



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLVIII Reunión Anual

Noviembre de 2013

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-1-5

UNA MICRODESCOMPOSICIÓN DEL EFECTO
DE LAS VARIACIONES EN LAS DECISIONES
DE FECUNDIDAD SOBRE LA POBREZA Y LA
DESIGUALDAD: ARGENTINA, 2000-2011

Badaracco Nicolás

Una Microdescomposición del Efecto de las Variaciones en las Decisiones de Fecundidad sobre la Pobreza y la Desigualdad: Argentina, 2000-2011.

Nicolás Badaracco*
(CEDLAS-UNLP)

2013

Resumen

Este trabajo analiza el impacto distributivo que ha resultado de las variaciones en las decisiones de fecundidad en Argentina para los últimos años. La estrategia utilizada se basa en la metodología de microsimulación en un marco de equilibrio parcial. Utilizando un modelo que vincula las decisiones de fecundidad y las decisiones laborales de los individuos. Los resultados muestran que el cambio en las decisiones de fecundidad ha llevado a una reducción en la desigualdad, pero en una magnitud muy pequeña mientras que contribuyeron a la caída de la pobreza con un efecto no menor. *JEL: C25, D31, I31, J13*

Abstract

This paper analyzes the distributional impact that has resulted from variations in fertility decisions in Argentina for the past few years. The strategy is based on microsimulation methodology in partial equilibrium framework. Using a model that links fertility decisions and labor decisions of individuals. The results show that the change in fertility decisions has led to a reduction in inequality, but on a very small scale while contributing to the decline in poverty with an effect not insignificant. *JEL: C25, D31, I31, J13*

*Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata. El trabajo se vio favorecido por la valiosa ayuda de Javier Alejo con la programación de las estimaciones. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad. Se agraden los comentarios, nbadaracco@cedlas.org.

1. Introducción

En la última década Argentina ha experimentado una mejora significativa en términos de la distribución del Ingreso, presentando reducciones tanto en los índices de desigualdad como de pobreza.¹ A su vez se observan cambios demográficos respecto a la composición de los hogares, en particular, se registra un cambio en la cantidad de hijos menores a 16 años que presentan los hogares pasando de un promedio de 1.73 en el año 2000 a 1.37 en el año 2011. Estos cambios no fueron uniformes a lo largo de la distribución del ingreso, presentándose una mayor reducción en el quintil más pobre de la distribución del ingreso familiar por adulto equivalente, pasando de 3.04 a 2.42, mientras que el quintil de mayores ingresos pasó de 0.78 a 0.51 en el periodo mencionado.

Estos cambios en la composición del hogar pueden afectar a la distribución del ingreso y al nivel de pobreza. Si los hogares más pobres presentan una reducción en la cantidad de hijos, mientras que en los hogares de mayores ingresos permanece constante (o se reduce en menor medida), el ingreso familiar equivalente de los más pobres crecería en relación al de los más ricos, resultando en una reducción en la desigualdad. Por otra parte, si se reduce la cantidad de hijos en los hogares pobres los cuales se encuentren suficientemente cerca de la línea de la pobreza, tal que el cambio en su ingreso familiar equivalente ayude a ubicarse por encima de la misma, la pobreza será menor. Sin embargo, debe notarse que los cambios en la cantidad de hijos pueden afectar las decisiones laborales, reduciendo o aumentando las horas trabajadas con lo cual llevar a aumentos o reducciones del ingreso de los hogares, donde si los ingresos se reducen llevan a aumentos de la pobreza, y si estos cambios no son uniformes en lo largo de la distribución del ingreso puede afectar la desigualdad.

Este trabajo busca cuantificar en qué medida los cambios en la desigualdad y pobreza observados en Argentina entre 2000 y 2011 se deben a estos cambios en las decisiones de fecundidad. La estrategia elegida consiste en utilizar la metodología de microsimulación desarrollada por Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) y ampliada en cuanto a la modelación de las decisiones de fecundidad por Marchionni y Gasparini (2007). Esta metodología nos brinda una guía para poder obtener los parámetros que determinan las decisiones de fecundidad y observar la forma en que afectan las mismas al resultado de las decisiones laborales. De esta forma podemos construir escenarios contrafácticos para realizar comparaciones y obtener el impacto sobre los indicadores de pobreza y desigualdad.

Siguiendo a Marchionni y Gasparini (2007), se supone que la cantidad de hijos de un hogar presenta una distribución de Poisson,² de forma que los parámetros que determinan las decisiones de fecundidad pueden ser estimados utilizando modelos de regresión de Poisson. Finalmente para modelar y estimar las decisiones laborales, dado que los salarios y las horas de trabajo se determinan en forma simultánea, se utiliza el modelo de selección de Heckman por máxima verosimilitud y el método de Tobit.³

Realizadas las estimaciones de los parámetros es posible crear las distribuciones contrafácticas de un periodo t utilizando los parámetros del periodo base t' . Una vez que se cuenta con esta distribución contrafáctica se calcula los índices de pobreza y desigualdad de la distribución t y de la contrafáctica de t con los parámetros del año base t' , donde la diferencia entre ambos índices representará el impacto sobre la desigualdad o pobreza de los cambios en las decisiones

¹Ver Gasparini y Cruces (2008).

²Al igual que el trabajo mencionado, se utiliza al número de hijos como una *proxy* de fecundidad. Sin embargo debe considerarse que esta variable incluye otras cuestiones en cuanto a la composición del hogar.

³Esta forma de estimación de las decisiones laborales se sigue de los trabajos de Marchionni y Gasparini (2007) y Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2005).

de fecundidad junto con el efecto que generan las mismas sobre las decisiones laborales.

Los datos utilizados parten de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina desarrollada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). La muestra utilizada corresponde a los hogares que tienen un jefe de hogar que se encuentra entre los 25 y 45 años, con el objetivo de captar de forma más precisa las decisiones de fecundidad.⁴ Los resultados del trabajo reflejan que si bien los cambios en las decisiones de fecundidad tendieron a reducir la desigualdad, su efecto sobre la misma fue muy pequeño. Por otra parte, los resultados muestran que su efecto contribuyó en la reducción de la pobreza. Si bien los cambios en las decisiones de fecundidad no fueron el único determinante, su contribución no fue despreciable.

En la siguiente sección se discute las estadísticas descriptivas de la muestra a utilizar así como la literatura previa. En la sección 3 se discute la literatura de Microsimulación y la metodología utilizada para realizar las estimaciones, mientras que en la sección 4 se presentan los resultados. Por último, en la sección 5 se desarrollan las conclusiones del trabajo.

2. Análisis Preliminar

Becker (1960) explica que la fecundidad pasó en el último siglo a analizarse fundamentalmente como decisiones de los padres. El análisis parte de que los hijos se consideran “bienes de consumo” que brindan utilidad a los padres y tienen costos de crianza asociados. Por otra parte, la literatura sugiere una relación negativa entre el ingreso y la fecundidad. Una de las propuestas es que la decisión de la cantidad de hijos que desea un hogar afecta la oferta laboral negativamente y de esta forma los ingresos de los hogares. Los trabajos de Becker (1960), Becker y Lewis (1973) y Willis (1973) hacen un análisis teórico de esta relación. Por otra parte estudios empíricos han documentado estos resultados, algunos de los primeros trabajos que analizan esta cuestión corresponden a Butz y Ward (1979) para Estados Unidos y Mincer (1985) a través de un análisis *cross-country*. Para el caso del Gran Buenos Aires, Marchionni y Gasparini (2007), encuentran evidencia que sugiere que las mujeres son las que ajustan su oferta laboral ante cambios en la fecundidad.

Marchionni y Gasparini (2007) analizan el impacto distributivo de las decisiones de fecundidad para el Gran Buenos Aires en el periodo entre los años 1980 y 2000. Explican que en la primera década de este periodo los cambios en las decisiones de fecundidad contribuyeron tanto al incremento en la desigualdad y a una mayor pobreza. Mientras que en la segunda década del periodo los cambios en las decisiones de fecundidad tuvieron un efecto reductor de la pobreza pero pequeño.

En este trabajo se utiliza como *proxy* de fecundidad el número de hijos de los hogares. Cabe destacar que, si bien la misma se asocia directamente con la fecundidad, no necesariamente refleja lo mismo. El número de hijos puede estar captando cuestiones ajenas a las decisiones de fecundidad, como puede ser aspectos relacionados a la composición del hogar.⁵

Como se mencionó, los datos utilizados en este trabajo parten de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina, para el año 2000 y el primer semestre de 2005 y 2011. Como en este trabajo estudiamos decisiones de fecundidad se seleccionó una submuestra que corresponde a

⁴Se obviaron aquellos individuos que presentaban ingresos laborales positivos pero horas trabajadas nulas, así como aquellos que presentan salarios nulos y horas trabajadas positivas. Si bien esto puede deberse a cuestiones que no se reflejan en la encuesta se optó con no trabajar con estos datos por simplicidad.

⁵Varios trabajos han llevado a cabo esta estrategia, ver Klasen y Woltermann (2005), Marchionni y Gasparini (2007), Amarante y Perazzo (2011), entre otros.

los hogares que cuentan con un jefe de hogar que se encuentra en el rango de edad de 25 a 45 años.

Dentro de esta submuestra se registra una reducción en la Pobreza pasando de 24.92 en el año 2000 a 4.94 en 2011. La desigualdad, medida a partir del índice de Gini pasa en el mismo periodo de 53.44 a 44.34. Estos cambios muestran una mejora distributiva relevante. Por otra parte, se observa una reducción en la cantidad de hijos promedio de 1.73 a 1.37. Sin embargo a lo largo de la distribución no a sido uniforme. En la Tabla 1 se presentan los promedios del número de hijos menores de 16 años para los quintiles de la distribución del ingreso en los tres años seleccionados, bajo distintas especificaciones de ingresos. El resultado observado es que los hogares con menores ingresos tienen una mayor cantidad de hijos que los hogares de mayores ingresos. Las variaciones en el tiempo del promedio del número de hijos no es uniforme a lo largo de la distribución del ingreso, presentando una reducción en términos absolutos mayor para los individuos del quintil más pobre.⁶

Table 1:
Número de Hijos Promedio por Quintil de Ingreso

Quintil	Total Padres			Laboral Padres			Equivalente			Total Familiar		
	2000	2005	2011	2000	2005	2011	2000	2005	2011	2000	2005	2011
1	2.08	1.63	1.39	2.07	1.84	1.60	3.04	2.56	2.42	2.12	1.71	1.46
2	1.95	1.68	1.51	1.96	1.55	1.45	2.09	1.88	1.76	1.94	1.65	1.53
3	1.68	1.52	1.44	1.67	1.48	1.35	1.57	1.44	1.28	1.73	1.52	1.42
4	1.57	1.38	1.29	1.61	1.37	1.25	1.17	1.04	0.86	1.50	1.36	1.23
5	1.37	1.28	1.20	1.34	1.26	1.18	0.78	0.57	0.51	1.36	1.26	1.19
Total	1.73	1.50	1.37	1.73	1.50	1.37	1.73	1.50	1.37	1.73	1.50	1.37

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH. La muestra corresponde a hogares con jefes de 25 a 45 años de edad.

Nota: La especificación de los distintos tipos de ingresos es la siguiente: Total Padres, corresponde al ingreso laboral y no laboral del jefe y cónyuge del hogar. Laboral padres, consta del ingreso laboral del jefe y cónyuge del hogar. Equivalente, indica la suma de ingresos laborales y no laborales de todos los miembros del hogar dividido por la cantidad de adultos equivalentes, la escala utilizada es la publicada por el INDEC. Total Familiar corresponde a la suma de los ingresos laborales y no laborales de todos los miembros del hogar.

La muestra seleccionada esta principalmente compuesta por individuos de 37 a 45 años, siendo cerca de la mitad para todos los años, luego aproximadamente un 30 por ciento de hogares con jefes de 31 a 36 años y 20 por ciento de 25 a 30 años. Bajo esta clasificación por edad, se da cuenta, como es de esperar, que los hogares con jefes de mayor edad cuentan con un mayor número de hijos promedio. Para los tres grupos se observa una reducción de la cantidad de hijos.

El impacto de los cambios en las decisiones de fecundidad sobre la distribución del ingreso viene por varios canales. Como se menciona, la cantidad de hijos puede afectar ya que dos hogares con iguales características que tienen el mismo ingreso pero donde uno tiene un mayor número de hijos se consideraría más pobre que el otro. Por otra parte en este trabajo suponemos que el número de hijos que tiene un hogar afecta las decisiones laborales del jefe como del cónyuge. De esta forma la cantidad de hijos en un hogar puede afectar los ingresos percibidos por el mismo. Sin embargo estos son efectos de equilibrio parcial. Se podría concebir que un menor número de hijos lleve a una mayor educación de los mismos llevando a mayores ingresos futuros y así

⁶Esto se observa para todas las especificaciones de ingresos, ver Tabla 1.

Table 2:
Edad del Jefe del Hogar y Número de Hijos Promedio

	Porcentaje			Número de Hijos		
	2000	2005	2011	2000	2005	2011
25-30	21.2	21.5	21.5	1.18	1.17	0.95
31-36	30.8	30.2	32.7	1.88	1.56	1.44
37-45	48.0	48.3	45.7	1.87	1.61	1.51

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH. La muestra consta de hogares con jefes de 25 a 45 años de edad.

Table 3:
Genero y Horas Trabajadas Semanales

	Porcentaje			Horas trabajadas		
	2000	2005	2011	2000	2005	2011
Hogar Completo						
<i>Jefe</i>						
Hombre	95.4	92.8	86.7	49.5	49.5	47.6
Mujer	4.6	7.2	13.3	27.8	29.1	25.1
<i>Conyuge</i>						
Hombre	3.8	6.6	13.3	14.6	16.1	18.7
Mujer	96.2	93.4	86.7	43.4	43.7	45.5
Hogar un Padre						
Hombre	37.9	38.6	40.0	45.1	46.4	44.9
Mujer	62.1	61.4	60.0	37.7	41.6	38.9

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH. La muestra consta de hogares con jefes de 25 a 45 años de edad.

menor pobreza y/o desigualdad. Dada la complejidad de incluir estas cuestiones en el análisis las mismas se ignoran, con lo cual los resultados deben analizarse con esta consideración.

3. Metodología

En esta sección se discute la Metodología adoptada para realizar las estimaciones. La misma se centra en la literatura de microsimulación para estudiar cambios en la distribución del ingreso. Esta metodología tiene como antecedentes los trabajos de Blinder (1973) y Oaxaca (1973), los cuales trabajan en micro descomposiciones para las medias. Por otra parte, Murphy, Juhn y Pierce, (1993) amplían el análisis para realizar las simulaciones no sobre las medias sino sobre la distribución en su conjunto. El trabajo de Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) extienden la metodología permitiendo realizar menos supuestos en las estimaciones, donde se permite una mayor flexibilidad en los modelos y los mismos no necesariamente deben ser lineales. El trabajo de Marchionni y Gasparini (2007) profundiza estas técnicas particularmente para modelar de las decisiones de fecundidad. En este trabajo se utilizará como insumo esta estrategia para realizar las estimaciones. El modelo de las decisiones laborales se sigue del mismo trabajo como también del trabajo de Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2002).

Table 4:
Nivel Educativo y Número de Hijos Promedio

	Porcentaje			Número de Hijos		
	2000	2005	2011	2000	2005	2011
Hogar Completo						
<i>Jefe del Hogar</i>						
Prii	6.6	4.5	3.7	2.86	2.24	2.24
Pric	27.3	25.7	19.6	2.30	2.17	1.98
Seci	21.9	19.5	18.6	2.03	1.87	1.84
Secc	19.8	22.4	25.7	1.75	1.55	1.65
Supi	10.3	11.4	13.4	1.60	1.44	1.22
Supc	14.0	16.5	19.1	1.57	1.37	1.21
<i>Conyuge</i>						
Prii	6.2	4.7	3.5	2.60	2.26	2.35
Pric	25.1	23.5	16.6	2.43	2.13	2.14
Seci	20.6	17.3	16.9	2.20	2.00	1.89
Secc	19.2	22.2	26.6	1.74	1.67	1.60
Supi	10.2	11.8	13.7	1.53	1.33	1.29
Supc	18.6	20.6	22.8	1.55	1.40	1.24
Hogar Un Padre						
Prii	4.7	4.6	2.7	2.03	1.82	1.16
Pric	20.1	17.4	13.4	1.28	1.16	1.20
Seci	13.8	15.8	13.3	1.11	1.08	0.96
Secc	19.9	18.8	20.2	0.65	0.64	0.68
Supi	16.2	15.0	19.4	0.39	0.47	0.34
Supc	25.5	28.4	31.0	0.45	0.46	0.44
Total						
Prii	6.2	4.5	3.4	2.72	2.13	2.01
Pric	25.7	23.5	17.9	2.12	1.97	1.82
Seci	20.1	18.6	17.1	1.89	1.69	1.66
Secc	19.8	21.4	24.2	1.51	1.34	1.43
Supi	11.6	12.3	15.0	1.22	1.12	0.91
Supc	16.6	19.7	22.3	1.19	1.02	0.92

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH. La muestra consta de hogares con jefes de 25 a 45 años de edad. Definición: Prii, primaria incompleta. Pric, primaria completa. Seci, secundaria incompleta. Secc, secundaria completa. Supi, superior incompleto. Supc, superior completo.

Microsimulación

La microsimulación en este trabajo parte de la distribución del ingreso familiar equivalente (y_{ht}).⁷ El mismo se obtiene de sumar los ingresos individuales de los miembros de hogar, dividido por el número de adultos equivalentes en el hogar. Los ingresos individuales de cada miembro i del hogar h se obtienen de la suma de ingresos laborales, y_{iht}^l , y los ingresos no laborales y_{iht}^{nl} . Formalmente se tiene que:

$$y_{ht} = \frac{\sum_{i \in h} (y_{iht}^l + y_{iht}^{nl})}{A_{ht}} \quad (1)$$

En denominador en la ecuación (1) corresponde a los adultos equivalentes del hogar h en el periodo t . La cantidad de adultos equivalentes depende de varios factores, pero como nuestro interés se encuentra en la cantidad de hijos dentro del hogar, analizamos aquellos que afectan las decisiones de fecundidad. Los mismos son las características observables, Z_{ht} , características

⁷La escala de adultos equivalentes utilizada es la que presenta el INDEC.

inobservables e_{ht} y un vector de parámetros η_t , esto sería

$$A_{ht} = A(Z_{ht}, e_{ht}; \eta_t) \quad (2)$$

La determinación de los ingresos laborales se suponen vienen dados por el producto entre las horas trabajadas (L_{iht}) y el salario horario que enfrenta el individuo en el mercado de trabajo (w_{iht}). Las horas trabajadas, así como el salario horario dependen de factores observables (X_{iht}), factores inobservables (ε_{iht}), como también de los vectores de parámetros β_t y λ_t , respectivamente. De esta forma la representación formal del ingreso laboral es

$$y_{iht}^l = f(X_{iht}, \varepsilon_{iht}; \beta_t, \lambda_t) \quad (3)$$

Más específicamente se plantea que las variaciones en las decisiones de fecundidad pueden afectar la decisión de las horas trabajadas, con lo cual esto tendría un efecto sobre el ingreso laboral de los individuos de hogar h , siendo esta otra fuente del impacto sobre el ingreso familiar equivalente. Por lo que se plantea que las horas trabajadas y el salario horario del individuo i del hogar h vienen dadas por

$$L_{iht} = l(X_{iht}^L, H_{ht}, \varepsilon_{iht}^L; \alpha_t, \lambda_t) \quad (4)$$

$$w_{iht} = w(X_{iht}^w, \varepsilon_{iht}^w; \beta_t) \quad (5)$$

donde H_{ht} representa la cantidad de hijos del hogar h en el periodo t . Por otra parte el ingreso no laboral se supone exógeno.⁸ Bajo esta especificación es posible representar al ingreso familiar equivalente del hogar h en el periodo t como

$$y_{ht} = F\left(\{X_{iht}^L\}_{i \in h}, H_{ht}, Z_{ht}, e_{ht}, \{\varepsilon_{iht}\}_{i \in h}, \{y_{iht}^{nl}\}_{i \in h}; \beta_t, \alpha_t, \lambda_t, \eta_t\right) \quad (6)$$

La ecuación (7) corresponde a la distribución del ingreso familiar equivalente entre los N hogares de la economía en el periodo t

$$D_t = \{y_{1t}, y_{1t}, \dots, y_{Nt}\} \quad (7)$$

De esta forma la microsimulación viene dada por cambiar en la distribución de ingresos equivalentes del periodo t alguno de los parámetros por su correspondiente en el periodo base t' . Siguiendo a Marchionni y Gasparini (2007) podemos descomponer el impacto de las decisiones de fecundidad en 3 efectos. Si se utiliza los parámetros que gobiernan las decisiones de fecundidad del periodo t' , $\eta_{t'}$, se obtiene el ingreso familiar equivalente contrafáctico para el periodo t , el cual representa el ingreso familiar equivalente que el hogar h hubiera obtenido en el periodo t si los parámetros que controlan las decisiones de fecundidad hubieran sido los del periodo t' . Este ingreso viene representado por la ecuación (8).

$$y_{ht} = F(\{X_{iht}^L\}_{i \in h}, H_{ht}, Z_{ht}, e_{ht}, \{\varepsilon_{iht}\}_{i \in h}, \{y_{iht}^{nl}\}_{i \in h}; \beta_t, \alpha_t, \lambda_t, \eta_{t'}) \quad (8)$$

Mientras que la nueva distribución sería

$$D_t(\eta_{t'}) = \{y_{1t}(\eta_{t'}), y_{1t}(\eta_{t'}), \dots, y_{Nt}(\eta_{t'})\} \quad (9)$$

En la ecuación (10) se expone el procedimiento para obtener el impacto sobre la desigualdad y la pobreza a través de calcular los índices sobre las distribuciones de las ecuaciones (9) y (7).

$$E_t(\eta_{t'}) = I(D_t(\eta_{t'})) - I(D_t) \quad (10)$$

Este es el efecto que Marchionni y Gasparini (2007) denominan *efecto tamaño-directo*. El mismo se define como el efecto de los cambios en el tamaño familiar dejando constante los ingresos de

⁸Debe notarse que durante el año 2011 se encontraba vigente el programa de transferencias condicionadas Asignación Universal por Hijo. El mismo realiza transferencias a los beneficiarios en función de la cantidad de hijos mientras cumplan determinados requisitos, de forma que podría pensarse esto puede afectar las decisiones de fecundidad. Esta cuestión se omite en el trabajo suponiendo que tal efecto es nulo o pequeño.

los individuos. Por otra parte, dado que los cambios en las decisiones de fecundidad pueden afectar las decisiones laborales es posible descomponer los efectos sobre el numerador de (1). Como se modela que las horas trabajadas son función de la cantidad de hijos podemos obtener el *efecto tamaño-horas* utilizando el número de hijos contrafáctico que se hubiera tenido en el periodo t si los parámetros que gobiernan las decisiones de fecundidad hubieran sido los del periodo base, t' . El ingreso familiar equivalente en este caso viene representado en la siguiente ecuación

$$y_{ht} = F(\{X_{iht}^L\}_{i \in h}, H_{ht}(\eta_{t'}), Z_{ht}, e_{ht}, \{\varepsilon_{iht}\}_{i \in h}, \{y_{iht}^{nl}\}_{i \in h}; \beta_t, \alpha_t, \lambda_t, \eta_t) \quad (11)$$

donde el efecto sobre los índices distributivos se representan de la siguiente forma

$$E_t(H_{ht}(\eta_{t'})) = I(D_t(H_{ht}(\eta_{t'}))) - I(D_t) \quad (12)$$

Finalmente es posible calcular el efecto del parámetro de la cantidad de hijos que afecta la decisión de las horas trabajadas. En este caso sustituimos el parámetro λ_t , por el correspondiente del periodo base t' , para obtener los ingresos familiares equivalentes del periodo t contrafácticos, los mismo corresponden a la siguiente especificación:

$$y_{ht} = F(\{X_{iht}^L\}_{i \in h}, H_{ht}, Z_{ht}, e_{ht}, \{\varepsilon_{iht}\}_{i \in h}, \{y_{iht}^{nl}\}_{i \in h}; \beta_t, \alpha_t, \lambda_{t'}, \eta_t) \quad (13)$$

y su correspondiente impacto viene dado por

$$E_t(\lambda_{t'}) = I(D_t(\lambda_{t'})) - I(D_t) \quad (14)$$

Este último efecto muestra cambios en las decisiones laborales, ante cambios en el número de hijos que presenta el individuo. Finalmente es posible obtener el *efecto tamaño total* que corresponde a calcular los ingresos familiares equivalentes contrafácticos con los ingresos familiares totales simulados del *efecto parámetro horas* junto con los adultos equivalente simulados para el *efecto tamaño directo*. El *efecto total* se calcula igual que el *efecto tamaño horas*, pero reemplazando los parámetros del año t con su correspondiente en el año base t' .

Decisiones de fecundidad

Para modelar las decisiones de fecundidad se parte del supuesto que el número de hijos en el hogar sigue una distribución de Poisson. Si bien hay varios trabajos que sugieren que sería más apropiado asumir una distribución binomial negativa,⁹ a la hora de estimar un modelo de Poisson los estimadores serán consistentes siempre que la verdadera distribución pertenezca a la familia de las exponenciales y la media este correctamente especificada (Marchionni y Gasparini, 2007). Por lo que el modelo planteado es el siguiente:¹⁰

$$H_{ht} \sim \text{Poisson}(\mu_t) \quad \text{con } \mu_t = \exp(Z'_{ht}\eta_t) \quad (15)$$

$$Pr(H_h = H_0) = \frac{\exp[-\exp(Z'_{ht}\eta_t)][\exp(Z'_{ht}\eta_t)]^{H_0}}{H_0!} \quad \text{para } H_0 = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (16)$$

Los parámetros η_t pueden entonces estimarse por medio de una regresión de Poisson por el método de Máxima Verosimilitud. De esta forma una vez que se obtienen los parámetros estimados $\hat{\eta}_t$, es posible utilizarlos para simular la cantidad de hijos. Marchionni y Gasparini (2007) plantean simular el número de hijos utilizando la ecuación (17). Esto sería, si en el periodo t se tiene que el hogar h tiene una cantidad de hijos que lo ubica en el cuantil q_h de la distribución $F_{t|Z_{ht}}$, con media $\exp(Z'_{ht}\hat{\eta}_t)$, el número simulado de hijos utilizando los parámetros t' lo debería ubicar en el cuantil q_h de la distribución $F_{t'|Z_{ht}}$, que tiene media $\exp(Z'_{iht}\hat{\eta}_{t'})$. Lo que resulta en que la diferencia entre el número de hijos simulado y el número de hijos observados

⁹Ver Rao, Mazumdar, Waller y Li, (1973).

¹⁰La literatura sobre esta técnica de estimación se sigue de Wooldridge (2009).

únicamente está dada por el cambio en los parámetros de las características observadas y no por inobservables.

$$H_{ht}(\eta_{t'}) = F_{t'|Z_{ht}}^{-1} \circ F_{t|Z_{ht}}(H_{ht}) \quad (17)$$

Finalmente, debe generarse el número de adultos equivalentes. Dada la dificultad de tomar en cuenta las características etarias y de género para poder asignar los valores de adultos equivalente de los hijos, se resta a la cantidad de adultos equivalentes del hogar la cantidad de adultos equivalente correspondiente a los hijos observados (HA_{ht}) y se le suma el producto del número de adultos equivalentes con el cociente entre el número de hijos simulado y el número de hijos observado (este último término sería el número de adultos equivalentes correspondiente al número de hijos simulado ($HA_{ht}(\eta_{t'})$)). El ingreso familiar equivalente simulado viene dado entonces por la ecuación (18).

$$y_{ht}(\eta_{t'}) = \frac{\sum_{i \in h} (y_{iht}^l + y_{iht}^{nl})}{A_{ht} - HA_{ht} + HA_{ht}(\eta_{t'})} \quad (18)$$

Aplicando el índice $I(\cdot)$ sobre la distribución simulada es posible entonces calcular el *efecto tamaño directo* de la ecuación (10).

Decisiones Laborales

Como se menciona anteriormente se supone que el número de hijos afecta las decisiones laborales de los individuos.¹¹ Una cuestión relevante es que solo es posible observar los salarios horarios de los individuos que trabajan, por lo que se plantea el siguiente modelo¹²

$$\ln w_{iht}^* = X_{iht}^w \beta_t + \varepsilon_{iht}^w \quad (19)$$

$$L_{iht}^* = X_{iht}^L \alpha_t + H_{iht} \lambda_t + \varepsilon_{iht}^L \quad (20)$$

$$\text{con } (\varepsilon_{iht}^w, \varepsilon_{iht}^L) \sim N(0, 0, \sigma_w, \sigma_L, \rho)$$

$$w_{iht} = w_{iht}^* \text{ si } L_{iht}^* > 0$$

$$L_{iht} = L_{iht}^* \text{ si } L_{iht}^* > 0$$

$$w_{iht} = 0 \text{ si } L_{iht}^* \leq 0$$

$$L_{iht} = 0 \text{ si } L_{iht}^* \leq 0$$

donde w^* y L^* son variables latentes, que solo se observa su valor si el individuo trabaja. Esta especificación corresponde a un modelo Tobit Tipo III, bajo la clasificación de Amemiya, T. (1985). Para realizar las estimaciones se procede estimando la ecuación de salarios por el método de selección de Heckman por Máxima Verosimilitud,¹³ donde la ecuación de selección corresponde a la ecuación de las horas semanales trabajadas, pero reemplazando la variable dependiente por una variable dicotómica que indica si el individuo trabaja o no. Finalmente se estima la ecuación de horas trabajadas por un modelo Tobit. Bajo estos procedimientos podemos obtener los parámetros estimados $\hat{\beta}_t$, $\hat{\lambda}_t$, $\hat{\sigma}_w$, $\hat{\sigma}_L$ y $\hat{\rho}$. Con los modelos estimados podemos obtener los errores $\hat{\varepsilon}_{iht}^L$ y $\hat{\varepsilon}_{iht}^w$ de los individuos que trabajan.

El siguiente paso es determinar los salarios horarios hipotéticos que tendrían los individuos que no trabajan. La dificultad que surge es que no se cuenta con los términos de errores de las ecuaciones (19) y (20) para estos individuos, que son necesarios para poder controlar por las características inobservables. Sin embargo, es posible utilizar los parámetros estimados $\hat{\sigma}_w$,

¹¹Se realiza el supuesto que la cantidad de hijos del Jefe del Hogar y el cónyuge no afectan las decisiones del resto de los miembros del hogar.

¹²Este modelo se sigue de Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2002) y Marchionni y Gasparini (2007).

¹³La discusión de este método se sigue de Wooldridge (2002).

$\hat{\sigma}_L$ y $\hat{\rho}$ junto con la distribución implícita en el modelo de Heckman. Por lo que se generan pares de errores provenientes de una distribución normal bivariada con los parámetros estimados mencionados. Si los pares de errores obtenidos para los individuos que no trabajan no son consistentes con la decisión de no trabajar condicional en los parámetros estimados y las características observadas, se vuelve a muestrear pares de errores para esos individuos hasta que los mismos no presenten horas trabajadas positivas. Una vez obtenidos estos pares de errores es posible estimar los salarios horarios hipotéticos que los individuos que no trabajan tendrían en el caso contrario, utilizando los mismos junto a los parámetros estimados $\hat{\beta}_t$.

El *efecto tamaño-horas* se estima utilizando el número de hijos menores a 16 años simulado para el año t por la ecuación (17) utilizando los parámetros de t' , y luego reemplazando en la ecuación estimada (20) con los parámetros $\hat{\alpha}_t$, $\hat{\lambda}_t$ y los errores $\hat{\varepsilon}_{iht}^L$. El resultado son las horas trabajadas simuladas. Debe notarse que algunos individuos que trabajaban podrían dejar de hacerlo y los individuos que no trabajaban podrían cambiar su estatus. De esta forma es posible obtener el ingreso laboral simulado y calcular el ingreso familiar equivalente simulado, pero dejando en el denominador el número de adultos equivalentes original. Esto sería obtener los ingresos dados por la ecuación (11), con lo que aplicando los índices es posible calcular el *efecto tamaño-horas* de la ecuación (12).

El *efecto parámetros* no viene a través de cambios en las decisiones de fecundidad, sino a través de cambios en las decisiones laborales. El mismo resulta por el cambio en el parámetro λ_t . Para calcular este efecto se reemplaza el parámetro estimado del periodo base t' , $\hat{\lambda}_{t'}$, en la ecuación (20) estimada del periodo t . Obteniendo las horas simuladas para este efecto, de forma que calculando el ingreso familiar equivalente es posible estimar el efecto a través de la ecuación (14).

El *efecto tamaño total* se calcula de la misma forma que el efecto *efecto tamaño-horas* pero utilizando en el denominador de la ecuación (1) el número de adultos equivalente simulado en el *efecto tamaño directo*. Y el *efecto total* igual al tamaño total junto con el cambio del parámetro λ_t por el del periodo base t' de la ecuación de las horas trabajadas.

4. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones llevadas a cabo a través de la metodología descrita en la sección anterior. Los mismos nos dicen el efecto que tuvo sobre la desigualdad y la pobreza los cambios en las decisiones de fecundidad en los hogares.

En la Tabla 5 se presenta el modelo de Poisson para el número de hijos, donde las estimaciones se realizaron para hogares con ambos padres y por separado para hogares monoparentales.¹⁴ Los coeficientes que acompañan a la variable edad son significativos para todos los casos, y presenta una relación no lineal respecto a la fecundidad, con una forma de U invertida. Las variables dicotómicas para los diferentes niveles educativos son en su mayoría significativos, presentando una relación negativa, esto es, hogares con padres o madres (jefes de hogar, independientemente su sexo para hogares monoparentales) con mayor educación tendrían en promedio menos hijos, *ceteris paribus*.¹⁵ Resulta interesante notar que, la magnitud de los coeficientes de las variables de nivel educativo son mayores en valor absoluto para las madres que para los padres, indicando un mayor peso en la decisión del número de hijos por parte de la educación de las madres que de los padres. La variable que indica si el jefe es mujer es significativa (salvo para 2005 en los

¹⁴Las variables utilizadas como controles se seleccionaron siguiendo a Marchionni y Gasparini (2007), adicionando variables dicotómicas que indican la región a la que pertenece el hogar.

¹⁵Esta característica también puede verse reflejada en la Tabla 4.

hogares con ambos padres). Para el caso de los hogares con ambos padres la misma es negativa mientras que presenta signo positivo (y bastante mayor en valor absoluto) para los hogares con un único padre.

Table 5:
Modelo Poisson para Número de Hijos
Menores de 16 Años : Argentina 2000-2011

	Hogar con ambos Padres				Hogar con un solo Padre		
	2000	2005	2011		2000	2005	2011
EdadP	0.183 (0.022)***	0.111 (0.020)***	0.089 (0.021)***	Edad	0.389 (0.061)***	0.570 (0.060)***	0.523 (0.048)***
EdadP2	-0.002 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	Edad2	-0.006 (0.001)***	-0.008 (0.001)***	-0.007 (0.001)***
EdadM	0.216 (0.021)***	0.253 (0.018)***	0.190 (0.031)***	Pric	-0.231 (0.091)**	-0.140 (0.096)	-0.016 (0.078)
EdadM2	-0.003 (0.000)***	-0.004 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	Seci	-0.422 (0.092)***	-0.383 (0.098)***	-0.111 (0.080)
PricP	-0.078 (0.033)**	-0.092 (0.039)**	-0.026 (0.040)	Secc	-0.736 (0.097)***	-0.804 (0.101)***	-0.553 (0.083)***
SeciP	-0.151 (0.034)***	-0.168 (0.040)***	0.005 (0.041)	Supi	-1.193 (0.119)***	-1.094 (0.113)***	-1.106 (0.097)***
SeccP	-0.205 (0.035)***	-0.299 (0.042)***	-0.111 (0.041)***	Supc	-1.118 (0.102)***	-1.146 (0.106)***	-1.172 (0.090)***
SupiP	-0.215 (0.042)***	-0.295 (0.047)***	-0.198 (0.046)***	Jefe Mujer	1.521 (0.126)***	1.599 (0.107)***	1.860 (0.099)***
SupcP	-0.221 (0.042)***	-0.342 (0.047)***	-0.204 (0.046)***	Divorciado	0.656 (0.066)***	-0.194 (0.065)***	-0.081 (0.055)
PricM	-0.106 (0.035)***	-0.104 (0.044)**	-0.009 (0.045)	Viudo	0.786 (0.099)***	-0.144 (0.137)	-0.278 (0.165)*
SeciM	-0.191 (0.036)***	-0.167 (0.044)***	-0.094 (0.045)**	GBA	-0.228 (0.101)**	-0.186 (0.082)**	-0.140 (0.077)*
SeccM	-0.353 (0.037)***	-0.349 (0.046)***	-0.266 (0.045)***	Pampa	-0.205 (0.087)**	-0.251 (0.075)***	-0.224 (0.061)***
SupiM	-0.447 (0.044)***	-0.471 (0.051)***	-0.428 (0.049)***	Cuyo	0.035 (0.107)	-0.035 (0.096)	0.040 (0.079)
SupcM	-0.476 (0.041)***	-0.449 (0.048)***	-0.499 (0.048)***	NOA	0.073 (0.087)	-0.130 (0.082)	0.002 (0.065)
Jefe Mujer	-0.134 (0.050)***	-0.045 (0.040)	-0.123 (0.026)***	Patagonia	-0.080 (0.094)	-0.164 (0.094)*	-0.085 (0.062)
GBA	-0.175 (0.032)***	-0.192 (0.030)***	-0.174 (0.031)***	Constante	-7.350 (1.078)***	-10.652 (1.064)***	-10.188 (0.849)***
Pampa	-0.094 (0.027)***	-0.117 (0.028)***	-0.103 (0.026)***				
Cuyo	-0.024 (0.034)	0.011 (0.033)	0.027 (0.031)				
NOA	0.063 (0.028)**	0.050 (0.030)*	0.028 (0.029)				
Patagonia	-0.079 (0.030)***	-0.068 (0.034)**	-0.082 (0.028)***				
Constante	-5.659 (0.353)***	-5.061 (0.346)***	-4.003 (0.443)***				
Observaciones	5,912	5,851	8,190	Observations	1,992	2,517	3,773

Nota: Errores Estándar Robustos entre paréntesis. *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%. La definición de las variables es la siguiente: Edad, es la edad en años cumplidos. Edad2, edad en años cumplidos al cuadrado. Pric, primaria completa. Seci, secundaria incompleta. Secc, secundaria completa. Supi, superior incompleto. Supc, superior completo. Hombre, toma el valor uno si el individuo es hombre. Casado, indica si el individuo esta casado o convive. Jefe mujer, indica uno si el jefe del hogar es mujer. Divorciado, indica si el jefe es divorciado. Viudo, indica uno si el jefe es viudo. GBA, región de Gran Buenos Aires. Pampa, región Pampeana. Cuyo, región de Cuyo. NOA, región del Noroeste argentino. Patagonia, región de la Patagonia. La "P" corresponde al padre y la "M" a madre.

La Tabla 6 presenta las estimaciones del método de selección de Heckman por máxima verosimil-

itud para los salarios horarios, donde la ecuación de selección corresponde a la ecuación (20) pero reemplazando la variable de horas semanales trabajadas por una variable dicotómica que indica si el individuo trabaja. Las estimaciones de la ecuación de horas trabajadas por el modelo Tobit se presentan en la Tabla 7. Donde las estimaciones se hacen por separado para jefes de hogar y cónyuges.

Table 6:
Modelo de Selección de Heckman para Salario Horario : Argentina 2000-2012
Jefe del Hogar

	2000		2005		2011	
	Salario	Selección	Salario	Selección	Salario	Selección
Edad	0.064 (0.017)***	0.308 (0.042)***	0.052 (0.018)***	0.343 (0.045)***	0.058 (0.014)***	0.248 (0.038)***
Edad2	-0.001 (0.000)***	-0.004 (0.001)***	-0.001 (0.000)**	-0.005 (0.001)***	-0.001 (0.000)***	-0.003 (0.001)***
Pric	0.177 (0.032)***	0.172 (0.071)**	0.191 (0.037)***	-0.009 (0.092)	0.206 (0.034)***	0.397 (0.072)***
Seci	0.329 (0.033)***	0.275 (0.075)***	0.307 (0.038)***	0.058 (0.094)	0.319 (0.035)***	0.642 (0.074)***
Secc	0.615 (0.033)***	0.394 (0.077)***	0.500 (0.037)***	0.210 (0.097)**	0.509 (0.035)***	0.767 (0.073)***
Supi	0.816 (0.036)***	0.396 (0.093)***	0.748 (0.039)***	0.164 (0.105)	0.691 (0.036)***	0.733 (0.084)***
Supc	1.241 (0.038)***	1.044 (0.102)***	1.103 (0.039)***	0.543 (0.105)***	0.977 (0.037)***	1.179 (0.081)***
Hombre	0.150 (0.026)***	0.602 (0.071)***	0.228 (0.024)***	0.577 (0.065)***	0.187 (0.021)***	0.686 (0.053)***
Casado		0.031 (0.058)		-0.024 (0.055)		-0.216 (0.042)***
NroHijos16		0.011 (0.016)		0.084 (0.022)***		0.124 (0.021)***
(1-Hombre)*		-0.122		-0.252		-0.329
NroHijos16		(0.026)***		(0.028)***		(0.027)***
Asiste		-0.708 (0.092)***		-0.645 (0.084)***		-0.573 (0.074)***
GBA	0.519 (0.029)***	0.311 (0.074)***	0.409 (0.028)***	0.196 (0.074)***	0.456 (0.024)***	0.363 (0.070)***
Pampa	0.250 (0.025)***	0.103 (0.061)*	0.299 (0.026)***	0.123 (0.067)*	0.329 (0.021)***	0.171 (0.055)***
Cuyo	0.083 (0.032)***	0.303 (0.084)***	0.190 (0.033)***	0.221 (0.090)**	0.197 (0.026)***	0.260 (0.074)***
NOA	0.076 (0.027)***	0.232 (0.066)***	0.026 (0.030)	0.148 (0.075)**	0.091 (0.023)***	0.171 (0.061)***
Patagonia	0.647 (0.029)***	0.312 (0.073)***	0.734 (0.034)***	0.304 (0.093)***	0.736 (0.023)***	0.321 (0.063)***
Constante	-0.263 (0.320)	-5.097 (0.731)***	-0.262 (0.316)	-5.289 (0.782)***	0.070 (0.253)	-4.194 (0.656)***
Observaciones	8,052	8,052	8,492	8,492	12,129	12,129
Obs. Censuradas	994		827		1314	
Log Lik.	-9109.67		-9831.49		-13252.48	
Sigma	0.61		0.65		0.61	
Rho	0.11		0.02		-0.07	
LR rho = 0	0.36		0.83		0.41	

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%. La definición de las variables es la siguiente: Edad, es la edad en años cumplidos. Edad2, edad en años cumplidos al cuadrado. Pric, primaria completa. Seci, secundaria incompleta. Secc, secundaria completa. Supi, superior incompleto. Supc, superior completo. Hombre, toma el valor uno si el individuo es hombre. Casado, indica si el individuo esta casado o convive. NroHijos16, número de hijos del jefe del hogar. Ingreso del Jefe, corresponde a la suma de ingresos laborales y no laborales del Jefe del Hogar. GBA, región de Gran Buenos Aires. Pampa, región Pampeana. Cuyo, región de Cuyo. NOA, región del Noroeste argentino. Patagonia, región de la Patagonia.

Table 7:
Modelo de Selección de Heckman para Salario Horario : Argentina 2000-2012
Cónyuge

	2000		2005		2011	
	Salario	Selección	Salario	Selección	Salario	Selección
Edad	0.087 (0.016)***	0.158 (0.019)***	0.074 (0.013)***	0.133 (0.018)***	0.039 (0.008)***	0.110 (0.011)***
Edad2	-0.001 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.000 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
Pric	-0.032 (0.065)	0.092 (0.075)	0.198 (0.077)**	0.207 (0.092)**	0.098 (0.065)	0.167 (0.092)*
Seci	0.119 (0.067)*	0.205 (0.078)***	0.331 (0.079)***	0.226 (0.094)**	0.230 (0.065)***	0.391 (0.091)***
Secc	0.490 (0.067)***	0.386 (0.079)***	0.609 (0.078)***	0.563 (0.093)***	0.509 (0.064)***	0.562 (0.089)***
Supi	0.814 (0.072)***	0.716 (0.094)***	0.860 (0.082)***	0.602 (0.104)***	0.635 (0.067)***	0.743 (0.097)***
Supc	1.175 (0.076)***	1.507 (0.087)***	1.219 (0.086)***	1.372 (0.098)***	1.126 (0.071)***	1.431 (0.094)***
Hombre	0.049 (0.064)	1.158 (0.178)***	0.061 (0.054)	1.323 (0.132)***	0.145 (0.041)***	1.393 (0.107)***
NroHijos16		0.045 (0.074)		-0.091 (0.044)**		-0.013 (0.044)
(1-Hombre)*		-0.166 (0.075)**		-0.039 (0.046)		-0.150 (0.046)***
NroHijos16		-0.358 (0.089)***		-0.021 (0.085)		-0.161 (0.069)**
Asiste		-0.000 (0.000)***		-0.000 (0.000)***		-0.000 (0.000)***
Ingreso del Jefe		-0.070 (0.070)	0.493 (0.048)***	0.037 (0.066)	0.534 (0.039)***	0.190 (0.063)***
GBA	0.526 (0.053)***	0.123 (0.061)**	0.297 (0.045)***	0.128 (0.062)**	0.449 (0.034)***	0.119 (0.054)**
Pampa	0.231 (0.058)***	0.072 (0.075)	0.182 (0.054)***	0.232 (0.076)***	0.241 (0.043)***	0.064 (0.067)
Cuyo	0.086 (0.049)*	0.072 (0.064)	-0.000 (0.051)	-0.002 (0.070)	0.135 (0.038)***	0.049 (0.059)
NOA	0.723 (0.052)***	0.233 (0.070)***	0.735 (0.056)***	0.333 (0.081)***	0.783 (0.038)***	0.321 (0.062)***
Patagonia	-0.662 (0.308)**	-3.349 (0.334)***	-0.674 (0.279)**	-2.893 (0.315)***	0.240 (0.189)	-2.632 (0.228)***
Constante						
Observaciones	5,889	5,889	5,855	5,855	8,210	8,210
Obs. Censuradas	3358		2909		3603	
Log Lik.	-5885.68		-6437.21		-9029.81	
Sigma	0.66		0.67		0.64	
Rho	0.29		0.15		0.14	
LR rho = 0	0.00		0.10		0.10	

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%. La definición de las variables es la siguiente: Edad, es la edad en años cumplidos. Edad2, edad en años cumplidos al cuadrado. Pric, primaria completa. Seci, secundaria incompleta. Secc, secundaria completa. Supi, superior incompleto. Supc, superior completo. Hombre, toma el valor uno si el individuo es hombre. Casado, indica si el individuo esta casado o convive. NroHijos16, número de hijos del jefe del hogar. Ingreso del Jefe, corresponde a la suma de ingresos laborales y no laborales del Jefe del Hogar. GBA, región de Gran Buenos Aires. Pampa, región Pampeana. Cuyo, región de Cuyo. NOA, región del Noroeste argentino. Patagonia, región de la Patagonia.

Marchionni y Gasparini (2007) notaron al estimar este modelo que las mujeres eran las que ajustaban las horas trabajadas en función al número de hijos, dado que en la ecuación para los jefes la variable hijos no resultaba significativa salvo cuando tenía la interacción con la variable que indica si el jefe es mujer, mientras que en la ecuación del cónyuge, que prácticamente eran todas mujeres, la variable número de hijos era significativa por sí sola. En nuestro caso observamos que la variable de interacción entre mujer y número de hijos es significativa y neg-

Table 8:
Modelo Tobit para las Horas
semanales Trabajadas : Argentina 2000-2011

	Jefe del Hogar			Conyuge		
	2000	2005	2011	2000	2005	2011
Edad	3.223 (0.625)***	4.140 (0.566)***	3.271 (0.436)***	5.184 (0.648)***	3.773 (0.529)***	3.248 (0.311)***
Edad2	-0.045 (0.009)***	-0.059 (0.008)***	-0.045 (0.006)***	-0.065 (0.009)***	-0.045 (0.007)***	-0.037 (0.004)***
Pric	4.936 (1.143)***	3.101 (1.209)**	7.672 (1.005)***	4.276 (2.617)	7.271 (2.841)**	2.959 (2.354)
Seci	7.880 (1.186)***	6.199 (1.228)***	10.705 (1.007)***	7.750 (2.694)***	7.305 (2.899)**	9.166 (2.346)***
Secc	9.493 (1.187)***	7.296 (1.224)***	11.869 (0.978)***	14.658 (2.704)***	19.108 (2.854)***	14.461 (2.285)***
Supi	9.368 (1.383)***	6.079 (1.342)***	10.713 (1.077)***	22.450 (3.157)***	19.896 (3.141)***	18.388 (2.472)***
Supc	12.419 (1.283)***	7.173 (1.260)***	12.136 (1.009)***	38.274 (2.811)***	35.726 (2.921)***	29.299 (2.341)***
Hombre	14.274 (1.149)***	10.875 (0.895)***	11.671 (0.642)***	35.164 (4.328)***	32.957 (2.708)***	27.656 (1.676)***
Casado	2.403 (0.896)***	1.060 (0.724)	-1.247 (0.516)**			
Nro Hijos 16	-0.045 (0.216)	0.666 (0.224)***	1.310 (0.187)***	0.650 (1.730)	-0.460 (0.998)	1.257 (0.725)*
(1-Hombre)*	-2.934	-4.894	-6.665	-5.885	-4.103	-6.580
NroHijos16	(0.454)***	(0.385)***	(0.321)***	(1.775)***	(1.074)***	(0.798)***
Asiste	-17.054 (1.513)***	-13.336 (1.203)***	-11.099 (0.917)***	-12.499 (3.063)***	-3.005 (2.570)	-6.224 (1.771)***
Ingreso del Jefe del Hogar				-0.001 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
GBA	5.579 (1.058)***	2.718 (0.920)***	3.113 (0.766)***	-3.233 (2.349)	0.218 (1.961)	1.520 (1.555)
Pampa	1.659 (0.930)*	1.224 (0.861)	0.996 (0.654)	2.500 (2.018)	2.999 (1.826)	0.265 (1.341)
Cuyo	4.985 (1.182)***	2.908 (1.079)***	2.737 (0.835)***	-1.697 (2.530)	5.306 (2.220)**	0.145 (1.678)
NOA	3.487 (0.984)***	1.238 (0.959)	1.603 (0.724)**	2.357 (2.143)	0.897 (2.052)	-0.747 (1.489)
Patagonia	5.534 (1.049)***	3.870 (1.096)***	2.426 (0.723)***	4.538 (2.307)**	8.531 (2.343)***	4.572 (1.525)***
Constante	-37.302 (10.883)***	-43.594 (9.821)***	-36.314 (7.582)***	-106.463 (11.342)***	-79.677 (9.569)***	-64.372 (6.089)***
Observaciones	8,082	8,492	12,129	5,893	5,855	8,210
Sigma	24.182	22.466	20.550	38.491	34.829	31.215

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%. La definición de las variables es la siguiente: Edad, es la edad en años cumplidos. Edad2, edad en años cumplidos al cuadrado. Pric, primaria completa. Seci, secundaria incompleta. Secc, secundaria completa. Supi, superior incompleto. Supc, superior completo. Hombre, toma el valor uno si el individuo es hombre. Casado, indica si el individuo está casado o convive. NroHijos16, número de hijos del jefe del hogar. Ingreso del Jefe, corresponde a la suma de ingresos laborales y no laborales del Jefe del Hogar. GBA, región de Gran Buenos Aires. Pampa, región Pampeana. Cuyo, región de Cuyo. NOA, región del Noroeste argentino. Patagonia, región de la Patagonia.

ativa tanto para jefes como para cónyuges. Esto puede ser porque nuestra muestra presenta cónyuges hombres,¹⁶ aunque una proporción pequeña. Por otra parte, para los años 2005 y 2011 la variable número de hijos es significativa y positiva para la ecuación de jefes, lo que nos diría que si bien las mujeres ajustan sus horas trabajadas a mayor número de hijos, los hombres tenderían en promedio a aumentar sus horas trabajadas a mayor número de hijos, *ceteris paribus*.

¹⁶Ver Tabla 3.

Con los parámetros estimados anteriores es posible entonces realizar las simulaciones. En las tablas 8, 9 y 10 se presentan las simulaciones de los efectos alternando el año base. Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2002) explican que las simulaciones no son independientes del año base elegido, esto es, son *path dependence*. Esto se daría porque al cambiar los coeficientes se utilizan distintas distribuciones de las características observables e inobservables. Por esta razón los resultados que se analizaran son los promedios de alternar el año base. Los mismos se presentan en la Tabla 11.

*Table 9:
Descomposición del Impacto por el Cambio en las
Decisiones de Fertilidad : Argentina 2000-2005*

	Gini		Tasa de Pobreza	
	Valor	Δ	Valor	Δ
2005 Observado	49.32	-3.12	7.12	0.89
2000 Observado	52.44		6.24	
<i>Simulación Coef. 2000</i>				
<i>Efecto</i>				
Tamaño Directo	48.63	-0.69	5.82	-1.30
Tamaño-Horas	49.47	0.15	7.23	0.11
Tamaño Total	48.79	-0.53	5.83	-1.29
Parámetro Horas	49.88	0.56	7.90	0.78
Total	49.28	-0.04	6.58	-0.55
<i>Simulación Coef. 2005</i>				
<i>Efecto</i>				
Tamaño Directo	51.14	-1.30	4.65	-1.59
Tamaño-Horas	53.05	0.61	6.42	0.18
Parámetro	52.77	0.34	6.32	0.08
Tamaño Total	52.00	-0.44	4.99	-1.25
Total	51.96	-0.48	4.87	-1.36

Nota: La línea de Pobreza utilizada para el cálculo de la tasa de pobreza corresponde a la línea de 2.5 uds diarios.

El índice utilizado para medir desigualdad es el índice de Gini. Para la submuestra seleccionada se tiene que del año 2000 al 2011 el Gini cayó 8.10 puntos. Mientras que si dividimos este periodo en dos subperiodos se tiene que el Gini cae entre 2000 y 2005 aproximadamente 3.12 mientras que se reduce en 4.98 puntos en el intervalo de 2005 a 2011. Los resultados muestran que del 2000 al 2011 el *efecto total* de los cambios en las decisiones de fecundidad fue -0.04, que si bien es negativo es muy cercano a cero indicando que los cambios en las decisiones de fecundidad no han tenido un efecto muy importante sobre la desigualdad en este periodo.

La descomposición de los efectos, nos muestra que si solo hubieran cambiado los parámetros que gobiernan las decisiones de fecundidad, esto es el *efecto tamaño directo*, el índice de Gini hubiera caído en aproximadamente un punto. Por otra parte se tiene que el *efecto tamaño horas* es positivo, esto es contribuyo a incrementar la desigualdad. Sin embargo, el *efecto tamaño total* resulta positivo pero mucho menor. Finalmente el efecto parámetros es positivo, el cual nos dice como hubiera cambiado el Gini si solamente se modificaba el parámetro de las decisiones laborales que acompaña a la cantidad de hijos. En cuanto a los subperiodos se observan efectos con el mismo signo y un poco menores en magnitud que en el periodo total, sobre todo cuando

Table 10:
Descomposición del Impacto por el Cambio en las
Decisiones de Fertilidad : Argentina 2005-2011

	Gini		Tasa de Pobreza	
	Valor	Δ	Valor	Δ
2011 Observado	44.34	-4.98	2.50	-4.62
2005 Observado	49.32		7.12	
<i>Simulación Coef. 2005</i>				
<i>Efecto</i>				
Tamaño Directo	43.11	-1.23	2.31	-0.19
Tamaño-Horas	45.03	0.69	2.83	0.32
Tamaño Total	43.81	-0.53	2.59	0.08
Parámetro Horas	44.95	0.60	2.68	0.18
Total	44.05	-0.30	2.78	0.28
<i>Simulación Coef. 2011</i>				
<i>Efecto</i>				
Tamaño Directo	48.52	-0.80	5.39	-1.73
Tamaño-Horas	49.69	0.37	7.34	0.22
Parámetro	49.70	0.38	7.87	0.75
Tamaño Total	49.19	-0.13	5.71	-1.41
Total	49.20	-0.12	5.76	-1.36

Nota: La línea de Pobreza utilizada para el cálculo de la tasa de pobreza corresponde a la línea de 2.5 uds diarios.

se tiene en cuenta el periodo 2000 a 2005. Sin embargo, el *efecto total* resulta en un valor negativo, aunque pequeño en relación al cambio observado en el Gini.

El índice utilizado para medir pobreza corresponde a la tasa de pobreza. Esto sería el porcentaje de hogares cuyos ingresos familiares por adulto equivalente se encuentran por debajo de la línea de la pobreza.¹⁷ En el periodo de 2000 a 2011, se observa una reducción de la pobreza en aproximadamente 4 puntos. Al dividir en subperiodos se tiene que del año 2000 al año 2005 la pobreza aumentó en 0.89 puntos, mientras que de 2005 a 2011 la pobreza presenta una reducción de 4.62 puntos.

El *efecto total* estimado muestra que los cambios en las decisiones de fecundidad contribuyeron en la reducción de la pobreza en 0.76 puntos. Lo cual representa una fracción no menor de la variación observada en la tasa de la pobreza, aproximadamente un 20 por ciento. El efecto directo para la pobreza fue negativo, el mismo nos dice que si entre 2000 y 2011 lo único que hubiera cambiado fuera los parámetros que gobiernan las decisiones de fecundidad (manteniendo las decisiones laborales como el resto constante) la tasa de pobreza hubiera caído aproximadamente un punto. Por otra parte, el *efecto tamaño horas* en este caso también resulta positivo pero menor al del *efecto directo*, lo que concluye en un *efecto tamaño total* de -0.76. El efecto parámetro horas también es positivo, indicando que si solamente cambiaba el parámetro que acompaña al número de hijos en la ecuación de las horas trabajadas, la pobreza hubiera presentado un incremento, este efecto sin embargo, es menor al efecto tamaño total.

¹⁷La línea de pobreza utilizada corresponde a la línea de 2.5 dólares diarios.

Table 11:
Descomposición del Impacto por el Cambio en las
Decisiones de Fertilidad : Argentina 2000-2011

	Gini		Tasa de Pobreza	
	Valor	Δ	Valor	Δ
2011 Observado	44.34	-8.10	2.50	-3.73
2000 Observado	52.44		6.24	
<i>Simulación Coef. 2000</i>				
<i>Efecto</i>				
Tamaño Directo	43.49	-0.86	2.12	-0.38
Tamaño-Horas	44.93	0.59	2.78	0.28
Tamaño Total	44.15	-0.19	2.38	-0.13
Parámetro Horas	45.26	0.92	3.01	0.51
Total	44.67	0.33	2.57	0.07
<i>Simulación Coef. 2011</i>				
<i>Efecto</i>				
Tamaño Directo	51.24	-1.20	4.45	-1.79
Tamaño-Horas	53.09	0.65	6.48	0.24
Parámetro	52.76	0.32	6.50	0.26
Tamaño Total	52.19	-0.25	4.84	-1.40
Total	52.04	-0.40	4.73	-1.51

Nota: La línea de Pobreza utilizada para el cálculo de la tasa de pobreza corresponde a la línea 2.5 uds diarios.

Table 12:
Descomposición Promedio del Impacto por el Cambio en las
Decisiones de Fertilidad : Argentina 2000-2011

	Gini			Tasa de Pobreza		
	2005-2000	2011-2005	2011-2000	2005-2000	2011-2005	2011-2000
Observado	-3.12	-4.98	-8.10	0.89	-4.62	-3.73
<i>Efecto</i>						
Tamaño Directo	-0.99	-1.02	-1.03	-1.44	-0.96	-1.09
Tamaño+Horas	0.38	0.53	0.62	0.15	0.27	0.26
Tamaño Total	-0.48	-0.33	-0.22	-1.27	-0.66	-0.76
Parámetro Horas	0.45	0.49	0.62	0.43	0.46	0.39
Total	-0.26	-0.21	-0.04	-0.95	-0.54	-0.72

Nota: La línea de Pobreza utilizada para el cálculo de la tasa de pobreza corresponde a la línea 2.5 uds diarios.

En el subperiodo 2005-2000, se tiene que el efectos *tamaño directo* es mayor en valor absoluto al del periodo completo así como también a los del subperiodo 2011-2005, mientras que el efecto *tamaño parámetros* es menor para este periodo. EL resultado de esta forma es un *efecto tamaño total* de mayor magnitud. Sin embargo, es interesante notar que en este periodo la pobreza

observada aumento, a pesar de que los efectos de los cambios en las decisiones de fecundidad ayudaron a reducir la pobreza. Las simulaciones para el subperiodo 2011-2005 son similares a los del periodo completo, pero presentan un *efecto parámetro horas* es mayor en valor absoluto y un *efecto directo* menor que para el periodo 2011-2000, lo que concluye en un efecto total algo menor.

Los resultados obtenidos se interpretan de la siguiente forma. A partir del año 2000 el número de hijos en los hogares de menores ingresos comenzó a disminuir en relación al de los hogares con mayores ingresos lo cual resulto en varios efectos. En principio, un aumento en el ingreso familiar equivalente a través del numerador de la ecuación (1), dada la menor cantidad de hijos. Esto se dio a lo largo de la distribución del ingreso, pero con una mayor intensidad para los hogares con menores ingresos. Esto contribuyo tanto a reducir la desigualdad como la pobreza. Este menor número de hijos afecto a su vez las decisiones laborales de los hogares. Por un lado, fomento una mayor participación de los cónyuges en el mercado laboral, pero reduciendo las horas trabajadas de los jefes del hogar, lo cual es consistente con los valores de la Tabla 3.

La caída en la oferta laboral de los jefes del hogar pareciera haber sido insuficiente en el periodo 2000-2005 para contrarrestar el efecto de una mayor oferta laboral de los cónyuges, lo que implicaría un efecto positivo sobre el ingreso familiar equivalente a través del numerador de la ecuación (1), lo que amplio el efecto de reducción de la pobreza. Sin embargo, mayor para los hogares con mayores ingresos que en los hogares de menores ingresos, con el cual este efecto termino siendo desigualador.¹⁸ Al pasar el tiempo pareciera que el efecto sobre los ingresos laborales fue disminuyendo. Esto es, la participación en el mercado laboral de los cónyuges creció menos en relación a la caída de la oferta laboral de los jefes del hogar, con lo cual el efecto termino por no aportar grandes cambios a la pobreza, pero aumentando la desigualdad. El resultado final para el año 2011 pareciera ser que, el menor número de hijos llevo a ingresos familiares por adulto equivalente mayores para los hogares de menores ingresos con lo cual contribuyo a una menor pobreza. Sin embargo, el efecto total sobre la desigualdad si bien pareciera ser igualador, su magnitud sería muy pequeña.

5. Conclusiones

A partir del año 2000 Argentina ha experimentado una mejora significativa en términos de la distribución del ingreso, presentando reducciones tanto en los índices de desigualdad como de pobreza. Este trabajo busca cuantificar en qué medida los cambios en la desigualdad y pobreza presenciados en Argentina entre 2000 y 2011 se deben a los cambios en las decisiones de fecundidad de los hogares. La estrategia implementada consiste en la metodología de microsimulación desarrollada por Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) y ampliada en cuanto a la formulación de las decisiones de fecundidad por Marchionni y Gasparini (2007). Esta metodología permite obtener los parámetros que gobiernan las decisiones de fecundidad y observar cómo afectan al resultado de las decisiones laborales y de esta forma los ingresos de los hogares.

Los resultados del trabajo nos indican que el cambio en las decisiones de fecundidad han contribuido a una menor tasa de pobreza, siendo la misma una fracción no menor del cambio observado. Por otro lado, los cambios en las decisiones de fecundidad parecieran tener un efecto igualador, pero es muy cercano a cero y representa una fracción mínima de las cambios observados del Gini en este periodo. Esto sugiere que los cambios en la desigualdad y la pobreza observados deberían ser estudiados a su vez analizando otros potenciales determinantes, ya que buena parte los cambios observados no están reflejados como una consecuencia en los cambios de las decisiones sobre la fecundidad.

¹⁸Esto correspondería con el *efecto tamaño horas* estimado

Referencias

- Amarante, V. y Perazzo, I. (2011). "Cantidad de niños en los hogares uruguayos: Un análisis de los determinantes económicos, 1996-2006." *Estudios Económicos* 26(1) : pp. 3-34.
- Amemiya, T. (1985). *Advanced Econometrics*. Harvard University Press.
- Becker, G. (1960). *A treatise on the family*. Harvard University Press.
- Becker, G. y Lewis, H. (1973). "On the interaction between the quantity and quality of children." *The Journal of Political Economy* 81: S279-S288.
- Blinder, A. (1973). "Wage discrimination: reduced form and structural estimate." *The Journal of Human Resources VIII* (4), 436-453.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. y N. Lustig (eds) (2004). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. New York: Oxford University Press for the World Bank.
- Gasparini, L. y Cruces, G. (2008). "A Distribution in Motion: The Case of Argentina." Documento de trabajo CEDLAS N. 78, CEDLAS, UNLP, Argentina.
- Gasparini, L., Marchionni, M. y W. Sosa Escudero (2002). Characterization of inequality changes through microeconomic decompositions. The case of Greater Buenos Aires. En Bourguignon, Ferreira y Lustig (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics*. New York: Oxford University Press for the World Bank.
- Juhn, C., Murphy, K. y Pierce, B. (1993). "Wage inequality and the rise in returns to skill." *Journal of Political Economy* 101.
- Klasen, S. y Woltermann, S. (2005). "The impact of demographic dynamics on economic development, poverty and inequality in Mozambique." University of Goettingen, Discussion Paper Series 126.
- Marchionni, M. y Gasparini, L. (2007). "Tracing out the effects of demographic changes on the income distribution." *Journal of Economic Inequality* 5(1): pp. 97-114.
- Mincer, J. (1985). "Trends in Women, Work, and Education." *Journal of Labour Economics*, Special Issue.
- Oaxaca, R. (1973). "Male-female wage differentials in urban labor market." *International Economic Review* 14 (3) : pp. 693-709.
- Rao, B. R., Mazumdar, S., Waller, J., y Li, C.C. (1973). "Correlation between the numbers of two types of children in a family." *Biometrics* 29: pp. 271-279.
- Willis, R.J. (1973). "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior." *Journal of Political Economy* 81(2) : pp. 3-18.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- Wooldridge, J.M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. OH: South-Western.