

ISSN: 1510-9305

**DETERMINANTES DE LA FECUNDIDAD EN
URUGUAY.
1996-2006**

Verónica Amarante
Ivone Perazzo

Diciembre de 2009

INSTITUTO DE ECONOMIA
Serie Documentos de Trabajo

DT 08/09

DETERMINANTES DE LA FECUNDIDAD EN URUGUAY. 1996-2006

Verónica Amarante¹
Ivone Perazzo

Resumen

En este documento se analizan los determinantes microeconómicos de las decisiones reproductivas en los hogares uruguayos. Para ello, se consideran las diferencias en la fecundidad y en la cantidad de niños por hogar por estrato socio-económico en el período 1996-2006. Se realizan 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 los cónyuges (en su mayoría mujeres), resulta el elemento más importante en la determinación de estas decisiones.

Abstract

This paper analyzes the microeconomic determinants of household reproductive decisions in Uruguay. With that purpose, we consider differences in fertility and in the number of children per household by socioeconomic strata in the period 1996-2006. We estimate different econometric specifications trying to capture the effect of diverse socioeconomic factors on household decisions regarding the number of children. Education, specifically that of spouses' (mainly corresponding to women) results as the most important factor for these decisions.

¹ vero@iecon.ccee.edu.uy, ivone@iecon.ccee.edu.uy. Las autoras desean agradecer los comentarios y sugerencias realizados por Rodrigo Arim y Wanda Cabella.

DETERMINANTES DE LA FECUNDIDAD EN URUGUAY. 1996-2006	2
Resumen	2
Abstract	2
Introducción	4
1. Los determinantes de la fecundidad desde la perspectiva económica	4
2. Evolución de la fecundidad y del tamaño de los hogares en Uruguay.....	6
2.1 <i>Evolución de la fecundidad entre 1996 y 2006</i>	6
2.2 <i>La cantidad de niños por hogar en Uruguay</i>	9
3. Modelización de las decisiones reproductivas de los hogares	11
4. Los determinantes de la fecundidad en Uruguay	13
5. Síntesis y conclusiones.....	16
Referencias	17
Anexo estadístico	19

Introducción

Este documento analiza los determinantes micro económicos de las decisiones reproductivas de los hogares uruguayos en la última década. En primer término se resume la literatura sobre determinantes de la fecundidad desde la perspectiva económica (sección 1). A continuación se describe la evolución de distintos indicadores de fecundidad en los últimos diez años, así como de la cantidad de niños por hogar, enfatizando las diferencias por estratos socio-económicos (sección 2). Se intenta luego comprender los determinantes microeconómicos de las decisiones reproductivas en los hogares uruguayos, utilizando como variable *proxy* el número de niños en el hogar. Con ese objetivo, se describen primero los métodos para la modelización de la fecundidad (sección 3) y se discuten luego las estimaciones para el caso uruguayo (sección 4). Finalmente, se presentan las conclusiones del trabajo (sección 5).

1. Los determinantes de la fecundidad desde la perspectiva económica

La literatura sobre los determinantes micro-económicos de la fecundidad se centra en 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).

Las ideas básicas de este enfoque 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 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. Esto 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. Este supuesto es 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 en 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). Estos modelos 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's (1981). Diversos estudios empíricos encuentran que los ingresos no laborales o los activos son fuentes significativas de variación en las decisiones de los hogares, 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 Wooley (1993), 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 decisiones

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 estos fenómenos.

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

2.1 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). 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.²

Los indicadores más utilizados para medir la fecundidad son la tasa global de fecundidad (TGF) y la paridez media. La 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 período fértil tuviera sus hijos de acuerdo a las tasas de fecundidad por edad de la población en estudio, b) que no estuviera expuesta a riesgo de mortalidad desde su nacimiento hasta el término de su período fértil. Se calcula dividiendo los nacimientos entre el número de mujeres para cada grupo de edades quinquenal entre 15 y 49, y realizando luego la sumatoria de las tasas específicas multiplicadas por cinco. Un indicador alternativo es la paridez media acumulada, que indica el número medio de hijos tenidos por mujer hasta determinada edad; por tanto, refiere a la fecundidad retrospectiva de las mujeres que pertenecen a cada grupo de edad. Si el último tramo de edad considerado fuera el de las mujeres de 45 a 49 años, la paridez de éstas se corresponde a la paridez final, es decir con el número medio de hijos que efectivamente tuvieron las mujeres de esa cohorte de edad al final de su vida fértil. Mientras que la TGF es una medida resumen que refleja la experiencia de distintas cohortes de edad, la paridez media es la experiencia real de la o las cohortes observadas (Varela *et al*, 2008).

El cálculo de la TGF puede realizarse utilizando diferentes fuentes de información: combinando 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, y la información proveniente de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (ENHA)

² Se denomina transición demográfica al largo proceso que transcurre entre dos situaciones extremas: una inicial de bajo crecimiento demográfico con altas tasas de mortalidad y fecundidad, y otra final con bajo crecimiento poblacional y bajas tasas de mortalidad y natalidad. 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.

para 2006, que incluyó preguntas específicas que permiten el cálculo de esta variable.³ La estimación a partir de la combinación de estadísticas vitales y datos poblacionales es preferida por los demógrafos para países como Uruguay, donde las estadísticas vitales son consideradas de buena calidad. Sin embargo, al no basarse en microdatos, no permite una desagregación por niveles educativos o características socio-económicas, aspecto que resulta sumamente relevante para este trabajo.

El cuadro 1 presenta la estimación de la TGF por ambos métodos para el período 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.⁴

Cuadro 1. Evolución de la tasa global de fecundidad en Uruguay. Diferentes estimaciones

	Censo 1996 y encuesta de hogares 2006	Estadísticas vitales y datos poblacionales (Varela <i>et al</i> , 2008)
1996	2,83	2,45
2006	1,95	2,04
Variación 96-06	-31%	-17%

Fuente: elaborado en base a datos de la ENHA, censos de población 1996 y estimaciones de Varela *et al* (2008)

El análisis en base a 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 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.

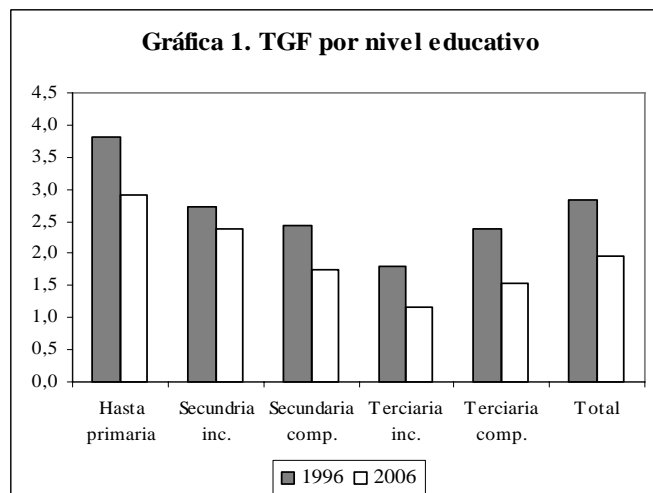
Cuadro 2. Evolución de la TGF por nivel educativo

	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 en base a datos del censo de población 1996 y ENHA 2006

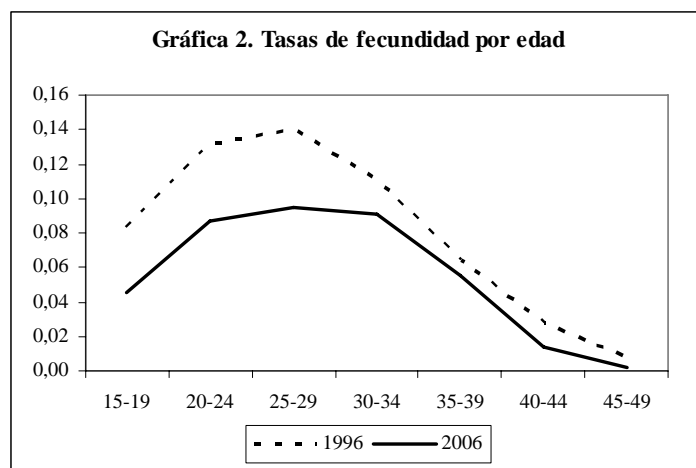
³ La ENHA 2006 tiene representación nacional y un tamaño de muestra considerable. En efecto, brinda información sobre 256.866 individuos de 85.317 hogares en zonas urbanas y rurales, ascendiendo la población en el país a 3.241.003 personas, según el censo de población 2004.

⁴ Si se corrigen los datos provenientes del censo de 1996 y de la ENHA de 2006 siguiendo el método propuesto en Brass (1974), la estimación de la TGF pasa a ser 2,66 y 2,11 para 1996 y 2006 respectivamente, presentando una caída de 21% en los diez años analizados, magnitud similar a la estimada por Varela *et al* (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 (Manual de Naciones Unidas, 1983).



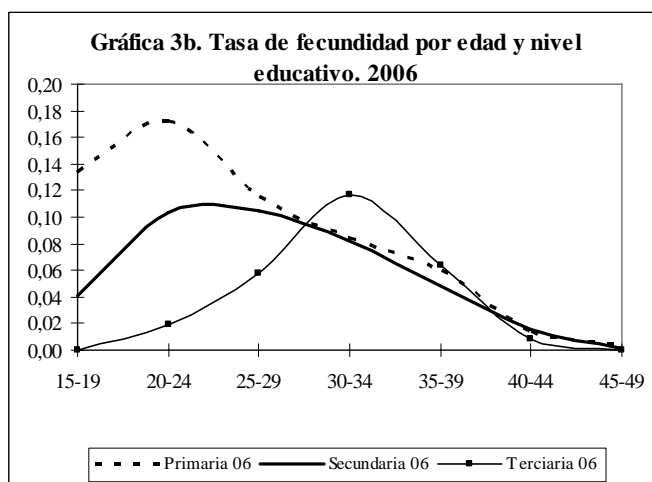
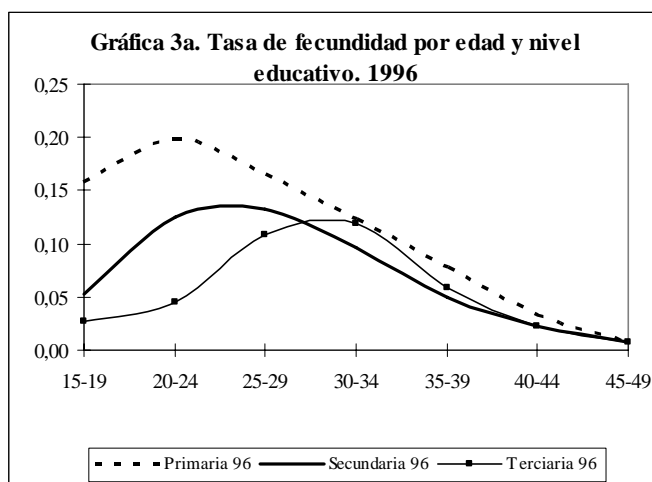
Fuente: elaborado en base a datos del censo de población 1996 y ENHA 2006

Las tasas de fecundidad disminuyen en todos los tramos etarios. Las adolescentes, que de acuerdo a 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).



Fuente: elaborado en base a datos del censo de población 1996 y ENHA 2006

Las tasas de fecundidad más elevadas se ubican en tramos de edades diferentes cuando se analiza la fecundidad por nivel educativo. La tasa de fecundidad específica más elevada de las mujeres con educación primaria se encuentra en el tramo entre 20 a 24 años, mientras que corresponde al de 25 a 29 años para las que cuentan con educación secundaria y al de 30 a 34 para las aquellas con educación terciaria, tanto en 1996 como en 2006 (gráficas 3a y 3b). Esto ilustra sobre la endogeneidad en las decisiones reproductivas y las concernientes a la educación.



Fuente: elaborado en base a datos del censo de población 1996 y ENHA 2006

2.2 La cantidad de niños por hogar en Uruguay

Para el análisis de los determinantes de la fecundidad con un enfoque económico resulta relevante la incorporación de variables socioeconómicas, y específicamente del ingreso de los hogares y de sus diferentes miembros, como se discutió antes. Esta información no está disponible en los censos de población, y por eso estas estimaciones para Uruguay deben basarse en las encuestas de hogares. Sin embargo, la información contenida en estas encuestas no permite el cálculo de las TGF o de indicadores de paridez, con excepción de la edición de 2006. Dado que este trabajo se propone analizar estos determinantes y su evolución en el período 1985-2006, se optó por utilizar una variable *proxy* de la fecundidad, que está disponible en las encuestas de hogares: la cantidad de niños (menores de 18 años) por hogar. Esta variable suele utilizarse como *proxy* de la fecundidad en distintos estudios (Klasen y Woltermann 2005, Marchionni y Gasparini 2007, entre otros).

Para evaluar las limitaciones del número de niños en el hogar como *proxy* de la fecundidad se consideraron las diferencias entre ambas variables en base a la encuesta de hogares 2006. 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 (compuestos y extendidos). Las gráficas A.1 y A.2 del anexo estadístico presentan la relación entre ambas variables por deciles de ingreso, mostrando que resulta razonable la utilización de esta *proxy*.

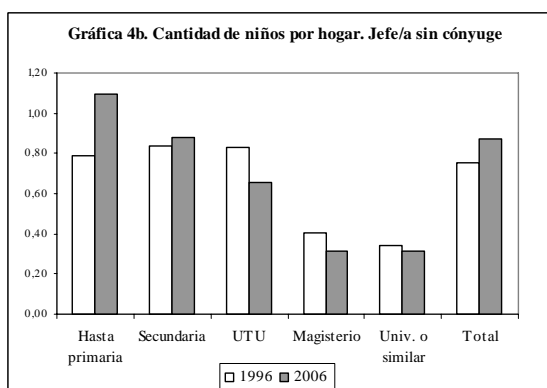
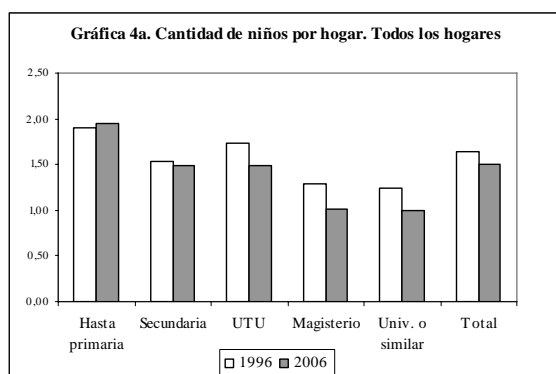
En este apartado se discute la evolución de la cantidad de niños por hogar en el período considerado. Esta variable presenta una caída sistemática entre 1996 y 2006. Si restringimos el análisis a los hogares cuyo jefe tiene 50 años de edad o menos, como forma de aproximación a los hogares en edad reproductiva, la disminución de este indicador es de 8% en el período analizado. Cabe señalar que se están incluyendo para el cálculo de este promedio todos los hogares en los cuales el jefe es menor de 50 años, incluso los que no tienen niños. Si dividimos el total de hogares en tres categorías: jefe/a sin cónyuge, jefe/a con cónyuge y otros, se aprecia que 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).⁵ 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.

Cuadro 3. Variación en la cantidad promedio de niños por hogar. 1996-2006

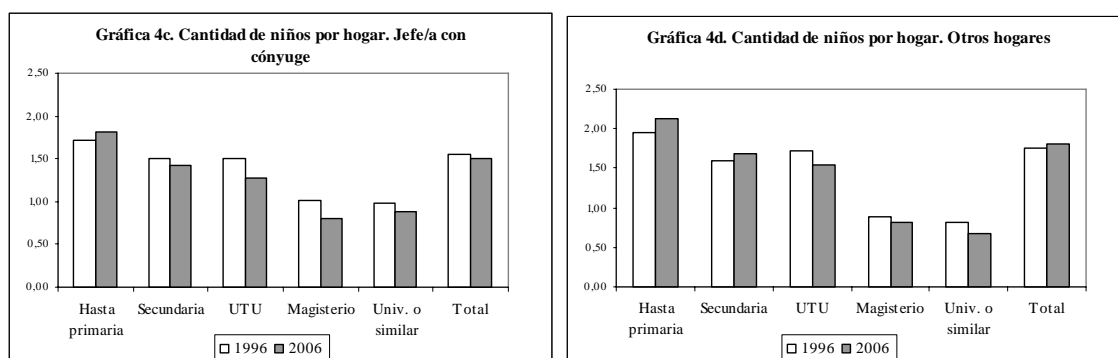
	Sin instrucción y Primaria	Secundaria	UTU	Magisterio	Universidad o similar	Total
Todos	2,4%	-2,5%	-14,2%	-21,6%	-20,0%	-8,0%
Jefe/a sin cónyuge	38,8%	4,9%	-21,2%	-22,2%	-8,2%	15,7%
Jefe con cónyuge	6,2%	-4,7%	-15,7%	-19,6%	-9,9%	-3,1%
Otros hogares	9,2%	6,0%	-10,3%	-8,6%	-16,7%	3,2%

Fuente: elaborado en base a datos del censo de población 1996 y ENHA 2006

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 4).



⁵ 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.



Fuente: elaborado en base a datos del censo de población 1996 y ENHA 2006

El análisis por decil de ingreso muestra un patrón similar.⁶ 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 período, mientras que para los cinco deciles superiores esta magnitud es de 15% (Cuadro 4).

Cuadro 4. Número promedio de niños por decil de ingresos. Hogares con jefes menores de 50. 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 en base a datos del censo de población 1996 y ENHA 2006

La información presentada muestra que en el período 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 similar, la cantidad de niños por hogar también decrece en el período, 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 que pertenecen a los deciles superiores de ingreso.

3. 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, como se discute más adelante), 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, 1994; Wang y

⁶ Los deciles de ingreso se construyen en base al ingreso *per cápita* del hogar incluyendo valor locativo.

Famoye, 1997; Melkersson y Rooth, 2000, entre otros). Sin embargo, algunos trabajos empíricos estiman ecuaciones de fecundidad utilizando mínimos cuadrados ordinarios (OLS), argumentando que los resultados de la utilización del modelo lineal o de modelos de recuento de datos no difieren considerablemente (Klawon y Tiefenthaler, 2001; Veloso, 1999; entre otros)⁷. También se ha optado por especificaciones como el modelo *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 Chi_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:

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

donde $\eta_i = E(Chi_i|x_i)$ 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:

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

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 ($E(Chi_i|x_i) < V(Chi_i|x_i)$) o subdispersión ($E(Chi_i|x_i) > V(Chi_i|x_i)$). La sobredispersión es la consecuencia de una correlación positiva entre eventos, mientras que la subdispersión está causada por una correlación negativa entre los eventos.⁸

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

⁷ Nguyen-Dinh (1997) menciona una revisión realizada por Cochrane (1983) donde se reportan docenas de estimaciones de ecuaciones de fecundidad con el método OLS.

⁸ Nguyen-Dinh (1997) señala que la sobredispersión es más frecuente en los datos reales sobre fecundidad, mientras que la subdispersión es más extraña. Sin embargo, también resalta que distintos estudios han encontrado evidencia en favor de ambas. Winkelmann and Zimmermann (1995) señalan que la sobredispersión predomina en los datos reales.

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 a 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.⁹

4. Los determinantes de la fecundidad en Uruguay

El análisis de los determinantes de la fecundidad en Uruguay que se presenta a continuación 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 dependiente la cantidad de niños en el hogar. Las variables explicativas incluidas en las regresiones reflejan el impacto de algunos de los factores especificados en los enfoques descritos en la sección 1.

Las estimaciones se realizaron para tres tipos de hogares: aquellos conformados por parejas (con o sin hijos), aquellos conformados por jefes solos (con o sin hijos, es decir incluyen los unipersonales), y el resto de los hogares, que comprende hogares compuestos y extendidos, restringiendo la muestra a los hogares con jefes menores de 50 años. En los hogares donde el jefe no tiene pareja, las variables explicativas relacionadas con los individuos corresponden al jefe. Para el resto de los hogares se consideran atributos tanto del jefe como del cónyuge. Las estimaciones se realizan en base a tres modelos: lineal, Poisson y binomial negativa.

Los resultados correspondientes a los hogares donde el jefe no tiene cónyuge (incluye monoparentales y unipersonales) 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 (nivel educativo bajo del jefe es la categoría omitida) (Cuadro 5). Esta variable permite aproximarse al costo de oportunidad de criar a los niños ya que es un indicador indirecto del ingreso potencial. 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 esta relación se debilita en el tiempo y el coeficiente es de menor magnitud. Cuando el jefe es mujer, estos hogares se asocian con una mayor cantidad de niños. El ingreso no laboral del jefe presenta una relación positiva con la cantidad de niños, reflejando un efecto riqueza. Cabe señalar que la brecha entre los jefes de distintos niveles educativos se agranda en los diez años analizados.

⁹ 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 (1994) desarrollan un modelo generalizado de conteo de datos que incluye como casos especiales el modelo Poisson, el binomial negativo y el binomial.

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	-0.295 (0.092)***	-0.231 (0.071)***	-0.220 (0.072)***	-0.470 (0.048)***	-0.319 (0.031)***	-0.319 (0.031)***
Educ. alta	-0.576 (0.097)***	-0.532 (0.090)***	-0.529 (0.091)***	-0.920 (0.052)***	-0.790 (0.048)***	-0.790 (0.048)***
Edad del jefe	0.326 (0.033)***	0.363 (0.046)***	0.359 (0.046)***	0.238 (0.027)***	0.240 (0.021)***	0.239 (0.021)***
Edad del jefe 2	-0.005 (0.000)***	-0.005 (0.001)***	-0.005 (0.001)***	-0.003 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	-0.003 (0.000)***
Región	-0.220 (0.072)***	-0.192 (0.061)***	-0.193 (0.063)***	-0.077 (0.037)**	-0.058 (0.029)**	-0.060 (0.030)**
Sexo jefe	0.751 (0.072)***	1.009 (0.131)***	1.006 (0.131)***	1.018 (0.037)***	1.420 (0.083)***	1.420 (0.083)***
Ing. no lab.(jefe)	0.020 (0.003)***	0.018 (0.003)***	0.018 (0.003)***	0.025 (0.002)***	0.025 (0.002)***	0.025 (0.002)***
Constante	-5.211 (0.548)***	-7.711 (0.856)***	-7.668 (0.847)***	-3.921 (0.474)***	-6.156 (0.405)***	-6.142 (0.408)***
Observaciones	1246	1246	1246	5074	5074	5074
Errores estándar robustos entre paréntesis						
* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%						

En el caso de los hogares formados por jefe y cónyuge (con y sin hijos), la estimación Poisson y la binomial negativa coinciden, indicando la igualdad de la media y la varianza (cuadro 6). Los resultados indican que tanto la educación del jefe como la del cónyuge intervienen negativamente en la fecundidad. El número de niños en el hogar es decreciente con el nivel educativo del cónyuge en los dos años considerados. En el caso del jefe, esto sucede en 2006, aunque en 1996 los coeficientes no son estrictamente decrecientes. Por otro lado, la magnitud de estos coeficientes se incrementa, tanto para jefes como para cónyuges, en el período considerado. En todos los casos, los coeficientes correspondientes a la educación del cónyuge resultan de magnitud superior a los de la educación del jefe. En la gran mayoría de estos hogares los cónyuges son mujeres (aproximadamente 93%), por lo cual este resultado 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 del jefe como del cónyuge muestra un efecto significativo y no negativo, mientras que la expresión cuadrática también es significativa y negativa, indicando un perfil de U invertida. El coeficiente negativo de la variable región indica la menor cantidad de niños en los hogares con jefe y cónyuge de Montevideo. La variable que refleja el sexo del jefe de hogar no resulta significativa en 1996, pero es significativa y negativa en 2006. Finalmente, el ingreso no laboral,¹⁰ tanto del jefe como del cónyuge, refleja un efecto riqueza positivo sobre la cantidad de niños en el hogar.

¹⁰ Se incluye en ingresos no laborales el resto de los ingresos personales, tanto del capital, como transferencias.

Cuadro 6. Estimación de los determinantes de la cantidad de niños en el hogar. Hogares con jefe y cónyuge.

	1996			2006		
	MCO	Poisson	Binomial negativa	MCO	Poisson	Binomial negativa
Educ. media jefe	-0.198 (0.045)***	-0.107 (0.023)***	-0.107 (0.023)***	-0.241 (0.031)***	-0.126 (0.016)***	-0.126 (0.016)***
Educ. alta jefe	-0.225 (0.064)***	-0.132 (0.036)***	-0.132 (0.036)***	-0.387 (0.041)***	-0.230 (0.025)***	-0.230 (0.025)***
Educ. media cónyuge	-0.206 (0.047)***	-0.108 (0.024)***	-0.108 (0.024)***	-0.319 (0.031)***	-0.166 (0.016)***	-0.166 (0.016)***
Educ. alta cónyuge	-0.459 (0.060)***	-0.257 (0.035)***	-0.257 (0.035)***	-0.556 (0.038)***	-0.324 (0.022)***	-0.324 (0.022)***
Edad jefe	0.313 (0.035)***	0.157 (0.019)***	0.157 (0.019)***	0.197 (0.017)***	0.117 (0.011)***	0.117 (0.011)***
Edad jefe 2	-0.004 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.002 (0.000)***
Edad cónyuge	0.173 (0.036)***	0.194 (0.016)***	0.194 (0.016)***	0.204 (0.015)***	0.171 (0.010)***	0.171 (0.010)***
Edad cónyuge 2	-0.003 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.002 (0.000)***
Región	-0.146 (0.036)***	-0.078 (0.020)***	-0.078 (0.020)***	-0.095 (0.021)***	-0.056 (0.013)***	-0.056 (0.013)***
Sexo jefe	-0.074 (0.114)	-0.079 (0.076)	-0.079 (0.076)	-0.214 (0.039)***	-0.142 (0.027)***	-0.142 (0.027)***
Ing. no lab.(jefe)	0.010 (0.003)***	0.005 (0.001)***	0.005 (0.001)***	0.014 (0.001)***	0.008 (0.001)***	0.008 (0.001)***
Ing. no lab.(cónyuge)	0.012 (0.003)***	0.006 (0.001)***	0.006 (0.001)***	0.013 (0.001)***	0.007 (0.001)***	0.007 (0.001)***
Constante	-6.108 (0.421)***	-5.200 (0.324)***	-5.200 (0.324)***	-4.403 (0.238)***	-4.021 (0.183)***	-4.021 (0.183)***
Observaciones	5302	5302	5302	15892	15892	15892
Errores estándar robustos entre paréntesis						
* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%						

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 del jefe como del cónyuge, pero en este caso, los coeficientes relacionados con la educación del jefe son de mayor magnitud. Los resultados relacionados con la edad del jefe y el cónyuge, la región, y los ingresos no laborales de jefes y cónyuges también son similares. La cantidad de niños en el hogar se asocia positivamente con la jefatura femenina en este tipo de hogares. Cabe señalar que nuevamente la estimación Poisson y la binomial negativa se aproximan considerablemente (cuadro 7).

Cuadro 7. Estimación de los determinantes de la cantidad de niños en el hogar. Hogares compuestos y extendidos.						
	1996			2006		
	MCO	Poisson	Binomial negativa	MCO	Poisson	Binomial negativa
Educ. media jefe	-0.352 (0.087)***	-0.207 (0.049)***	-0.212 (0.049)***	-0.480 (0.068)***	-0.239 (0.034)***	-0.244 (0.034)***
Educ. alta jefe	-0.687 (0.112)***	-0.549 (0.093)***	-0.563 (0.093)***	-1.074 (0.077)***	-0.960 (0.070)***	-0.984 (0.070)***
Educ. media cóny.	-0.257 (0.111)**	-0.087 (0.052)*	-0.085 (0.052)	-0.486 (0.095)***	-0.137 (0.039)***	-0.132 (0.039)***
Educ. alta cóny.	-0.379 (0.149)**	-0.106 (0.082)	-0.099 (0.082)	-0.548 (0.121)***	-0.039 (0.068)	-0.013 (0.069)
Edad jefe	0.111 (0.041)***	0.080 (0.031)***	0.077 (0.031)**	0.151 (0.027)***	0.135 (0.020)***	0.132 (0.021)***
Edad jefe 2	-0.001 (0.001)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.002 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	-0.002 (0.000)***
Edad cónyuge	0.108 (0.009)***	0.072 (0.006)***	0.073 (0.006)***	0.086 (0.009)***	0.049 (0.005)***	0.051 (0.005)***
Edad cónyuge 2	-0.002 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
Región	-0.275 (0.074)***	-0.170 (0.044)***	-0.177 (0.044)***	-0.280 (0.054)***	-0.173 (0.031)***	-0.180 (0.032)***
Sexo jefe	0.562 (0.097)***	0.460 (0.079)***	0.490 (0.085)***	0.483 (0.061)***	0.369 (0.042)***	0.404 (0.045)***
Ing. no lab.(jefe)	0.013 (0.004)***	0.008 (0.003)***	0.008 (0.003)***	0.034 (0.003)***	0.021 (0.001)***	0.021 (0.002)***
Ing. no lab.(cóny)	0.014 (0.008)*	0.006 (0.004)*	0.007 (0.004)*	0.013 (0.004)***	0.005 (0.002)***	0.005 (0.002)***
Constante	-1.160 (0.698)*	-1.852 (0.544)***	-1.845 (0.545)***	-1.235 (0.453)***	-2.467 (0.374)***	-2.475 (0.373)***
Observaciones	1509	1509	1509	3745	3745	3745
Errores estándar robustos entre paréntesis						
* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%						

5. Síntesis y conclusiones

En la última década los indicadores demográficos muestran un descenso en la fecundidad en el país. Este descenso es 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, consolidando la evidencia a favor de una reducción sistemática de la fecundidad a lo largo de los años bajo estudio. Esta caída es mayor a medida que aumenta el nivel educativo del jefe de hogar. También es superior en los hogares de los quintiles superiores de la distribución que en el resto.

Los distintos modelos reafirman que la educación resulta el determinante más significativo de la cantidad de niños por hogar, mostrando una relación negativa y significativa en todos los casos. A su vez, el nivel educativo del cónyuge (en su mayoría mujeres) incide más que el de los jefes de hogar en la determinación de la cantidad de niños en el hogar. La importancia de esta variable como explicación de la cantidad de niños por hogar se ha incrementado en el período analizado.

Referencias

- Becker G.** (1960). "An Economic Analysis of Fertility", en *Demographic and Economic Changes in Developed Countries*, NBER, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- _____ y **Lewis H.** (1973). "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children". *The Journal of Political Economy* 81: pp. S279-S288.
- Brass W.** (1974). *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados*. Santiago de Chile, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía.
- Cameron A. y Trivedi P.K.** (1986). "Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests". *Journal of Applied Econometrics*, vol. 1 (1): 29-53.
- 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". In: Bulatao RD, Lee RD (eds). *Determinants of fertility in developing countries. Vol. 2*. Academic Press, New York, 587-626.
- Ferreira F. y Leite P.** (2002). *Educational expansion and income distribution. A micro-simulation for Ceará*. Texto para discussão N° 456, Departamento de Economia, PUC-RIO.
- Folbre N.** (1986). "Cleaning house: New perspectives on Households and Economic Development". *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 22(1): 5-40.
- Fortin B. y Lacroix G.** (1997). "A test of the unitary and collective models of household labour supply". *Economic Journal* 107 443: 933-955.
- Greene W.** (2000). *Econometric analysis*. Prentice Hall, New York.
- Hoddinott J. y Haddad L.** (1995). "Does Female Income Share Influence Household Expenditures? Evidence from Cote de Ivoire". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Klasen S. y Woltermann S.** (2005). "The impact of demographic dynamics on economic development, poverty and inequality in Mozambique". Discussion Paper Series, Issue N° 126, University of Goettingen.
- Klawon E. y Tiefenthaler J.** (2001). "Bargaining over family size: the determinants of fertility in Brazil". *Population Research and Policy Review* 20: 423-440.
- Lundberg S. y Pollak R.** (1993). "Separate sphere bargaining and the marriage market". *Journal of Political Economy* 101 (6): 988-1010.
- Marchionni M. y Gasparini L.** (2007). "Tracing out the effects of demographic changes on the income distribution. Greater Buenos Aires 1980-1998". *Journal of Economic Inequality*, N°5: 97-114.
- McElroy M. y Horney M.** (1981). "Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand." *International Economic Review* 22(2): 333-49.
- Melkersson M. y Rooth D.** (2000). "Modeling female fertility using inflated count data models". *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 13(2): 189-203.
- Mincer J.** (1963). "Market prices, opportunity costs and income effects", en C. Christ (ed.), *Measurement in Economics*, pp. 36-52. Stanford, CA: Stanford University Press.

- 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*, Springer, Vol. 10(3): 251-271.
- Paredes M. y Varela C.** (2005). “Aproximación sociodemográfica al comportamiento reproductivo y familiar en el Uruguay”. Programa de Población-Facultad de Ciencias Sociales. DT N°67.
- Rubinstein A.** (1982). “Perfect Equilibrium in a Bargaining Model.” *Econometrica* 50: 97–110.
- Schkolnik S.** (2004). “La fecundidad en América Latina”. *La fecundidad en América Latina: ¿transición o revolución?*. Serie Seminarios y Conferencias N°36 (LC/L. 2097-P), Santiago de Chile.
- Schultz T.** (1990). “Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility.” *Journal of Human Resources* 25(4): 599–634.
- _____ (2001). “The fertility transition: economic explanations”. Economic growth center. Yale University. Center discussion paper no. 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”, en *Revista Salud Problema*, Año 4, N° 6, Ed. Nueva Época, Universidad Autónoma Metropolitana-Xochimilco (UAM), México.
- Varela C., Pollero R. y Fostik A.** (2008). “La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo.” Capítulo 2 en *Demografía de una sociedad en transición*. Carmen Varela (coord.). Programa de Población y UNFPA.
- Veloso F.** (1999). *Wealth composition, endogenous fertility and the dynamics of income inequality*. University of Chicago. Mimeo.
- Wang W. y Famoye F.** (1997). “Modeling household fertility decisions with generalized Poisson regression”. *Journal of Population Economics* 10: 273-283.
- Winklemann R. y Zimmermann K.** (1994). “Count data models for demographic data”. *Mathematical Population Studies*, Vol. 4, 205-221.
- Woolley F.** (1993). “A Cournot–Nash Model of Family Decision Making.” Carleton University, Department of Economics. [Publicado en *The Economic Journal*, vol. 111(474), octubre de 2001, págs. 722-748.]

Anexo estadístico

Cuadro A.1. Las etapas de la transición demográfica en América Latina. 1995-2000

Muy avanzada: Cuba

Avanzada: Argentina, Chile, Uruguay y Brasil

Plena o en progreso: El Salvador, Perú, Ecuador, Venezuela, República Dominicana, Colombia, Costa Rica, México, Panamá

Moderada: Bolivia, Nicaragua, Honduras, Paraguay

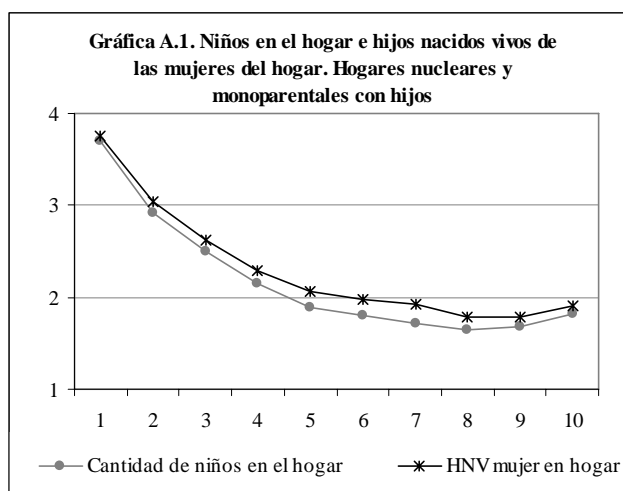
Incipiente: Guatemala, Haití

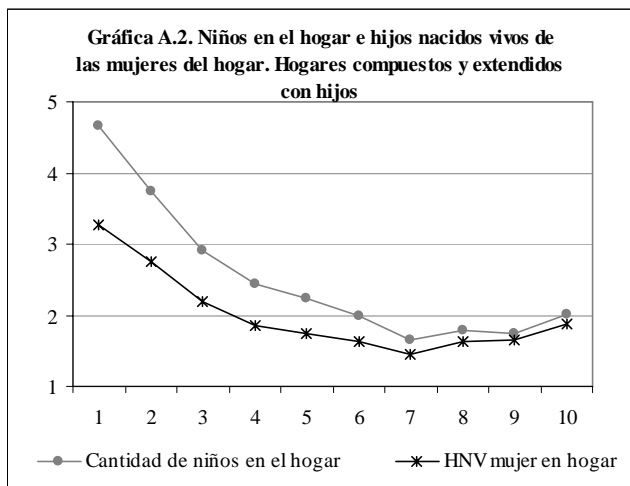
Fuente: Schkolnik, 2004

Cuadro A.2. Distribución de los hogares por tipo. 1996-2006

	Jefe/a sin cónyuge	Jefe con cónyuge	Otros hogares	Total
1996	24,9%	52,6%	22,5%	100,0%
1997	25,4%	51,3%	23,3%	100,0%
1998	25,5%	54,0%	20,6%	100,0%
1999	27,1%	52,4%	20,5%	100,0%
2000	27,5%	51,3%	21,1%	100,0%
2001	27,5%	52,4%	20,1%	100,0%
2002	28,7%	50,8%	20,5%	100,0%
2003	29,6%	49,9%	20,5%	100,0%
2004	29,8%	49,9%	20,3%	100,0%
2005	32,1%	49,1%	18,8%	100,0%
2006	31,1%	50,2%	18,6%	100,0%

Fuente: elaborado en base a encuestas continuas de hogares





Fuente: elaboradas en base a encuestas continuas de hogares