

**CANTIDAD DE NIÑOS EN LOS HOGARES
URUGUAYOS: UN ANÁLISIS DE LOS
DETERMINANTES ECONÓMICOS, 1996-2006**

Verónica Amarante

Ivone Perazzo

Universidad de la República

Resumen: Se analiza la evolución de la cantidad de niños en los hogares uruguayos en la última década de acuerdo con sus determinantes microeconómicos. Para ello se consideran, en primer lugar, las diferencias en la fecundidad y en la cantidad de niños por hogar según estrato socioeconómico en el periodo 1996-2006. Se realizan luego distintas estimaciones econométricas para captar el efecto de diferentes factores socioeconómicos sobre las decisiones relacionadas con la cantidad de niños en los hogares. La educación y, específicamente, la educación de las madres, resulta el elemento más importante en la determinación de estas decisiones.

Abstract: This article analyzes the evolution of the number of children in Uruguayan households during the last decade. With that purpose, differences in the number of children per household and in fertility, by socioeconomic strata, are considered in the period 1996-2006. We then estimate different econometric specifications trying to capture the effect of diverse socioeconomic factors on household decisions regarding the number of children. Education, specifically womens education results as the most important factor for these decisions.

Clasificación JEL/JEL Classification: J13, D10

Palabras clave/keywords: niños, hogares, determinantes microeconómicos, modelos de análisis de datos de recuento, Uruguay, childrens, households, microeconomic determinants, count data models

Fecha de recepción: 22 IV 2010

Fecha de aceptación: 27 IV 2011

Estudios Económicos, vol. 26, núm. 1, enero-junio 2011, páginas 3-34

1. Introducción

El estudio de la población en general y de la fecundidad en particular revisten crucial importancia tanto desde el punto de vista macroeconómico como en relación con la pobreza y la desigualdad. La relación entre crecimiento económico y población a nivel macro resulta controvertida. Por un lado, el incremento de la población puede tener efectos adversos sobre el crecimiento, al reducir la tasa de ahorro debido a los incrementos en el *ratio* de dependencia, así como diluir el capital per cápita de la economía. En la misma línea, altas tasas de fecundidad, especialmente si son diferenciales por estrato socio-económico, pueden conducir a incrementos de la pobreza y la desigualdad. Por el contrario, la visión optimista destaca que el crecimiento poblacional puede inducir a economías de escala por la mayor demanda, contrarrestando los efectos desfavorables sobre el crecimiento, así como a incentivar el avance tecnológico, dada la mayor cantidad de individuos con diversidad de ideas.¹

Para enriquecer la discusión sobre los aspectos macroeconómicos de la población se hace necesario comprender mejor, a nivel microeconómico, las decisiones que toman los hogares en cuanto a la reproducción. Este artículo intenta avanzar en esa línea, analizando los determinantes micro económicos de las decisiones relacionadas con la cantidad de niños en los hogares uruguayos en la última década.

Nuestra variable de interés, la cantidad de niños por hogar, se asocia directamente con la fecundidad, aunque ambas no reflejan exactamente lo mismo. La consideración de la cantidad de niños por hogar, en lugar del indicador directo de fecundidad, obedece a las limitaciones de información estadística. Cabe señalar, sin embargo, que distintos estudios económicos utilizan la cantidad de niños en el hogar como una *proxy* de la fecundidad (Klasen y Woltermann, 2005; Marchionni y Gasparini, 2007, entre otros). En nuestro caso, ambas variables están altamente correlacionadas, como se muestra más adelante.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En primer término se resume la literatura sobre determinantes de las decisiones relacionadas con la cantidad de niños desde la perspectiva económica (sección 2). A continuación se describe la evolución de la cantidad de niños por hogar y también de la fecundidad en los últimos diez años, enfatizando la vinculación entre ambas variables y las diferencias que

¹ Una discusión acerca de las dos visiones del rol de la población puede encontrarse en Ray (1998).

presentan por estratos socio-económicos (sección 3). Se intenta luego comprender los determinantes microeconómicos relacionados con la cantidad de niños en los hogares uruguayos. Para ello, se describen primero los métodos usualmente utilizados para la modelización de dicha variable (sección 4) y se discuten luego las estimaciones para el caso uruguayo (sección 5). Finalmente, se presentan las conclusiones del estudio (sección 6).

2. Los determinantes de las decisiones sobre cantidad de niños desde la perspectiva económica

La literatura económica ha avanzado en el análisis de los determinantes micro-económicos de los procesos de toma de decisiones en el seno de la familia, en un marco de maximización de utilidades. El desarrollo de estos modelos dio lugar a lo que se conoce como la “nueva economía de la familia”, que se basa en la aplicación al ámbito de las decisiones familiares (fecundidad, oferta laboral) de los métodos de análisis tradicionalmente utilizados en la microeconomía para analizar la producción de las empresas. La “nueva economía de la familia” se desarrolló en los años sesenta a partir de los trabajos de Becker (1960) y Mincer (1963). Aunque los trabajos que se inscriben en esta corriente analizan en particular las decisiones vinculadas con la fecundidad, resultan un marco adecuado para la problemática que se analiza en este trabajo. Sin embargo, este trabajo se centra en el análisis de cantidad de niños en los hogares, variable que es resultado no solamente de las decisiones relacionadas con la fecundidad, sino también de aquellas vinculadas con la formación y disolución de los hogares, así como aspectos relacionados con el ciclo de vida.

Las ideas básicas del enfoque de la “nueva economía de la familia” pueden encontrarse en Becker (1960) y Becker y Lewis (1973), donde se plantea que las decisiones de fecundidad están determinadas por la interacción entre la cantidad y la calidad de los niños, que son argumentos de la función de utilidad familiar. Los padres obtienen utilidad de la cantidad de hijos que tienen, así como de la calidad de sus hijos. La calidad es asimilable a la educación o a la salud, y puede interpretarse como el precio correspondiente a cada uno de los niños, ya que figuran multiplicativamente en la restricción presupuestaria. Esta restricción presupuestaria no lineal refleja la existencia de un *trade-off* entre calidad y cantidad, que implica que el costo marginal de la calidad de los niños aumenta con el tamaño del hogar. Si se incrementa el ingreso, dada la no linealidad de la restricción presupuestaria, el resultado sobre la cantidad y calidad de los niños es

ambiguo (dependerá de la elasticidad de sustitución entre la cantidad y calidad de los niños, de las elasticidades de sustitución propias y de la elasticidad ingreso de la cantidad y de la calidad). Los padres podrían demandar mayor calidad, sin demandar necesariamente mayor cantidad de niños. De esta manera, la formulación teórica es consistente con la evidencia empírica acerca del menor tamaño de las familias a medida que los padres tienen mayores ingresos.

El enfoque de la nueva economía de la familia, también llamado modelo de preferencias comunes o enfoque unitario, se basa en fuertes supuestos. El más criticado es el supuesto de preferencias comunes entre los miembros de la familia. En efecto, para evitar los problemas inherentes a la agregación de funciones de utilidad de distintos individuos, se asume que una única función de utilidad, que corresponde al jefe de familia altruista, refleja las preferencias de todos los miembros del hogar. Lo que implica que el hombre y la mujer prefieren el mismo número de niños o que, alguno de ellos, se adapta a las preferencias del otro en relación con el tamaño del hogar. En este caso, la distribución del ingreso entre el hombre y la mujer no afecta las decisiones de fecundidad de los hogares: cualquier incremento en el ingreso producirá el mismo efecto sobre la fecundidad sin importar quien sea el que percibe esos ingresos. Otro fuerte supuesto refiere a la exogeneidad de los gustos y preferencias. Es un supuesto necesario para atribuir los cambios en el comportamiento de los hogares a cambios en el precio o en el ingreso (Folbre, 1986).

Basada en la crítica a la función de utilidad única se ha desarrollado una literatura que enfatiza las distintas preferencias dentro del hogar. En esta corriente se inscriben los modelos de negociación cooperativa, que son modelos neoclásicos que retoman el individualismo metodológico, y los modelos de negociación no cooperativa, que critican no sólo la agregación de las preferencias sino su exogeneidad y provienen de la economía feminista.

Los modelos de negociación cooperativa intentan superar los problemas de la nueva economía de la familia, originados en su alejamiento del individualismo metodológico (al suponer una función de utilidad familiar). Se basan en la localización de las decisiones familiares en el ámbito individual, y el resultado es producto de la interacción estratégica entre los miembros de las familias, que se consideran simétricos. En efecto, los individuos tienen distintos gustos y preferencias, que no necesariamente pueden ser agregados en una misma función de utilidad. La negociación dependerá del poder de las partes, que, a su vez, depende del acceso de los individuos a los recursos. Ejemplos de estos modelos se presentan en Chiappori (1992)

y McElroy y Horney (1981). Diversos estudios empíricos encuentran que los ingresos no laborales o los activos son fuentes significativas de variación en las decisiones de los hogares dependiendo de quien los posea y, por lo tanto, rechazan la hipótesis básica de los modelos basados en funciones de utilidad únicas. La mayoría de esos trabajos empíricos se basan en las decisiones sobre oferta laboral (Schultz, 1990; Hoddinott y Haddad, 1995; Fortin and Lacroix, 1997), aunque también se han analizado las decisiones sobre fecundidad (Schultz, 1990; Thomas, 1990).

La principal crítica que han recibido los modelos de negociación cooperativa es que implican un tratamiento simétrico de los miembros del hogar. Sus posiciones pueden diferir si difiere su acceso a recursos extra, pero las ganancias de la cooperación para ambos jugadores tienen igual peso en la determinación de la localización de los recursos. Los distintos miembros de la familia tienen la misma habilidad para convertir la diferencia entre las opciones internas y externas en genuino poder de negociación. Para superar estas limitaciones, los modelos de negociación no cooperativa se basan en tres características de las familias: información asimétrica (los miembros del hogar pueden no conocer los ingresos, activos o uso del tiempo de los otros), problemas de cumplimiento (muchas veces la única manera de lograr una solución cooperativa es recurrir a normas sociales) e ineficiencia (los hogares sacrifican algo, que puede ser ingreso o acceso a bienes públicos, como consecuencia de la distribución de poder en el seno de la familia). Hay diferentes variantes de modelos no cooperativos, entre ellos Chen y Woolley (2001), Lundberg y Pollak (1993) y Rubinstein (1982). Estos modelos permiten endogeneizar la distribución del poder al interior de la familia, un aspecto largamente reclamado por las economistas feministas.

Debe señalarse que el enfoque económico del análisis de la fecundidad ha recibido diversas críticas desde distintas disciplinas que destacan que estas decisiones no son racionales en respuesta a condiciones económicas, sino que son producto de interacciones sociales cuya modelización es por demás compleja. Aspectos como el conocimiento y utilización de métodos anticonceptivos, los factores culturales, el rol de los pares y el vecindario, la interacción con la familia, entre otros, juegan un rol pero son difíciles de captar a través de métodos econométricos como los usualmente utilizados en economía (Schultz, 2001). El reconocimiento de estas limitaciones no invalida, sin embargo, la utilización del enfoque económico en un intento por aportar nuevos elementos a la comprensión de dichos fenómenos.

3. Evolución de la fecundidad y del tamaño de los hogares en Uruguay

3.1. Evolución de la fecundidad entre 1996 y 2006

En los últimos 25 años todos los países de la región han experimentado importantes reducciones de la tasa global de fecundidad (Chackiel y Scholnick, 1998).² Este proceso de descenso de la fecundidad se evidencia desde mediados de los sesenta, y tuvo lugar a ritmos diferentes en los distintos países latinoamericanos. Uruguay se distingue entre los países de la región por su baja tasa global de fecundidad (TGF), solamente Chile y Cuba presentan tasas inferiores. Cabe señalar que, actualmente, Argentina, Chile, Uruguay y Brasil se clasifican como países de transición avanzada, mientras Cuba es un país de transición muy avanzada, presentando tasas por debajo del reemplazo.³

El cálculo de la TGF puede realizarse utilizando diferentes fuentes de información: al combinar las estadísticas vitales con los datos poblacionales o, íntegramente, a partir de la información contenida en los censos de población o con encuestas de hogares. En el caso de Uruguay, estimaciones de este último tipo pueden realizarse utilizando los datos censales de 1996 (censo de población disponible más reciente), y la información proveniente de la *Encuesta nacional de hogares ampliada* (ENHA) para 2006, que incluyó preguntas específicas que permiten el cálculo de la variable.⁴ La estimación a partir de la combinación de estadísticas vitales y datos poblacionales es

² La tasa global de fecundidad (TGF) refleja el número hipotético de hijos que en promedio tendría cada mujer de una cohorte de mujeres que cumpliera con dos condiciones: *a*) que durante su periodo fértil tuviera hijos de acuerdo con las tasas de fecundidad por edad de la población en estudio y *b*) que no estuviera expuesta a riesgo de mortalidad desde su nacimiento hasta el término de su periodo fértil. Se calcula dividiendo los nacimientos entre el número de mujeres para cada grupo de edades quinquenal entre 15 y 49, y después se realiza la sumatoria de las tasas específicas multiplicadas por cinco.

³ En el cuadro A.1 del anexo se presenta la clasificación de los distintos países de la región en las diferentes etapas de la transición demográfica realizada por Schkolnik (2004). A su vez, la tasa de reemplazo corresponde a una tasa global de fecundidad de 2.1 hijos por mujer.

⁴ La ENHA 2006 tiene representación nacional y un tamaño de muestra considerable. En efecto, brinda información sobre 256 866 individuos de 85 317 hogares en zonas urbanas y rurales, ascendiendo la población en el país a 3 241 003 personas, según el censo de población 2004.

preferida por los demógrafos para países como Uruguay, donde las estadísticas vitales son consideradas de buena calidad. No obstante, al no basarse en microdatos, no permite una desagregación por niveles educativos o características socio-económicas, aspecto que resulta sumamente relevante para nuestro trabajo.

El cuadro 1 presenta la estimación de la TGF por ambos métodos para el periodo 1996-2006. Las dos estimaciones presentan diferencias en niveles, pero la evolución resulta similar, mostrando una disminución de magnitud considerable. En 2006 el indicador se ubica cercano o por debajo del nivel de reemplazo.⁵

Cuadro 1
Evolución de la tasa global de fecundidad en Uruguay

	<i>Censo 1996 y encuesta de hogares 2006</i>	<i>Estadísticas vitales y datos poblacionales Varela, Pollero y Fostik (2008)</i>
1996	2.83	2.45
2006	1.95	2.04
Variación 1996-2006	-31%	-17%

Fuentes: ENHA, censo de población 1996 y estimaciones de Varela, Pollero y Fostik (2008).

El análisis con base en los microdatos del censo de población de 1996 y la encuesta de hogares de 2006 permite profundizar en los comportamientos reproductivos diferenciales por nivel educativo y edad. Es sabido que las mujeres con menores logros en educación, baja adscripción al mercado laboral y menores niveles de ingreso, tienen una fecundidad más alta y más temprana que las mujeres que

⁵ Si se corrigen los datos provenientes del censo de 1996 y de la ENHA de 2006 al seguir el método propuesto en Brass (1974), la estimación de la TGF pasa a ser 2.66 y 2.11 para 1996 y 2006 respectivamente, con una caída de 21% en los diez años analizados, magnitud similar a la estimada por Varela, Pollero y Fostik (2008). El método de corrección de Brass busca reducir la subestimación producida por sub-declaraciones de nacimientos o errores en la declaración de la edad tramos de edad. El método se basa en el supuesto de que una estimación más confiable de los hijos nacidos vivos puede encontrarse en las mujeres de entre 20 y 29 años (Naciones Unidas, 1983).

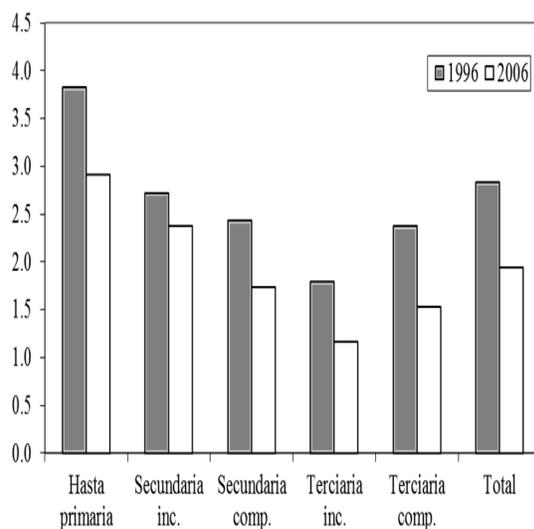
presentan mejores desempeños sociales (Paredes y Varela, 2005). En efecto, la TGF es decreciente por nivel educativo, y las brechas son importantes (cuadro 2 y gráfica 1). La disminución de la TGF en los últimos diez años se produce en las mujeres de todos los niveles educativos, aunque resulta mayor entre las de educación secundaria completa y terciaria.

Cuadro 2
Evolución de la TGF por nivel educativo

	1996	2006	Variación 1996-2006
Hasta primaria	3.82	2.92	-23.7%
Secundaria incompleta	2.72	2.37	-12.7%
Secundaria completa	2.43	1.74	-28.5%
Terciaria	1.94	1.33	-31.2%
Total	2.83	1.95	-31.2%

Fuente: elaborado con base en la ENHA 2006 y censo de población 1996.

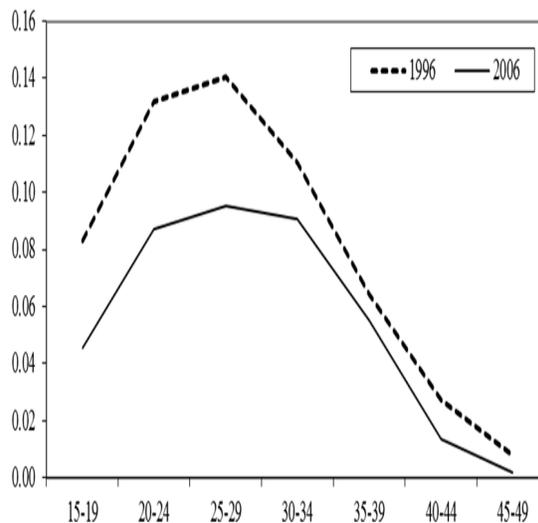
Gráfica 1
TGF por nivel educativo



Fuente: elaborada con base en la ENHA y censo de población 1996.

Las tasas de fecundidad disminuyen en todos los tramos etarios. Las adolescentes, que de acuerdo con distintos estudios habían incrementado su fecundidad en la década anterior (Varela, 1999), muestran ahora un descenso considerable. La variación absoluta de mayor magnitud se produce en las edades centrales, que, a su vez, corresponde a las mujeres que más aportan a la TGF (gráfica 2).

Gráfica 2
Tasas de fecundidad por edad



Fuente: elaborada con base en la ENHA y censo de población 1996.

Aún cuando la fecundidad y su comportamiento diferencial por estrato socio-económico han sido analizados previamente para el caso uruguayo, los estudios son escasos y, fundamentalmente, basados en un enfoque descriptivo. No existen modelizaciones econométricas que permitan considerar, de manera simultánea, el efecto de las distintas variables explicativas. Este trabajo intenta avanzar en esa línea, aportando un análisis conjunto de las variables y sus efectos.

3.2. La cantidad de niños por hogar en Uruguay

En este apartado se discute la evolución de la cantidad de niños menores de 18 años por hogar en el periodo considerado, que será

nuestra variable dependiente en la modelización que se presenta en la sección siguiente. Claramente, la variable no refleja con exactitud las decisiones de fecundidad, por diversos motivos. Por un lado, no se consideran los niños fallecidos, que si se incluyen en el cálculo de la fecundidad. Sin embargo, Uruguay es un país con tasas relativamente bajas de mortalidad infantil, por lo cual esto no representa una distorsión importante. Pero lo que sí resulta relevante es el proceso de formación y disolución de los hogares, y sus distintas tipologías. Mientras que en los hogares nucleares y monoparentales la cantidad de niños en el hogar estará estrechamente vinculada con la tasa global de fecundidad (la diferencia, además de los niños fallecidos, obedecerá a los hijos mayores de 18), en los hogares extendidos y compuestos dicha relación no será tan estrecha. En estos hogares, los niños menores de 18 años pueden ser nietos o sobrinos de los jefes de hogar, y, por lo tanto, la vinculación entre las variables se diluye. No obstante, dado que en nuestro estudio se busca realizar una modelización econométrica que abarque la última década, las estimaciones deben basarse en encuestas de hogares, lo que obliga a considerar la cantidad de niños por hogar como variable dependiente.

Para evaluar la vinculación entre ambas variables se consideraron sus diferencias con base en la encuesta de hogares 2006, que releva información sobre fecundidad. Se consideraron tres tipos de hogares: *i*) aquellos conformados por parejas (con o sin hijos), *ii*) aquellos conformados por jefes solos (con o sin hijos, es decir, incluyen los unipersonales) y *iii*) el resto de los hogares, que comprende hogares compuestos y extendidos, lo que restringe la muestra a los hogares con jefes menores de 50 años. La correlación entre ambas variables es 0.93 para los hogares formados por parejas o por jefes sin pareja, y 0.86 para los otros hogares (que comprenden hogares compuestos y extendidos). Las gráficas A.1 y A.2 del anexo estadístico presentan la estrecha relación entre ambas variables por deciles de ingreso. Cabe señalar que la cantidad de niños en el hogar suele utilizarse como *proxy* de la fecundidad en distintos estudios con un enfoque económico (Klasen y Woltermann, 2005; Marchionni y Gasparini, 2007; entre otros).

La cantidad de niños por hogar presenta una caída sistemática entre 1996 y 2006. Si restringimos el análisis a los hogares cuyo jefe tiene 50 años de edad o menos, como forma de aproximación a los hogares en edad reproductiva, la disminución de dicho indicador es de 8% en el periodo analizado. Cabe señalar que se están incluyendo para el cálculo de este promedio todos los hogares en donde el jefe es menor de 50 años, incluso los que no tienen niños. La caída en el

número total de niños obedece a lo ocurrido en los hogares formados por jefe/a y cónyuge (incluye parejas sin hijos), que son, a su vez, la mayoría (ver cuadro A.2).⁶ En los hogares conformados por jefes sin pareja (hogares monoparentales o unipersonales) han aumentado el número de niños, y lo mismo ha sucedido, aunque en menor medida, en el resto de los hogares (cuadro 3). Se ha producido también una importante modificación en la distribución de los hogares por tipo, con un marcado incremento de la participación de los hogares con jefes sin pareja (cuadro A.2). La apertura por nivel educativo indica que el mayor descenso se verifica en los hogares cuyos jefes tienen niveles educativos más altos.

En efecto, los cambios no han sido homogéneos a lo largo del estrato socio-económico: la disminución en la cantidad de niños por hogar ha sido más notoria entre los hogares con jefe con mayor nivel educativo, en los distintos tipos de hogar (cuadro 3 y gráfica 3).

Cuadro 3

*Variación en la cantidad promedio de niños por hogar, 1996-2006
(porcentaje)*

	<i>Sin instruc- ción y Primaria</i>	<i>Secun- daria</i>	<i>UTU</i>	<i>Magis- terio</i>	<i>Univer- sidad o similar</i>	<i>Total</i>
Todos	2.4	-2.5	-14.2	-21.6	-20.0	-8.0
Jefe/a s/cónyuge	38.8	4.9	-21.2	-22.2	-8.2	15.7
Jefe/a c/cónyuge	6.2	-4.7	-15.7	-19.6	-9.9	-3.1
Otros hogares	9.2	6.0	-10.3	-8.6	-16.7	3.2

Fuente: elaborado con base en la ENHA y censo de población 1996.

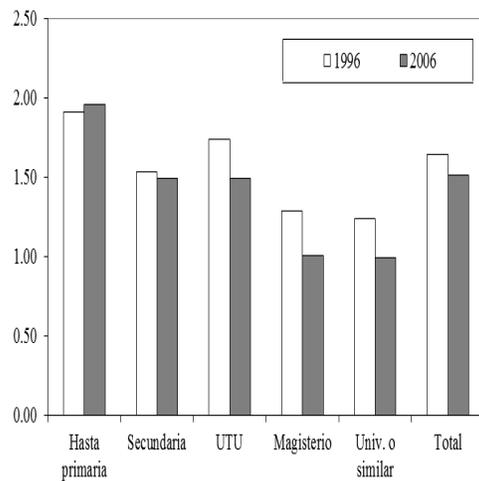
El análisis por decil de ingreso muestra un patrón similar.⁷ Las tasas de variación del número de niños presentan importantes diferencias por decil de ingresos. La disminución promedio para los hogares de los cinco primeros deciles es de 4% en el periodo, mientras que para los cinco deciles superiores dicha magnitud es de 15% (cuadro 4).

⁶ En la categoría otros se incluye el resto de los hogares, básicamente hogares extendidos y compuestos. Los hogares compuestos son los formados que incluyen, además de los jefes e hijos, a otros parientes, y los extendidos son los que, además de los otros parientes, agregan a otros individuos no parientes.

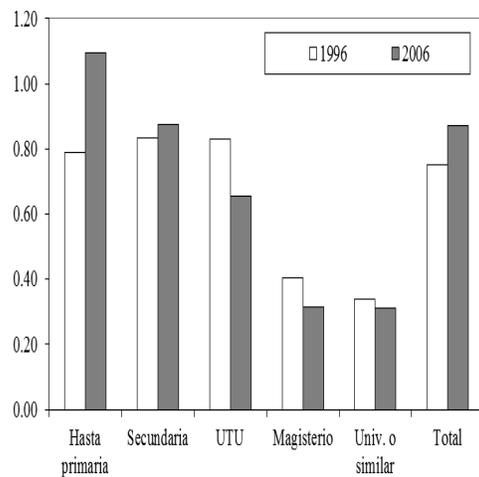
⁷ Los deciles de ingreso se construyen con base en el ingreso per cápita del hogar incluyendo valor locativo.

Gráfica 3

a) *Cantidad de niños por hogar. Todos los hogares*



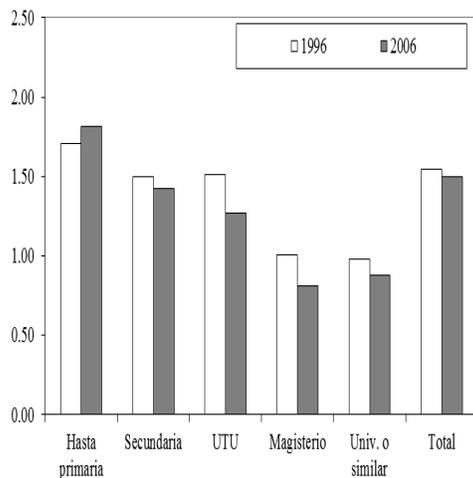
b) *Cantidad de niños por hogar. Jefe/a sin cónyuge*



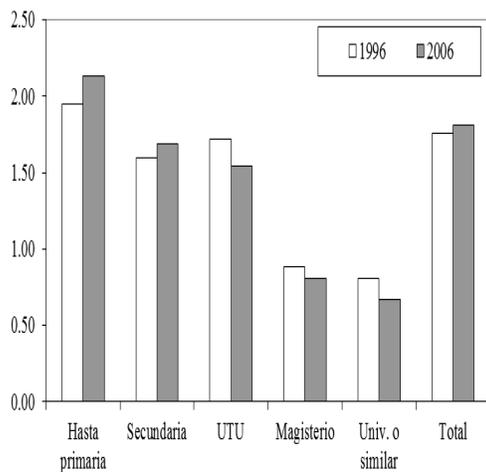
Gráfica 3

(continuación)

c) Cantidad de niños por hogar. Jefe/a con cónyuge



d) Cantidad de niños por hogar. Otros hogares



Fuente: elaboradas con base en la ENHA y censo de población 1996.

Cuadro 4
Número promedio de niños por decil de ingresos. Hogares con jefes menores de 50 años, 1996-2006

	1996	2006	1996-2006 (%)
Decil 1	3.25	2.96	-9.1
Decil 2	2.42	2.49	3.1
Decil 3	1.98	2.02	2.4
Decil 4	1.79	1.69	-5.2
Decil 5	1.59	1.42	-10.7
Decil 6	1.37	1.23	-10.3
Decil 7	1.30	1.04	-20.6
Decil 8	1.07	0.90	-15.6
Decil 9	0.96	0.78	-18.6
Decil 10	0.75	0.66	-12.2
Total	1.64	1.51	-8.1
Dec.10/Dec. 1	0.231	0.223	-.

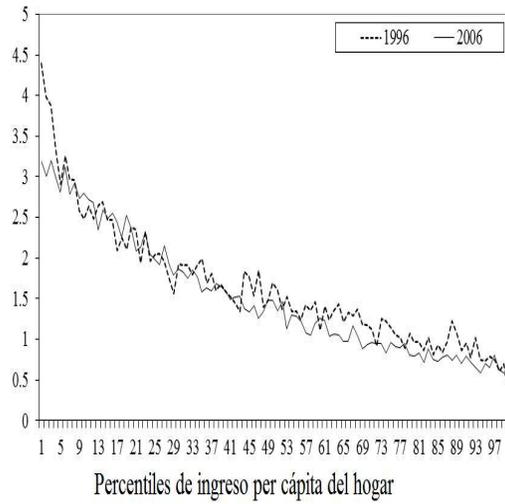
Fuente: elaborado con base en datos de las encuestas continuas de hogares.

Sólo en el segundo y tercer decil se produce un aumento en la cantidad de niños promedio en el periodo analizado. Al considerar en conjunto la evolución de los ingresos y la cantidad de niños, se constata que en el periodo se produjo simultáneamente una reducción del ingreso del hogar y de la cantidad de niños (gráfica 4). Los mayores descensos en la cantidad de niños se producen en los deciles superiores, que son aquellos en los que el ingreso ha caído menos en términos porcentuales (gráfica 5).

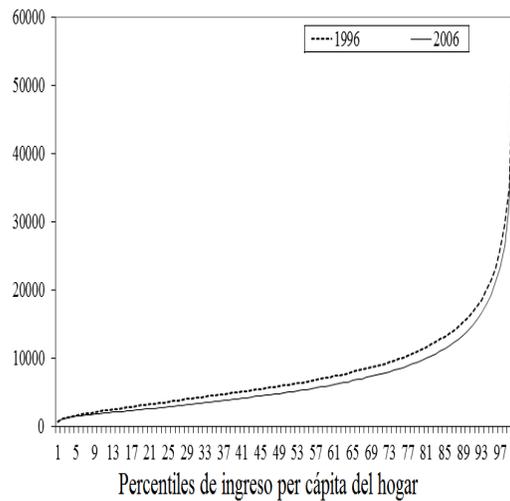
La información presentada en esta sección muestra que en el periodo analizado la tendencia predominante ha sido a la caída de la fecundidad. Dicha caída se produce en mayor medida entre las mujeres más educadas. De manera consistente, cantidad de niños por hogar igual decrece en el periodo, ello debido a lo sucedido en los hogares formados por parejas. También en este caso la disminución es más acentuada en los hogares con jefes con mayor nivel educativo y en los de mayores ingresos.

Gráfica 4

a) *Cantidad de niños por hogar*

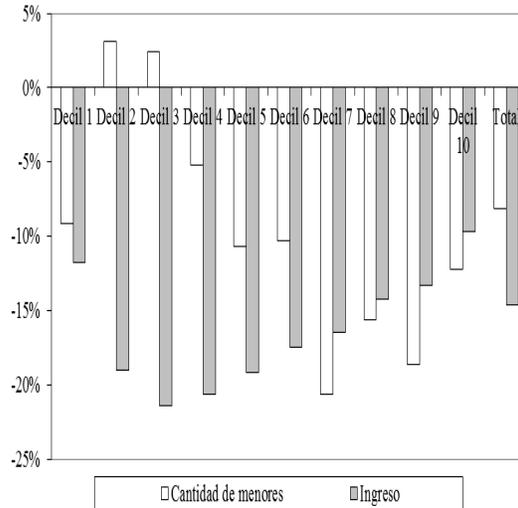


b) *Ingreso per cápita del hogar*



Fuente: elaboradas con base en datos de las encuestas continuas de hogares.

Gráfica 5
Variación en la cantidad de niños y en el ingreso per cápita, por deciles



Fuente: elaborada con base en datos de las encuestas continuas de hogares.

4. Modelización de las decisiones reproductivas de los hogares

Al estimar una ecuación de determinantes de la fecundidad, la variable dependiente Ch_i , que refleja el número de hijos de una mujer (o, en nuestro caso, el número de niños en el hogar) es, necesariamente, un número entero no negativo. La literatura recomienda la utilización de modelos de análisis de datos de recuento para la modelización de variables dependientes de estas características (Winkelmann y Zimmermann, 1995; Wang y Famoye, 1997; Melkersson y Rooth, 2000, entre otros). Sin embargo, algunos trabajos empíricos estiman ecuaciones de fecundidad utilizando mínimos cuadrados ordinarios (OLS) (Klawon y Tiefenthaler, 2001; Veloso, 1999; entre otros). En efecto, se ha argumentado que los resultados de la utilización del modelo lineal o de modelos de recuento de datos no difieren de manera considerable.⁸ También se ha optado por especificaciones como el modelo

⁸ Nguyen-Dinh (1997) menciona una revisión realizada por Cochrane (1983)

logit multinomial (Ferreira y Leite, 2002), aunque los modelos de recuento de datos son los más utilizados en la literatura demográfica y económica.

Dentro de estos modelos, los más utilizados son el Poisson y el modelo binomial negativo. El modelo estándar Poisson tiene algunas ventajas: refleja adecuadamente la naturaleza discreta y no negativa de la variable dependiente y permite realizar inferencias sobre la probabilidad de ocurrencia de un evento. El modelo de regresión Poisson establece que cada evento Ch_i es extraído de una distribución Poisson con parámetro η_i , que se relaciona con un conjunto de regresores x_i . La densidad Poisson puede expresarse como:

$$f(ch_i | x_i) = \exp(-\eta_i) \eta_i^{ch_i} / ch_i!$$

donde η_i es el número esperado de niños, condicional a las características personales de la mujer (x_i). La media condicionada es equivalente a la varianza condicionada en una distribución Poisson:

$$E(Ch_i | x_i) = V(Ch_i | x_i) = \eta_i$$

Esta propiedad de igualdad entre la media y la varianza de la distribución Poisson se deriva del supuesto de independencia entre los eventos. El modelo Poisson es simplemente una regresión lineal logarítmica y puede estimarse por el método de máxima verosimilitud (Greene, 2000).

La principal desventaja del modelo Poisson es la condición de equidispersión (igualdad entre la media y la varianza), que se torna restrictiva y puede no verificarse en los datos que reflejan fecundidad completa. Si la media y la varianza no son iguales, los estimadores de la regresión Poisson son consistentes pero ineficientes. La invalidez de la propiedad de equidispersión implica que los eventos no ocurren de manera aleatoria en el tiempo, sino que la ocurrencia de un evento influye sobre la probabilidad de futuras ocurrencias.

Si no se cumple la propiedad de equidistribución, puede existir sobredispersión de los datos

$$E(Ch_i | x_i) < V(Ch_i | x_i)$$

o subdispersión

$$E(Ch_i | x_i) > V(Ch_i | x_i).$$

donde se reportan docenas de estimaciones de ecuaciones de fecundidad con el método OLS.

La sobredispersión es la consecuencia de una correlación positiva entre eventos, mientras que la subdispersión es causada por una correlación negativa entre los eventos.⁹

Debido al fuerte supuesto de equidispersión en el modelo Poisson, algunos autores prefieren la modelización de la fecundidad a través de la distribución binomial negativa, que se caracteriza por una mayor varianza que la Poisson, pero con la misma esperanza. El modelo binomial negativo es una generalización del modelo Poisson, pero se introduce un efecto individual y no observado en la media condicionada. La distribución condicionada de Ch_i en relación con x_i continua siendo una Poisson con la misma esperanza condicionada, pero con una mayor varianza, y la regresión binomial negativa puede estimarse por máxima verosimilitud (Greene, 2000). La regresión binomial negativa también es comúnmente utilizada en los análisis empíricos sobre fecundidad (por ejemplo, en Cameron y Trivedi, 1986; Winkelmann y Zimmermann, 1995; entre otros). Un caso especial de la binomial negativa es aquel en el cual la esperanza y la varianza condicional coinciden, y el modelo se reduce al Poisson.¹⁰

5. Los determinantes de la cantidad de niños en los hogares uruguayos

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de un modelo en donde la variable dependiente, Ch_i , refleja el número de niños en el hogar, y las variables explicativas recogen los aportes teóricos descritos anteriormente.¹¹ Las estimaciones se realizaron para

⁹ Nguyen-Dinh (1997) señala que la sobredispersión es más frecuente en los datos reales sobre fecundidad, mientras que la subdispersión es más extraña. No obstante, asimismo resalta que distintos estudios han encontrado evidencia en favor de ambas. Winkelmann and Zimmermann (1995) señalan que la sobredispersión predomina en los datos reales.

¹⁰ Otros autores prefieren utilizar modelos más generales, que permiten una mayor flexibilidad. A modo de ejemplo, Melkersson y Rooth (2000) estiman un modelo de conteo *Gamma* estándar, que también permite la obtención del Poisson como un caso especial. Winkelmann y Zimmermann (1995) desarrollan un modelo generalizado de conteo de datos que incluye, como casos especiales, el modelo Poisson, el binomial negativo y el binomial.

¹¹ El análisis se basa en información proveniente de las encuestas continuas de hogares. Como se mencionó, solamente en 2006 es posible reconstruir la información sobre fecundidad a partir de esta fuente de datos. Por ello, se optó por realizar las estimaciones para los años 1996 y 2006 utilizando como variable

tres tipos de hogares: *i*) aquellos conformados por parejas (con o sin hijos), *ii*) los conformados por jefes solos (con o sin hijos, es decir, incluyen los unipersonales) y *iii*) el resto de los hogares, que comprende hogares compuestos y extendidos, restringiendo la muestra a los hogares con jefes menores de 50 años. Se consideran tres modelos: lineal, Poisson y binomial negativa.

En el marco de los aportes de la nueva economía de la familia, se incluyen como variables explicativas los niveles educacionales del padre y madre de familia.¹² Dichas variables permiten aproximarse al costo de oportunidad de criar a los niños, y es un indicador indirecto del ingreso laboral potencial. En los hogares donde el jefe no tiene pareja, estas variables corresponden al jefe de hogar. Se consideran también por separado los ingresos no laborales del padre y madre de familia, que permiten probar la existencia de preferencias unitarias en el hogar. En el caso de los hogares sin cónyuge, el ingreso no laboral del jefe reflejará simplemente el efecto riqueza. Finalmente, se introducen controles relacionados con la edad de la madre y padre de familia, el sexo del jefe de hogar y la región de residencia. Para los hogares sin cónyuge, se introducen interacciones entre las variables explicativas y el sexo del jefe de hogar, con el objeto de analizar si hay diferencias en los efectos de las variables dependiendo del sexo del jefe.¹³

Los resultados correspondientes a los hogares donde el jefe no tiene cónyuge resultan similares para los tres modelos especificados. En particular, la regresión Poisson y la binomial negativa arrojan casi los mismos resultados. En todos los casos, la cantidad de niños por hogar es decreciente con el nivel educativo del jefe (nivel educativo bajo del jefe es la categoría omitida) (cuadro 5). La relación entre la cantidad de niños y la edad del jefe de hogar muestra un perfil de U invertida (el coeficiente de la edad es positivo y el de su expresión cuadrática negativo). En Montevideo, estos hogares se asocian con una menor cantidad de niños que en el interior, aunque dicha relación se debilita en el tiempo y el coeficiente es de menor magnitud. El sexo

dependiente la cantidad de niños en el hogar, para poder así analizar los cambios a lo largo de la década.

¹² Como se explicó, no necesariamente son los padres de los niños del hogar, sino que son la pareja a cargo del hogar (jefe y cónyuge). Se identifica como padre del hogar al hombre jefe o cónyuge, mientras que la madre del hogar corresponde a la mujer que es jefa o cónyuge.

¹³ Las autoras agradecen las sugerencias del evaluador anónimo para mejorar la especificación de los modelos.

del jefe (variable binaria que vale uno para los hombres) no resulta significativo en las especificaciones Poisson y binomial negativa. Si resulta significativo en el caso de la regresión OLS, que es la que presenta mayores debilidades dada la naturaleza de la variable dependiente.¹⁴

El ingreso no laboral del jefe presenta una relación positiva con la cantidad de niños, lo que refleja un efecto riqueza.¹⁵ La interacción entre las variables binarias de nivel educativo y el sexo del jefe de hogar arrojan resultados significativos en el modelo MCO, que sugieren que un efecto es diferencial según si el jefe es hombre o mujer. Sin embargo, tanto el modelo Poisson como el binomial negativo, que son preferidos al OLS por los motivos ya explicados, no muestran efectos diferenciales significativos para jefes hombres y mujeres en relación con la educación. En esos modelos tampoco la interacción entre la edad del jefe y la región con el sexo resulta significativa. Si es significativa en 2006 la interacción entre ingresos no laborales del jefe y sexo. En términos generales, no se detectan diferencias importantes en los determinantes de acuerdo con el sexo del jefe en dicho tipo de hogares.

Cuadro 5

Estimación de los determinantes de la cantidad de niños en el hogar. Hogares con jefe sin pareja

	1996			2006		
	MCO	Poisson	Binomial negativa	MCO	Poisson	Binomial negativa
Educ. media	-.477 (.113)***	-.305 (.069)***	-.305 (.069)***	-.545 (.058)***	-.303 (.031)***	-.303 (.031)***
Educ. alta	-.751 (.122)***	-.550 (.091)***	-.552 (.092)***	-1.066 (.064)***	-.753 (.047)***	-.751 (.047)***
Edad jefe	.413 (.043)***	.351 (.045)***	.348 (.045)***	.346 (.025)***	.255 (.020)***	.255 (.020)***

¹⁴ En el caso de la regresión MCO hay un efecto positivo, lo que implica mayor cantidad de niños en hogares con jefes hombres. Cabe señalar que en 30% de los hogares de jefe único hombre no hay niños, mientras que esta cifra es 30% en el caso de jefatura femenina. La regresión lineal no parece captar adecuadamente este fenómeno.

¹⁵ Se incluye en ingresos no laborales el resto de los ingresos personales, tanto del capital como transferencias. Cabe señalar que la interpretación de esta variable presenta problemas de temporalidad, ya que las decisiones reproductivas se tomaron años atrás, mientras que el ingreso se observa en la actualidad.

Cuadro 5
(continuación)

	1996			2006		
	<i>MCO</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>	<i>COM</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>
Edad jefe 2	-.006 (.001)***	-.005 (.001)***	-.005 (.001)***	-.005 (.000)***	-.004 (.000)***	-.004 (.000)***
Región (Mdeo=1)	-.234 (.085)***	-.155 (.060)***	-.150 (.060)**	-.081 (.045)*	-.054 (.029)*	-.055 (.029)*
Sexo jefe (hombre=1)	3.621 (1.035)***	-4.695 (3.738)	-4.697 (3.740)	3.909 (.569)***	.078 (2.943)	.103 (2.932)
Ing. no laboral (jefe)	.025 (.004)***	.019 (.003)***	.020 (.003)***	.033 (.002)***	.028 (.002)***	.028 (.002)***
Educ. media *sexo jefe	.678 (.178)***	.779 (.308)**	.781 (.307)**	.386 (.090)***	-.089 (.171)	-.091 (.171)
Educ. alta *sexo jefe	.731 (.178)***	.359 (.418)	.364 (.417)	.788 (.100)***	-.237 (.323)	-.240 (.323)
Edad jefe* sexo jefe	-.333 (.064)***	.091 (.203)	.092 (.203)	-.358 (.034)***	-.180 (.159)	-.181 (.159)
Edad jefe 2 *sexo jefe	.005 (.001)***	-.000 (.003)	-.000 (.003)	.005 (.000)***	.004 (.002)*	.004 (.002)*
Región* sexo jefe	.061 (.154)	-.260 (.283)	-.275 (.284)	.048 (.069)	-.055 (.174)	-.055 (.174)
Ing. no lab. *sexo (jefe)	-.023 (.006)***	-.014 (.012)	-.015 (.012)	-.031 (.003)***	-.023 (.008)***	-.023 (.008)***
Constante	-4.905 (.750)***	-5.291 (.846)***	-5.246 (.827)***	-3.548 (.433)***	-3.504 (.348)***	-3.500 (.348)***
Observaciones	1246	1246	1246	5074	5074	5074

Notas: errores estándar robustos entre paréntesis. *significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%. Fuente: elaborado con base en datos de las encuestas continuas de hogares.

En el caso de los hogares formados por jefe y cónyuge (con y sin hijos), la estimación Poisson y la binomial negativa coinciden, lo que indica la igualdad de la media y la varianza (cuadro 6). Los resultados expresan que, tanto la educación de la madre como la del padre, contribuyen a un menor número de niños en el hogar. Mientras que el

número de niños en el hogar es decreciente con el nivel educativo de la madre en los dos años considerados, en el caso del jefe sucede en 2006, aunque en 1996 los coeficientes no son estrictamente decrecientes. Por otro lado, la magnitud de los coeficientes se incrementa tanto para padres como para madres en el periodo considerado. En todos los casos, los coeficientes correspondientes a la educación de la madre resultan de magnitud superior a los de la educación del padre, lo que indica que la educación de las mujeres incide más que la de los hombres en la determinación de la cantidad de niños.

La edad tanto de la madre como la del padre muestran un efecto significativo y no negativo, mientras que la expresión cuadrática también es significativa y negativa, lo que expresa un perfil de U invertida. El coeficiente negativo de la variable región señala la menor cantidad de niños en los hogares de Montevideo. El ingreso no laboral, tanto del padre como de la madre, refleja un efecto riqueza positivo sobre la cantidad de niños en el hogar, que es de magnitud algo superior para la madre. Finalmente, la variable que refleja el sexo del jefe de hogar indica la asociación entre mayor cantidad de niños y hogares biparentales de jefatura masculina, pero solamente resulta significativa para 2006. Las pruebas F de igualdad entre los coeficientes de las variables para la madre y el padre permiten rechazar, en todos los casos, la hipótesis nula en 2006, lo que denota la diferente significación de los determinantes en ambos casos. En 1996 la variable de educación media materna resulta distinta de la paterna de acuerdo con la prueba, mientras que las otras no (ver cuadro A.3). Esto sugiere que los determinantes correspondientes a la madre y el padre han tendido a diferenciarse en la última década, con excepción de la educación, que ya resultaba diferente en 1996. La diferencia en los coeficientes relativos al ingreso no laboral para hombres y mujeres en 2006 indicaría que no se cumple el modelo unitario de decisión familiar.

Cuadro 6

Estimación de los determinantes de la cantidad de niños en el hogar. Hogares con jefe y cónyuge

	1996			2006		
	<i>MCO</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>	<i>COM</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>
Educ. media padre	-.183 (.046)***	-.095 (.023)***	-.095 (.023)***	-.223 (.030)***	-.122 (.016)***	-.122 (.016)***

Cuadro 6
(continuación)

	1996			2006		
	<i>MCO</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>	<i>COM</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>
Educ. alta padre	-.159 (.064)**	-.088 (.036)**	-.088 (.036)**	-.294 (.041)***	-.175 (.025)***	-.175 (.025)***
Educ. media madre	-.230 (.050)***	-.120 (.024)***	-.120 (.024)***	-.337 (.032)***	-.168 (.016)***	-.168 (.016)***
Educ. alta madre	-.500 (.067)***	-.293 (.035)***	-.293 (.035)***	-.624 (.038)***	-.364 (.022)***	-.364 (.022)***
Edad padre	.170 (.034)***	.140 (.031)***	.140 (.031)***	.141 (.016)***	.078 (.011)***	.078 (.011)***
Edad padre 2	-.002 (.000)***	-.002 (.000)***	-.002 (.000)***	-.002 (.000)***	-.001 (.000)***	-.001 (.000)***
Edad madre	.141 (.026)***	.155 (.024)***	.155 (.024)***	.225 (.016)***	.207 (.009)***	.207 (.009)***
Edad madre 2	-.002 (.000)***	-.002 (.000)***	-.002 (.000)***	-.003 (.000)***	-.003 (.000)***	-.003 (.000)***
Región	-.148 (.036)***	-.078 (.020)***	-.078 (.020)***	-.096 (.021)***	-.057 (.013)***	-.057 (.013)***
Ing. no lab. (padre)	.010 (.003)***	.006 (.001)***	.006 (.001)***	.015 (.001)***	.009 (.001)***	.009 (.001)***
Ing. no lab. (madre)	.009 (.003)***	.005 (.001)***	.005 (.001)***	.012 (.001)***	.007 (.001)***	.007 (.001)***
Sexo jefe (hombre=1)	.057 (.116)	.102 (.074)	.102 (.074)	.258 (.036)***	.174 (.026)***	.174 (.026)***
Constante	-3.115 (.800)***	-4.383 (.426)***	-4.383 (.426)***	-4.256 (.243)***	-4.261 (.177)***	-4.261 (.177)***
Observaciones	5302	5302	5302	15892	15892	15892

Notas: errores estándar robustos entre paréntesis. *significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%. Fuente: elaborado con base en datos de las encuestas continuas de hogares.

Finalmente, los resultados para el resto de los hogares (compuestos y extendidos), también reflejan la relación negativa entre el número de niños en el hogar y el nivel educativo tanto de la madre

como del padre. De nuevo, los coeficientes relacionados con la educación de la madre son de mayor magnitud. Los resultados relacionados con la edad del padre y la madre, así como la región, resultan similares a los de los hogares biparentales. Asimismo, en el caso de los ingresos no laborales de la madre y el padre los resultados son similares, excepto por el hecho de que los de la madre no resultan significativos en 1996. El sexo del jefe de hogar no resulta significativo. Cabe señalar que, nuevamente, la estimación Poisson y la binomial negativa se aproximan de manera considerable (cuadro 7). Las pruebas de igualdad de las variables maternas y paternas tienden a rechazar la hipótesis nula en todos los casos y en los dos años (con excepción de la educación media en 1996), lo que indica que para dichos hogares también hay un efecto diferencial asociado con las madres y padres (cuadro A.3).

Cuadro 7

Estimación de los determinantes de la cantidad de niños en el hogar. Hogares compuestos y extendidos

	1996			2006		
	<i>MCO</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>	<i>COM</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>
Educ. media padre	-.246 (.092)***	-.132 (.050)***	-.133 (.050)***	-.340 (.077)***	-.141 (.038)***	-.142 (.038)***
Educ. alta padre	-.280 (.129)**	-.168 (.097)*	-.174 (.097)*	-.428 (.091)***	-.281 (.080)***	-.292 (.080)***
Educ. media madre	-.396 (.099)***	-.182 (.048)***	-.184 (.049)***	-.591 (.077)***	-.232 (.033)***	-.233 (.034)***
Educ. alta madre	-.781 (.118)***	-.463 (.079)***	-.465 (.079)***	-1.288 (.086)***	-.783 (.061)***	-.785 (.061)***
Edad padre	.059 (.016)***	.035 (.009)***	.036 (.009)***	.035 (.010)***	.018 (.005)***	.019 (.005)***
Edad padre 2	-.001 (.000)***	-.001 (.000)***	-.001 (.000)***	-.000 (.000)**	-.000 (.000)**	-.000 (.000)**
Edad madre	.111 (.008)***	.087 (.008)***	.087 (.008)***	.117 (.008)***	.087 (.007)***	.086 (.007)***
Edad madre 2	-.002 (.000)***	-.001 (.000)***	-.001 (.000)***	-.002 (.000)***	-.001 (.000)***	-.001 (.000)***

Cuadro 7
(continuación)

	1996			2006		
	<i>MCO</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>	<i>COM</i>	<i>Poisson</i>	<i>Binomial negativa</i>
Región	-.290 (.074)***	-.182 (.043)***	-.187 (.043)***	-.314 (.054)***	-.199 (.031)***	-.207 (.032)***
Ing. no lab. (padre)	.023 (.005)***	.013 (.003)***	.013 (.003)***	.030 (.003)***	.015 (.002)***	.016 (.002)***
Ing. no lab. (madre)	-.002 (.005)	-.002 (.003)	-.002 (.003)	.021 (.003)***	.010 (.002)***	.011 (.002)***
Sexo jefe (hombre=1)	.132 (.218)	.094 (.112)	.098 (.113)	.115 (.116)	.039 (.053)	.041 (.054)
Constante	.114 (.142)	-.930 (.143)***	-.930 (.143)***	.767 (.105)***	-.568 (.103)***	-.570 (.102)***
Observaciones	1509	1509	1509	3745	3745	3745

Notas: errores estándar robustos entre paréntesis. *significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%. Fuente: elaborado con base en datos de las encuestas continuas de hogares.

5. Síntesis y conclusiones

La fecundidad y su evolución, en especial si la misma es diferencial por estrato socio-económico, puede afectar la distribución del ingreso y la pobreza. Asimismo, se asocia directamente con la oferta laboral femenina, además de tener importantes efectos en términos macroeconómicos. En este artículo se intentó avanzar en el conocimiento de sus determinantes, en el entendido de que resulta un paso relevante para el diseño de las políticas.

El análisis presentado muestra que, en la última década, los indicadores demográficos experimentan un descenso en la fecundidad a nivel país, impulsado, principalmente, por el comportamiento de las mujeres con mayor nivel educativo. Desde el punto de vista de los hogares, la cantidad de niños muestra también un descenso entre 1996 y 2006, el cual es mayor a medida que aumenta el nivel educativo del jefe de hogar. De igual manera, es superior en los hogares de los deciles superiores de la distribución, que en el resto.

Los distintos modelos estimados reafirman que la educación resulta el determinante más significativo de la cantidad de niños por hogar, lo que muestra una relación negativa y significativa en todos los casos. A su vez, el nivel educativo de las mujeres tiene un impacto superior en relación con el de los hombres, y la importancia de esta variable como explicación de la cantidad de niños por hogar se ha incrementado en el periodo analizado. Este resultado indica que las políticas que afecten el nivel educativo de la población, y especialmente de las mujeres, tendrán un efecto directo sobre la cantidad de niños en los hogares. Por otro lado, la diferencia en los coeficientes de los ingresos no laborales del padre y de la madre del hogar sugieren que no se cumple el modelo unitario de preferencias al interior del hogar.

Referencias

- Becker, G. 1960. *A treatise on the family*, Harvard University Press.
- Becker, G. y H. Lewis. 1973. On the interaction between the quantity and quality of children, *The Journal of Political Economy*, 81: S279-S288.
- Brass, W. 1974. *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía, Santiago de Chile.
- Cameron, A. y P.K. Trivedi. 1986. Econometric models based on count data: Comparisons and applications of some estimators and tests, *Journal of Applied Econometrics*, 1(1): 29-53.
- Chackiel, J. y S. Scholnick. 1998. América Latina: la transición demográfica en los países rezagados, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía, serie B, núm. 124 (LC/DEM/R.286).
- Chen, Z. y F. Woolley. 1993. A CournotNash model of family decision making, *The Economic Journal*, 111(474): 722-748.
- Chiappori, P. 1992. Collective Labor Supply and Welfare, *Journal of Political Economy*, 100(3): 437-67.
- Cochrane S. 1983. Effects of education and urbanization on fertility, en R.A. Bulatao y R. Lee (comps.), *Determinants of fertility in developing countries*, vol. 2, Academic Press, New York, 587-626.

- Ferreira F. y P. Leite. 2002. Educational expansion and income distribution. A micro-simulation for Ceará, Departamento de Economía, PUC-RIO, texto para discussao, núm. 456.
- Folbre, N. 1986. Cleaning house: New perspectives on huseholds and economic development, *Journal of Development Economics*, 22(1): 5-40.
- Fortin, B. y G. Lacroix. 1997. A test of the unitary and collective models of household labour supply, *Economic Journal*, 107(443): 933955.
- Greene, W. 2000. *Econometric analysis*, Prentice Hall, NY.
- Hoddinott, J. y H. Haddad. 1995. Does female income share influence household expenditures? Evidence from Cote de Ivoire, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1): 77-96.
- Klasen, S. y S. Woltermann. 2005. The impact of demographic dynamics on economic development, poverty and inequality in Mozambique, University of Goettingen, Discussion Paper Series, núm.126.
- Klawon, E. y J. Tiefenthaler. 2001. Bargaining over family size: the determinants of fertility in Brazil, *Population Research and Policy Review*, 20: 423-440.
- Lundberg S. y R. Pollak. 1993. Separate sphere bargaining and the marriage market, *Journal of Political Economy* 101(6): 988-1010.
- Marchionni M. y L. Gasparini. 2007. Tracing out the effects of demographic changes on the income distribution. Greater Buenos Aires 1980-1998, *Journal of Economic Inequality*, 5: 97-114.
- McElroy M. y M. Horney. 1981. Nash-Bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand, *International Economic Review*, 22(2): 333-349.
- Melkersson M. y D. Rooth. 2000. Modeling female fertility using inflated count data models, *Journal of Population Economics*, 13(2): 189-203.
- Mincer, J. 1963. Market prices, opportunity costs and income effects, en C. Christ (comp.), *Measurement in economics*, Stanford University Press, 36-52.
- Naciones Unidas. 1983. *Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation* (ST/ESA/SER.A/81), Nueva York.
- Nguyen-Dinh, H. 1997. A socioeconomic analysis of the determinants of fertility: the case of Vietnam, *Journal of Population Economics*, 10(3): 251-271.
- Paredes, M. y C. Varela. 2005. Aproximación sociodemográfica al comportamiento reproductivo y familiar en el Uruguay, Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, DT núm. 67.
- Ray, D. 1998. *Development economics*, Princeton University Press.
- Rubinstein, A. 1982. Perfect equilibrium in a bargaining model, *Econometrica*, 50: 97110.
- Schkolnik, S. 2004. La fecundidad en América Latina: transición o revolución?, CEPAL, Serie Seminarios y Conferencias, núm. 36 (LC/L. 2097-P).
- Schultz, T. 1990. Testing the neoclassical model of family labor supply and fertility, *Journal of Human Resources*, 25(4): 599634.
- . 2001. The fertility transition: economic explanations, Economic Growth Center, Yale University, Center Discussion Paper, núm. 833
- Thomas, D. 1990. Intra-household resource allocation: an inferential approach, *Journal of Human Resources*, 25(4): 635-664.
- Varela, C. 1999. La fecundidad adolescente: una expresión de cambio del comportamiento reproductivo en el Uruguay, *Salud Problema*, 4(6): 51-64.

- Varela, C., R. Pollero y A. Fostik. 2008. La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo, en C. Varela (comp.) *Demografía de una sociedad en transición*, capítulo 2, Programa de Población y UNFPA.
- Veloso, F. 1999. Wealth composition, endogenous fertility and the dynamics of income inequality. University of Chicago (inédito).
- Wang W. y F. Famoye. 1997. Modeling household fertility decisions with generalized Poisson regression, *Journal of Population Economics*, 10: 273-283.
- Winkelmann, R. y K. Zimmermann. 1995. Recent developments in count data modelling: theory and application, *Journal of Economic Surveys*, 9(1): 1-24.

Anexo estadístico**Cuadro A.1**

*Las etapas de la transición demográfica en América Latina
1995-2000*

<i>Muy avanzada:</i> Cuba
<i>Avanzada:</i> Argentina, Chile, Uruguay y Brasil
<i>Plena o en progreso:</i> El Salvador, Perú, Ecuador, Venezuela, República Dominicana, Colombia, Costa Rica, México, Panamá
<i>Moderada:</i> Bolivia, Nicaragua, Honduras, Paraguay
<i>Incipiente:</i> Guatemala, Haití

Fuente: Schkolnik, 2004.

Cuadro A.2

*Distribución de los hogares por tipo, 1996-2006
(porcentaje)*

<i>Año</i>	<i>Jefe/a sin cóny.</i>	<i>Jefe con cónyuge</i>	<i>Otros hogares</i>	<i>Total</i>
1996	24.9	52.6	22.5	100
1997	25.4	51.3	23.3	100
1998	25.5	54.0	20.6	100
1999	27.1	52.4	20.5	100
2000	27.5	51.3	21.1	100
2001	27.5	52.4	20.1	100
2002	28.7	50.8	20.5	100
2003	29.6	49.9	20.5	100
2004	29.8	49.9	20.3	100
2005	32.1	49.1	18.8	100
2006	31.1	50.2	18.6	100

Fuente: elaborado con base en datos de las encuestas continuas de hogares.

Cuadro A.3

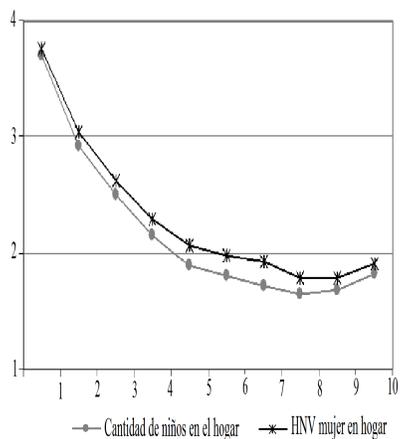
Pruebas de hipótesis sobre los coeficientes de las regresiones

	<i>Estadís- tico</i>	Prob > F Prob > Chi2	<i>Resul- tado</i>	<i>Estadís- tico</i>	Prob > F Prob > Chi2	<i>Resul- tado</i>
<i>Hogares biparentales</i>						
MCO						
Educ madre media=Educ padre media	F(1.5289) = .36	.549	No rechazo	F(1.15879) = 5.17	.023	Rechazo
Educ madre alta=Educ padre alta	F(1.5289) = 8.98	.003	Rechazo	F(1.15879) = 24.13	.000	Rechazo
Edad padre=Edad madre	F(1.5289) = .47	.492	No rechazo	F(1.15879) = 8.67	.003	Rechazo
Edad padre2=Edad madre2	F(1.5289) = .02	.880	No rechazo	F(1.15879) = 14.77	.000	Rechazo
Ing no laboral madre=Ing no laboral padre	F(1.5289) = .19	.666	No rechazo	F(1.15879) = 5.38	.020	Rechazo
Poisson						
Educ madre media=Educ padre media	chi2(1) = .40	.529	No rechazo	chi2(1) = 3.04	.081	Rechazo
Educ madre alta=Educ padre alta	chi2(1) = 10.90	.001	Rechazo	chi2(1) = 21.55	.000	Rechazo
Edad padre=Edad madre	chi2(1) = .09	.769	No rechazo	chi2(1) = 58.07	.000	Rechazo
Edad padre2=Edad madre2	chi2(1) = .86	.353	No rechazo	chi2(1) = 76.84	.000	Rechazo
Ing no laboral madre=Ing no laboral padre	chi2(1) = .35	.552	No rechazo	chi2(1) = 5.24	.022	Rechazo
Binomial negativa						
Educ madre media=Educ padre media	chi2(1) = .40	.529	No rechazo	chi2(1) = 3.04	.081	Rechazo
Educ madre alta=Educ padre alta	chi2(1) = 10.90	.001	Rechazo	chi2(1) = 21.55	.000	Rechazo
Edad padre=Edad madre	chi2(1) = .09	.769	No rechazo	chi2(1) = 58.07	.000	Rechazo
Edad padre2=Edad madre2	chi2(1) = .86	.353	No rechazo	chi2(1) = 76.84	.000	Rechazo
Ing no laboral madre=Ing no laboral padre	chi2(1) = .35	.552	No rechazo	chi2(1) = 5.24	.022	Rechazo

Cuadro A.3
(continuación)

	<i>Estadís- tico</i>	Prob > F Prob > Chi2	<i>Resul- tado</i>	<i>Estadís- tico</i>	Prob > F Prob > Chi2	<i>Resul- tado</i>
<i>Hogares extendidos y compuestos</i>						
MCO						
Educ madre media=Educ padre media	F(1.1496) = 1.03	.309	No rechazo	F(1.3732) = 4.56	.033	Rechazo
Educ madre alta=Educ padre alta	F(1.1496) = 6.39	.012	Rechazo	F(1.3732) = 38.91	.000	Rechazo
Edad padre=Edad madre	F(1.1496) = 7.31	.007	Rechazo	F(1.3732) = 33.03	.000	Rechazo
Edad padre2=Edad madre2	F(1.1496) = 3.78	.052	Rechazo	F(1.3732) = 18.94	.000	Rechazo
Ing no laboral madre=Ing no laboral padre	F(1.1496) = 11.44	.001	Rechazo	F(1.3732) = 3.74	.053	Rechazo
Poisson						
Educ madre media=Educ padre media	chi2(1) = .41	.520	No rechazo	chi2(1) = 2.55	.110	Rechazo
Educ madre alta=Educ padre alta	chi2(1) = 4.12	.043	Rechazo	chi2(1) = 22.06	.000	Rechazo
Edad padre=Edad madre	chi2(1) = 16.46	.000	Rechazo	chi2(1) = 51.34	.000	Rechazo
Edad padre2=Edad madre2	chi2(1) = 7.32	.007	Rechazo	chi2(1) = 25.95	.000	Rechazo
Ing no laboral madre=Ing no laboral padre	chi2(1) = 11.94	.001	Rechazo	chi2(1) = 4.39	.000	Rechazo
Binomial negativa						
Educ madre media=Educ padre media	chi2(1) = .42	.516	No rechazo	chi2(1) = 2.53	.112	No rechazo
Educ madre alta=Educ padre alta	chi2(1) = 4.02	.045	Rechazo	chi2(1) = 20.61	.000	Rechazo
Edad padre=Edad madre	chi2(1) = 16.30	.000	Rechazo	chi2(1) = 47.41	.000	Rechazo
Edad padre2=Edad madre2	chi2(1) = 7.16	.008	Rechazo	chi2(1) = 23.56	.000	Rechazo
Ing no laboral madre=Ing no laboral padre	chi2(1) = 12.11	.001	Rechazo	chi2(1) = 5.20	.023	Rechazo

Gráfica A.1
Niños en el hogar e hijos nacidos vivos de las mujeres del hogar. Hogares mononucleares y monoparentales con hijos



Gráfica A.2
Niños en el hogar e hijos nacidos vivos de las mujeres del hogar. Hogares compuestos y extendidos con hijos

