construirse modelos computacionales que combinen la estimación de ambas posibilidades (parámetros específicos de alternativas y casos).
- 2 Recuérdese la definición de los *odd-ratios* respecto de la alternativa base,  $p_j(x_i, B) / p_0(x_i, B) = \exp(x_i \beta_j)$ ,  $j = 1, 2, \dots, J$ .
- 3 Existe una diversidad de caminos a escoger a la hora de realizar un ejercicio de microsimulación. Cada uno de los cuales cuenta con sus respectivas fundamentaciones y particularidades. A modo de resumen en el anexo se detallan algunas de dichas decisiones.
- 4 El tratamiento de la variable formalidad tiene características similares a la inclusión de los costos fijos de no trabajar o la participación en programas sociales. Con relación a estos últimos, como mencionan Creedy y Kalb (2005, pág. 29) a partir de Moffitt (1983): "La función de utilidad puede ser extendida a través de la adición de un término de participación en programas sociales (...) por lo que la elección de oferta se extiende a puntos con y sin participación en el programa social...". Para ahondar en el tema de la inclusión de costos fijos, véase Labeaga, Oliver y Spadaro (*Discrete choice models of labour supply, behavioural microsimulation and the spanish tax reforms*, 2007).
- 5 EDAD refiere a la edad, EDAD2 refiere a la edad al cuadrado; PRI, CB, BAC y UNI son *dummies* según Primaria completa, Ciclo Básico completo, Bachillerato completo y Universidad completa, respectivamente; INTCH e INTGR son *dummies* según la región sea localidad del interior de menos o más de 5000 habitantes, respectivamente; MO3 es una *dummy* según la existencia de menores de 3 años en el hogar.
- 6 Impuesto a la Renta de las Personas Físicas (IRPF), Impuesto a la Asistencia a la Seguridad Social (IASS), Impuesto al Valor Agregado.
- 7 La recaudación debe mantenerse en \$86.170.456.882.
- 8 Es importante destacar que el tratamiento de este impuesto fue residual de modo de mantener la recaudación constante, no se tomaron en cuenta los efectos comportamentales de cambios en los ingresos disponibles de los agentes. Obviamente, por la naturaleza de equilibrio parcial del modelo tampoco se tomaron en cuenta los efectos de equilibrio general evidentes que generaría la modificación de las tasas de IVA.
- 9 Se toman como imagen objetivo los países enmarcados en la tipología de Estados de Bienestar de Esping Andersen (*Social foundations of postindustrial economies*, 1999).
- 10 Véase Creedy y Kalb (*Behavioural microsimulation modelling for tax policy analysis in Australia: Experience and prospects*, 2005).
- 11 Se considera este hecho antes que se produzcan las respuestas comportamentales.
- 12 Los resultados en este sentido se indican más adelante.
- 13 Se excluyen las transferencias a la seguridad social que no constituyen el objeto de análisis del presente trabajo.
- 14 Si bien una de las premisas del ejercicio de simulación es mantener la recaudación constante, vale la pena interrogarse si no podría tener mejores resultados distributivos dedicar la recaudación extra a una política de transferencias, en lugar de bajar el IVA.
- 15 A los efectos de la construcción del modelo, se utilizó como criterio para delimitar el fenómeno de la informalidad si el encuestado declara aportar o no a la seguridad social.
- 16 Se utilizó como restricción de exclusión el ingreso del resto del hogar.