

Fecundidad y Pobreza en Uruguay. 1986-2006*

Verónica Amarante*

Ivone Perazzo♦

Palabras clave: fecundidad, pobreza

Resumo

En esta investigación se busca profundizar en la relación entre fecundidad y pobreza. Para ello, se analizan las diferencias en la fecundidad por estrato socio-económico, y el efecto del tamaño del hogar en la probabilidad de ser pobre. También se intenta comprender los determinantes a nivel micro-económico de las decisiones reproductivas en los hogares uruguayos. Se analizan los determinantes de la fecundidad en base a la estimación de modelos econométricos sobre las decisiones de fecundidad.

* Trabajo presentado en el III Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en Córdoba –Argentina, del 24 al 26 de Septiembre de 2008.

* Instituto de Economía, Universidad de la República, vero@iecon.ccee.edu.uy.

♦ Instituto de Economía, Universidad de la República.

Fecundidad y Pobreza en Uruguay. 1986-2006*

Verónica Amarante*

Ivone Perazzo♦

Introducción

En esta investigación se busca profundizar en el estudio de la evolución de la fecundidad en Uruguay en las últimas dos décadas, considerando las diferencias por estratos socio-económicos. El análisis se aborda con un enfoque fundamentalmente económico. En primer término se presentan los principales aspectos de la discusión sobre determinantes de la fecundidad desde la perspectiva económica (sección I). A continuación se describe la evolución de la tasa global de fecundidad en los últimos veinte años, así como la de indicadores asociados (sección II). Para profundizar en el conocimiento de la relación entre fecundidad y pobreza se analiza el rol del tamaño del hogar en la probabilidad de ser pobre, a través de la estimación de modelos de variable binaria para diferentes momentos del tiempo (sección III). Se intenta luego comprender los determinantes a nivel micro-económico de las decisiones reproductivas en los hogares uruguayos, a través de la estimación de un modelo econométrico (sección IV). Finalmente, se presenta una síntesis y conclusiones (sección V).

I. 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 al interior 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

* Trabajo presentado en el III Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en Córdoba –Argentina, del 24 al 26 de Septiembre de 2008.

♦ Instituto de Economía, Universidad de la República, vero@iecon.ccee.edu.uy.

♦ Instituto de Economía, Universidad de la República.

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. Basada en la crítica a la función de utilidad única, se ha desarrollado una literatura que enfatiza en las distintas preferencias al interior del hogar. En esta corriente se inscriben los modelos de negociación cooperativa, que son modelos neoclásicos que retoman el individualismo metodológico, y modelos de negociación no cooperativa, que critican no solo 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 extra laborales. Ejemplos de estos modelos se presentan en Chiappori's (1992) y McElroy y Horney's (1981). Diversos estudios empíricos encuentran que los ingresos no laborales o el acceso a recursos 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).

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 al interior de la familia). Hay

diferentes variantes de modelos no cooperativos, entre ellos Wooley (1993), Lundberg y Pollak (1993) y Rubenstein (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, 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.

II. Evolución de la fecundidad y el tamaño de los hogares en Uruguay

2.1 Evolución de la fecundidad en Uruguay

La Tasa Global de Fecundidad (TGF) es un indicador demográfico que indica el número hipotético de hijos que en promedio tendría cada mujer de una cohorte de mujeres que cumpliera con dos condiciones: a) durante su período fértil tenga sus hijos de acuerdo a las tasas de fecundidad por edad de la población en estudio y b) 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).

En los últimos 25 años todos los países de la región han experimentado importantes reducciones en la TGF. Este proceso de descenso en la fecundidad se evidencia desde mediados de los sesenta, y tuvo lugar a ritmos diferentes en los distintos países. En el contexto latinoamericano, Uruguay se distingue entre los países de la región por su baja 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 considerado un país de transición muy avanzada, presentando tasas por debajo del reemplazo.¹

¹ 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.

La información sobre la TGF para Uruguay se presenta en el Cuadro 1, en el cual se evidencian las diferencias que pueden surgir en su estimación según la información que se utilice.² La columna (1) presenta la estimación que surge directamente de los datos censales para 1985 y 1996, y de la Encuesta Nacional Ampliada de Hogares (ENHA) para 2006.³ En la columna (2) se presenta la estimación en base a las mismas fuentes de datos, pero corregidos en base al método antes mencionado propuesto en Brass (1974). En la columna (3) se presentan las estimaciones presentadas por Varela *et al* (2008) que surgen de la combinación de estadísticas vitales y datos poblacionales, cifras corregidas por el método propuesto en Brass (1974).

Las distintas fuentes de datos pueden conducir entonces a distintas estimaciones del indicador y su evolución en el período 1985-1996: la primera columna muestra un incremento de la TGF, la segunda una reducción, mientras que de acuerdo a la tercera no hubo cambios significativos en el período. Cabe señalar que la evolución de la TGF se ve afectada por la corrección propuesta en Brass (1974), por lo cual su aplicación no produce solo cambios de nivel sino también en las trayectorias. Para el período 1996-2006 la evolución de la TGF muestra la misma tendencia en las distintas mediciones, en todos los casos hay un descenso, que oscila entre 17% y 31%. A su vez, en 2006 el indicador se ubica cercano o por debajo del nivel de reemplazo.

Cuadro 1. Evolución de la tasa global de fecundidad en Uruguay. Diferentes estimaciones			
	(1)	(2)	(3)
1985	2,31	3,02	2,48
1996	2,83	2,66	2,45
2006	1,95	2,11	2,04
Variación 85-96	22%	-12%	-1%
Variación 96-06	-31%	-21%	-17%

Fuente: elaborado en base a datos de la ECH, Censos de población, INE (1998), Varela *et al* (2008)

La TGF es el resultado de comportamientos reproductivos diferenciales por estrato socio-económico, edad, nivel educativo, entre otros. Por lo tanto resulta de interés analizar las tasas específicas de fecundidad. Con este fin, en lo que resta del análisis se utilizarán las tasas de fecundidad sin corregir dado que la corrección no es pertinente en estos casos. Se señala 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, puede observarse con claridad en el Cuadro 2 que las brechas por nivel educativo son importantes y se incrementan levemente en el tiempo. Si se analiza todo el período, el descenso en la fecundidad es impulsado principalmente por el comportamiento de las mujeres con educación

² El cálculo de la TGF puede realizarse utilizando diferentes fuentes de información. Puede calcularse combinando las estadísticas vitales con los datos poblacionales. También puede ser calculada íntegramente a partir de la información contenida en los censos de población o encuestas de hogares. Cuando se calcula la TGF íntegramente en base a datos censales o de encuestas, se recomienda realizar una corrección utilizando el método desarrollado por Brass (1974). Esta corrección busca reducir la subestimación producida por sub-declaraciones o errores en la fecha de nacimiento en ciertos 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 (para ampliar ver Manual de Naciones Unidas, 1983).

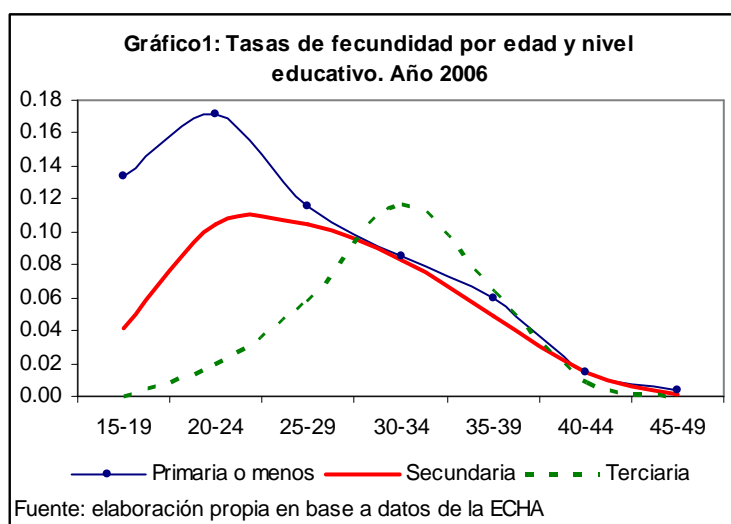
³ La ENHA 2006 tiene representación nacional y un tamaño de muestra considerablemente grande. Además, incluye preguntas que permiten reconstruir el indicador de cantidad de hijos nacidos vivos en los últimos doce meses, y así calcular la TGF.

terciaria, las tasas correspondientes a las mujeres de menor nivel educativo no sufren variaciones importantes si comparamos las puntas del período.

Cuadro 2. Evolución de la TGF por nivel educativo				
	1985	1996	2006	Variación 2006/1985
Primaria o menos	2.9	3.82	2.92	0.7%
Secundaria	2.1	2.43	1.99	-5.2%
Terciaria	1.63	1.94	1.33	-18.4%
Total	2.31	2.83	1.95	-15.6%
<i>Relación entre las TGF</i>				
Secundaria/Primaria	0.72	0.64	0.68	-
Terciaria/Primaria	0.56	0.51	0.46	-

Fuente: elaborado en base a datos censales de 1985 y 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. En 2006, 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 se encuentra en el de 25 a 29 para la que cuentan con educación secundaria y en el de 30 a 34 para las que cuentan con educación terciaria. Este resultado no presenta variaciones significativas a lo largo del período analizado.



La paridez media muestra una trayectoria típica en la mayoría de los países, consistente en un ascenso prácticamente monótono y rápido entre los 20 años y los 35 años (la edad en que se tiene a la mayoría de los hijos) y pausado entre los 35 años y los 49 años (CEPAL, 2003). Las cifras hacia el final de la vida reproductiva varían sustancialmente entre países: los máximos (seis o más hijos nacidos de mujeres de 45 años y más) se producen en Costa Rica (1973), Ecuador (1982) y Nicaragua (1995). Los índices menores se encuentran, en Uruguay donde, desde 1985, ninguna edad supera el umbral de los 3 hijos por mujer.

La consideración de la paridez media por nivel educativo evidencia diversos resultados de interés (ver Cuadro 3). En primer lugar, como era de esperar, la paridez media se reduce con el nivel educativo, particularmente en los tramos medios donde las diferencias son superiores a un hijo. En segundo lugar, las brechas entre las mujeres más educadas (educación terciaria) y menos educadas (primaria o menos), en promedio se mantienen constantes a lo largo del

período analizado. En tercer lugar, en 2006 la paridez media final de las mujeres con educación terciaria se ubica por debajo del nivel de reemplazo. Todos estos resultados son consistentes con los obtenidos bajo un análisis transversal de la fecundidad.

Cuadro 3: Paridez media por tramo de edad y nivel educativo

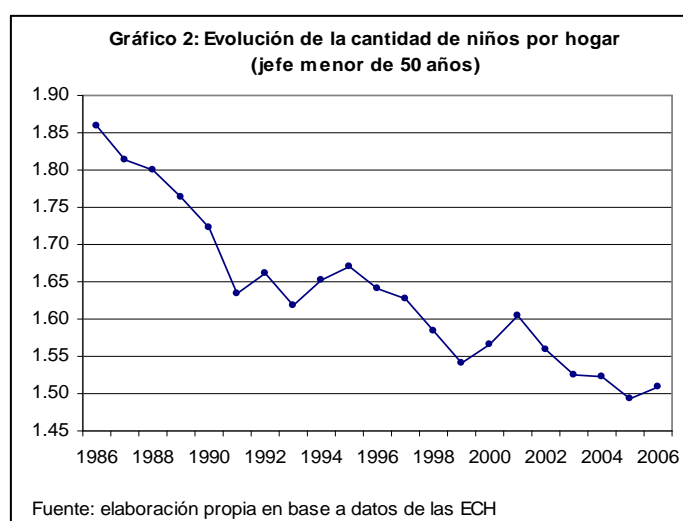
Tramos de edad	1985			1996			2006		
	Primaria o menos	Secun.	Terciaria	Primaria o menos	Secun.	Terciaria	Primaria o menos	Secun.	Terciaria
15-19	0.22	0.06	0.02	0.37	0.15	0.09	0.27	0.07	0.01
20-24	1.07	0.56	0.09	1.25	0.62	0.15	1.20	0.59	0.06
25-29	1.94	1.29	0.60	1.98	1.26	0.51	1.98	1.24	0.25
30-34	2.57	1.84	1.33	2.56	1.86	1.19	2.54	1.78	0.89
35-39	2.94	2.16	1.81	2.97	2.23	1.70	3.00	2.16	1.42
40-44	3.05	2.23	1.94	3.17	2.38	1.92	3.20	2.35	1.79
45-49	3.04	2.19	1.91	3.17	2.37	2.02	3.23	2.42	1.82

Fuente: elaboración propia en base a la ECH.

2.2 La cantidad de niños por hogar en Uruguay

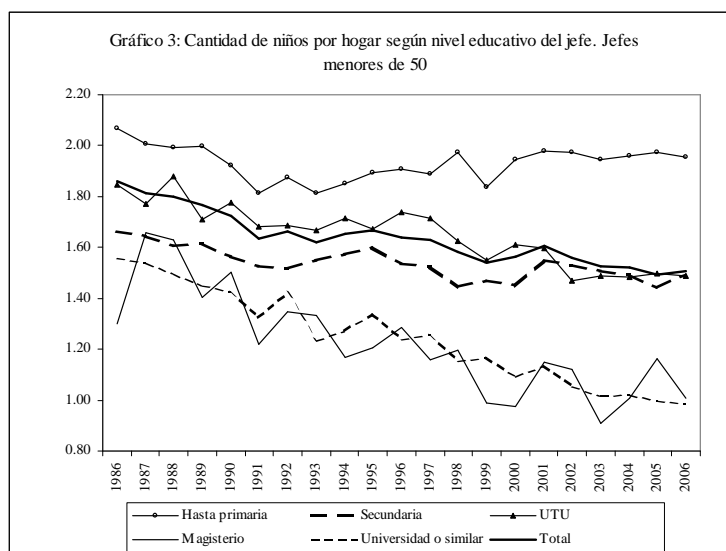
El análisis econométrico de la relación entre fecundidad y pobreza y de los determinantes de la fecundidad, que se presenta en las secciones III y IV de este trabajo, se basa en microdatos de las encuestas de hogares. La información contenida en estas encuestas no permite el cálculo de las TGF o de indicadores de paridez, con excepción de la ENHA de 2006. Solamente en ese año la encuesta incluyó preguntas específicas que permiten realizar este cálculo. Por esta razón, las estimaciones que se presentan más adelante refieren a la cantidad de niños en el hogar o tamaño del hogar, variables que suele utilizarse como *proxies* de la fecundidad en los estudios econométricos basados en información de encuestas de hogares.

En este apartado se discute la evolución de estos indicadores en el período considerado. La cantidad de niños en el hogar muestra una caída sistemática entre 1986 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 19%, y consolida la evidencia a favor de una reducción sistemática de la fecundidad a lo largo de los años bajo estudio (Gráfica 2).



Fuente: elaboración propia en base a la ECH

Si bien esta caída se verifica para todos los niveles educativos, la caída es mayor a medida que aumenta el mismo. En efecto, mientras el número medio de menores en hogares cuyo jefe tiene 50 años de edad o menos y su nivel educativo es de primaria o menos se redujo 5,4% entre 1986 y 2006, para aquellos hogares con jefe con educación terciaria ese porcentaje ascendió a 36,5%.



Fuente: elaboración propia en base a la ECH

También tuvieron lugar en el período importantes cambios en el nivel educativo de la población. Esto ha implicado que la proporción de jefes de hogar con educación primario o menos se ha reducido considerablemente en el período (si tomamos los hogares con jefes menores de 51, ha pasado de 47% a 26%). Si se descompone la variación total de la cantidad de niños por hogar en el período según el nivel educativo del jefe de hogar, de manera de incorporar en el análisis los cambios en la composición según nivel educativo, se detecta que la disminución en la cantidad de niños por hogar es impulsada por las variaciones en los hogares con jefes de nivel educativo secundario y, especialmente, terciario (Cuadro A.2).

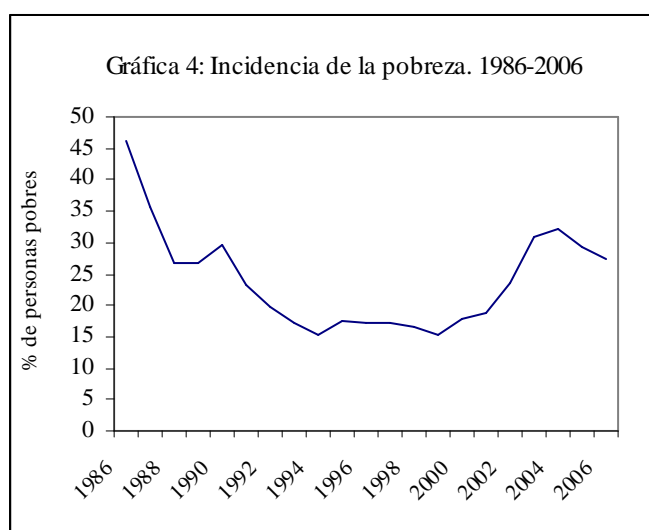
Como síntesis de este apartado puede decirse que en los últimos 20 años la tendencia predominante ha sido a la caída de la fecundidad, lo cual es particularmente cierto desde mediados de los 90, alcanzando en 2006 valores por debajo de las tasas de reemplazo de la población. Dicha caída se produce en mayor medida entre las mujeres más educadas. A su vez se constata que la fecundidad es mayor entre las mujeres menos educadas, entre las cuales la edad reproductiva comienza antes. Si se considera que el nivel educativo es un *proxy* de los niveles de ingreso, estos resultados inducen a pensar que las decisiones en cuanto al número de hijos y al comienzo de la edad reproductiva pueden tener algún efecto sobre los niveles de pobreza.

III. Pobreza y fecundidad

3.1 Incidencia de la pobreza por edades

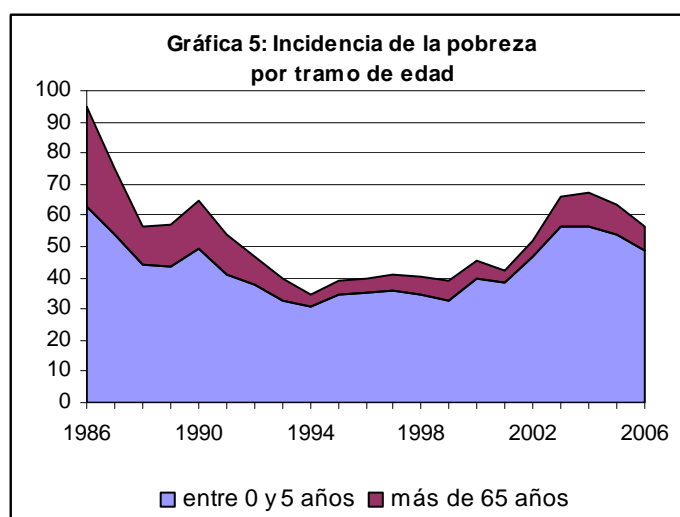
En los últimos 20 años la incidencia de la pobreza ha sufrido importantes variaciones. Desde el inicio del período, y hasta mediados de los noventa, se detecta una fuerte reducción de la pobreza: el porcentaje de personas pobres pasa de 46% a 15% entre 1986 y 1994. La tendencia decreciente se detiene ese año, y la incidencia de la pobreza alcanza 18% en 2000.

Con la crisis económica de 2002 la incidencia de la pobreza se dispara, alcanzando a 32%. En los últimos años, que han sido de fuerte crecimiento económico, el indicador comienza a descender aunque a ritmo muy lento, y no logró aún volver a los niveles anteriores a la crisis económica (Gráfica 4).



Fuente: elaboración propia en base a la ECH

A pesar de estas oscilaciones, a lo largo de todo el período se ha mantenido la fuerte asociación entre la incidencia de la pobreza y la edad de los individuos. En efecto, las tasas de pobreza son considerablemente superiores entre los niños al compararlas con las de los adultos (Gráfica 5). Esta situación no constituye una especificidad nacional, ya que tanto en la región como en muchos países desarrollados la incidencia de la pobreza es mayor entre los niños. Sin embargo, la peculiaridad del caso uruguayo radica en que la brecha es muy elevada (PNUD, 2005).

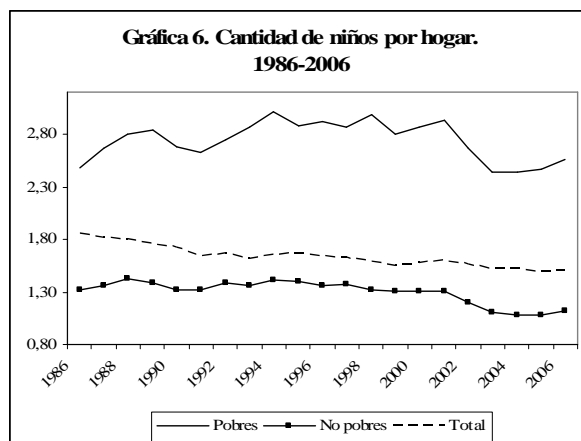


Fuente: elaboración propia en base a la ECH

Se han ensayado distintas explicaciones acerca de la alta incidencia de la pobreza infantil.⁴ Por un lado, es posible que se deba a la fuerte asociación entre fecundidad y nivel educativo, lo que se relaciona con el hecho de que los hogares bajo la línea de pobreza sean más

⁴ La alta incidencia de la pobreza infantil podría obedecer, al menos en parte, a un problema metodológico, en la medida en que el indicador se calcula considerando el ingreso per cápita del hogar, que es decreciente con la cantidad de niños en el hogar. Sin embargo, la alta asociación entre incidencia de la pobreza y estructura etaria se mantiene al corregir las estimaciones utilizando escalas de equivalencia (Vigorito y Rodríguez, 2003).

numerosos (ver Gráfica 6). Por otro lado, la pobreza de los niños podría relacionarse con los arreglos familiares: algunos trabajos previos han señalado que los cambios en la estructura de la familia, asociados al aumento de los hogares monoparentales y las uniones consensuales, podrían constituir un factor explicativo de la dinámica y reproducción de la pobreza infantil (Katzman y Filgueira 2001, PNUD 2001), aunque las altas tasas de pobreza infantil se observan en todas las tipologías de hogares (PNUD, 2005). Finalmente, se ha señalado la necesidad de entender la pobreza infantil en función de su relación con el mercado laboral, en la medida en que cerca del 85% del ingreso de los hogares donde residen los menores proviene del mercado de trabajo, por lo que el bienestar de los niños está particularmente expuesto a la dinámica de dicho mercado (PNUD, 2005).



Fuente: elaboración propia en base a la ECH

3.2 La probabilidad de ser pobre y el tamaño de los hogares

En este apartado se intenta profundizar en la relación entre la incidencia de la pobreza y la fecundidad, a través de la consideración del impacto de una variable *proxy* (el tamaño del hogar) sobre la incidencia de la pobreza. Se trata de un sencillo ejercicio, que ha sido planteado en otros trabajos para países en desarrollo (Klasen *et al*, 2007), y que busca ilustrar sobre la importancia de este factor en la probabilidad de ser pobre. Se intenta evaluar en qué medida el tamaño del hogar constituye un riesgo para la situación de pobreza, y si ese efecto ha tenido cambios en el período analizado.

El análisis se realiza a través de la estimación de modelos de variable binaria para diferentes momentos del tiempo. La variable dependiente es dicotómica e indica si el ingreso per cápita es inferior al valor de la línea de pobreza (hogar pobre). Las variables explicativas consideradas incluyen el tamaño del hogar, la presencia de niños en el hogar, la región, la edad y nivel educativo del jefe, y variables relacionadas con la inserción laboral del jefe. Estos modelos se estiman para 1986, 1996 y 2006, utilizando las encuestas continuas de hogares.

Los resultados indican que el tamaño del hogar tiene un impacto positivo y significativo sobre la probabilidad de ser pobre (Cuadro 6). No obstante, el análisis de la evolución de los coeficientes e impactos marginales de la variable tamaño de hogar indica que la misma no ha jugado un rol significativo en los cambios operados en la pobreza en el período analizado. Esto podría deberse a que la reducción del tamaño de los hogares fue moderada entre los hogares pobres. En efecto, si bien el número de niños por hogar se redujo en el período

analizado para todos los deciles de ingreso (18,9% entre 1986 y 2006) debido a la caída en la fecundidad antes mencionada, dicha caída fue mayor entre los hogares de ingresos medios y altos (alrededor de 30% para los hogares pertenecientes a los deciles del 7 al 10) que entre los hogares de ingresos bajos (alrededor de 14% para los hogares pertenecientes a los deciles del 1 al 4). Este resultado se encuentra en línea con el encontrado en la sección anterior: la mayor caída en las tasas de fecundidad se registra entre las mujeres de mayor nivel educativo.

Cuadro 6. Coeficiente y efecto marginal de la variable tamaño del hogar en la probabilidad de ser pobre		
	Coeficiente	Efecto marginal
1986	0.265*** (0.003)	0.106*** (0.001)
1996	0.314*** (0.004)	0.0522*** (0.0007)
2006	0.336*** (0.001)	0.0887*** (0.0001)

Fuente: elaboración propia en base a la ECH

Para el resto de las variables se confirman los resultados obtenidos en diversos trabajos previos (Vigorito, 2002; Amarante *et al*, 2004).⁵

⁵ El detalle de las estimaciones puede solicitarse a las autoras.

IV. Los determinantes de la fecundidad en Uruguay

El análisis de los determinantes de la fecundidad se realiza generalmente en base a la aplicación de un modelo de regresión Poisson para estimar las decisiones de fecundidad a nivel micro-económico, modelo que se entiende como más adecuado que el de regresión simple dada la naturaleza discreta y no negativa de la variable dependiente (Winkleman y Zimmermann 1994, Schultz y Zeng 1995, Melkersson y Rooth 2000, Santos Silva y Covas 2000, entre otros). No obstante, el modelo Poisson introduce restricciones a los momentos condicionales de la variable dependiente que usualmente no se cumplen en las aplicaciones. El más importante es la igualdad entre la varianza y la media condicionales, por lo cual no es del todo adecuado para modelar el tamaño de la familia en poblaciones humanas. En efecto, la varianza de la distribución del tamaño de la familia es a menudo el doble de la esperanza. Debido a esto se sugiere que a la hora de representar la distribución del tamaño de la familia, la distribución binomial negativa es usualmente encontrada como más apropiada (Kojima *et al*, 1962; Rao *et al*, 1973). En este documento se estiman las distintas alternativas.

La fuente de datos son las encuestas continuas de hogares, y por lo tanto la variable dependiente es la cantidad de niños en el hogar (*proxy* de la fecundidad). Las variables explicativas incluidas en la regresión reflejan el impacto de algunos de los factores especificados en los enfoques descritos en la sección II. Las estimaciones se realizaron para los años 1986, 1996 y 2006 para distintos tipos de hogares: biparentales, monoparentales, compuestos y extendidos por separado, y para el conjunto de los hogares en los cuales residen menores conjuntamente considerados.⁶ En los hogares monoparentales 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. El Cuadro 7 muestra los resultados de las estimaciones para los hogares biparentales en los que habitan menores de edad para el año 2006. Los resultados son similares a los obtenidos en las estimaciones para el resto de hogares o para el resto de los años.⁷

⁶ Para 1986 se dispuso de una muestra de 14.910 hogares con menores, cifra que ascendió a 13.803 en 1996 y a 38.168 en 2006.

⁷ En 2006 la estimación de la binomial negativa converge a la Poisson. El detalle de todas las estimaciones puede solicitarse a las autoras.

Cuadro 7: Estimación de la ecuación de fecundidad para hogares biparentales, 2006								
Variable dependiente: número de menores de 18 años en el hogar								
Variables explicativas	a) Regresión Lineal				b) Regresión Poisson			
	a).1		a).2		b).1	b).2		
educación media del jefe	-0.222	(0.019)***	-0.105	(0.018)***	-0.149	(0.013)***	-0.081	(0.013)***
educación alta del jefe	-0.223	(0.030)***	-0.028	-0.03	-0.159	(0.022)***	-0.042	(0.023)*
educación media del cónyuge	-0.310	(0.019)***	-0.213	(0.019)***	-0.175	(0.013)***	-0.117	(0.013)***
educación alta del cónyuge	-0.354	(0.028)***	-0.152	(0.027)***	-0.243	(0.020)***	-0.121	(0.021)***
edad del jefe	0.017	(0.006)***	0.025	(0.005)***	0.049	(0.005)***	0.054	(0.005)***
edad2 del jefe	0	(0.000)***	0	(0.000)***	-0.001	(0.000)***	-0.001	(0.000)***
edad del cónyuge	0.045	(0.006)***	0.053	(0.005)***	0.197	(0.006)***	0.195	(0.006)***
edad2 del cónyuge	-0.001	(0.000)***	-0.001	(0.000)***	-0.003	(0.000)***	-0.003	(0.000)***
región			0	-0.003			0	-0.002
jefatura femenina			-0.008	-0.031			0.016	-0.023
ln ing de capital jefe			0	-0.003			0.001	-0.003
ln ing de capital cónyuge			-0.003	-0.007			-0.005	-0.006
ln ing beneficios soc jefe			0.109	(0.003)***			0.051	(0.002)***
ln ing beneficios soc cónyuge			0.072	(0.003)***			0.031	(0.002)***
Constante	1.818	(0.089)***	0.798	(0.104)***	-3.123	(0.100)***	-3.581	(0.109)***
Número de observaciones	20170		20170		20170		20170	
R-cuadrado	0.27		0.33					
Pseudo R2					0.15		0.16	
AIC					54413		53492	

Errores estándar robustos entre paréntesis

*significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Fuente: elaboración propia en base a la ECHA

La educación es una variable que permite aproximarse al costo de oportunidad de criar a los hijos ya que es un indicador indirecto del ingreso potencial. Por tanto es una variable directamente relacionada con los determinantes de la fecundidad expuestos por Becker (1960) y Becker y Lewis (1973). La misma resultó significativa para explicar la fecundidad y, como era de esperar, la relación con la misma fue negativa -a mayor nivel educativo menor tamaño del hogar-. Tanto la educación del jefe como del cónyuge intervienen negativamente en la fecundidad. Los coeficientes correspondientes a la educación del cónyuge resultan de magnitud superior a los de la educación del jefe. En la gran mayoría de los hogares biparentales los cónyuges son mujeres, 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 relación negativa entre fecundidad y nivel educativo obedece al menos a dos aspectos. En primer lugar las mujeres más educadas tienden a retrasar el inicio de la edad reproductiva (entre los 30 y 34 años para las mujeres con educación terciaria en Uruguay), lo cual repercute en un menor número de hijos tenidos vivos. En segundo lugar, si se considera el nivel educativo como un indicador indirecto de los recursos del hogar, se puede deducir que el efecto de un mayor ingreso de la familia sobre el número de niños en el hogar es negativo, por lo cual las mujeres con mayores ingresos ponderarían más la calidad que la cantidad de hijos, en línea con la nueva teoría de la familia detallada antes. Este resultado es consistente con el obtenido en diversas estimaciones para otros países.

Los modelos de negociación cooperativa mencionados en la sección II establecen que la negociación dependerá del poder de las partes, que a su vez depende del acceso de los individuos a los recursos extra laborales. Por este motivo se incluyeron en el análisis los

ingresos de capital y por beneficios sociales que reciben tanto el jefe como el cónyuge. Estas variables no resultaron significativas para explicar las decisiones de fecundidad. En el caso de los beneficios sociales percibidos por el jefe y el cónyuge, mayormente vinculados a los hogares pobres, aparecen asociados positivamente al tamaño del hogar.

Por último se incluyeron otras características del jefe de hogar y del cónyuge así como de su lugar de residencia, que podrían estar influyendo en las decisiones de fecundidad. En particular la edad del jefe de hogar y el cónyuge son relevantes para controlar por el tiempo de exposición. La relación entre fecundidad y edad resultó significativa y creciente con la edad pero a tasa decreciente, como indica el coeficiente de la expresión cuadrática de la variable. El coeficiente asociado a la región de residencia presentó signo negativo en las estimaciones correspondientes a 1986 y 1996, indicando que las familias de la capital tienen menos niños que las del interior del país, aunque no apareció como relevante en 2006 lo cual podría indicar una tendencia hacia la homogenización del tamaño de los hogares.

Los resultados encontrados confirman que la educación es probablemente la variable que capta mejor las diferencias en la fecundidad entre grupos sociodemográficos.

V. Síntesis y conclusiones

En los últimos veinte años los indicadores demográficos muestran un descenso en la fecundidad en el país. Este descenso es impulsado principalmente por el comportamiento de las mujeres con educación terciaria, las tasas correspondientes a las mujeres de menor nivel educativo no sufren variaciones importantes si comparamos las puntas del período.

También otros indicadores, como la cantidad de niños en el hogar o el tamaño de los hogares, muestran una caída sistemática entre 1986 y 2006 y consolidan 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.

En los últimos veinte años la incidencia de la pobreza ha sufrido importantes variaciones. Sin embargo, a lo largo de todo el período se ha mantenido la fuerte asociación entre la incidencia de la pobreza y la edad de los individuos. Las tasas de pobreza son considerablemente superiores entre los niños al compararlas con las de los adultos.

Los resultados de la estimación de la probabilidad de ser pobre de los hogares indican que el tamaño del hogar tiene un impacto positivo y significativo sobre la probabilidad de ser pobre. Sin embargo, esta variable no parece haber jugado un rol significativo en los cambios operados en la pobreza en el período analizado. Este resultado es consistente con la evidencia de que la mayor caída en las tasas de fecundidad se registra entre las mujeres de mayor nivel educativo, mientras que entre las de menor nivel educativo los cambios no son de importancia.

Finalmente, la educación resulta el determinante más significativo de la fecundidad, siendo la relación negativa. La educación de las mujeres incide más que la de los hombres en la determinación de la cantidad de niños en el hogar.

Referencias

- Amarante V., Arim R., Rubio M. y Vigorito, A. (2005). *Pobreza, red de protección social y situación de la infancia en Uruguay*. Serie de Estudios Económicos y Sociales RE1-05-008. Washington: BID.
- Becker G. (1960). "An Economic Analysis of Fertility", in *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.
- CEPAL (2003). *La fecundidad alta en América Latina y el Caribe: un riesgo en transición*. Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población
- Chiappori P. (1992). "Collective Labor Supply and Welfare". *Journal of Political Economy* 100(3): 437–67.
- Fortin B. y Lacroix G. (1997). "A test of the unitary and collective models of household labour supply". *Economic Journal* 107 443: 933–955.
- Hoddinott J. y Haddad L. (1995). "Does Female Income Share Influence Household Expenditures? Evidence from Cote de Ivoire". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- INE (1998). Proyecciones de población. www.ine.gub.uy
- Katzman R. y Filgueira F. (2001). *Panorama de la infancia y la familia en Uruguay*. Montevideo, IPES, Facultad de Ciencias Sociales y Comunicación, Universidad Católica del Uruguay.
- 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.
- Kojima, K. y Kelleher, T. (1962). *The American Naturalist*, Vol. 96, No. 891, (Nov. - Dec.1962), pp. 329-346.
- Lundberg, S., Pollak, A. and Wales, T. (1995). "Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the U.K. Child Benefit." Presented at the 1995 Annual Meetings of the Allied Social Science Associations, San Francisco, CA.
- 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", in C Christ (ed.), *Measurement in Economics*, pp. 36-52. Standford, CA: Standford University Press.
- Naciones Unidas (1983), Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation (ST/ESA/SER.A/81), Nueva York.
- 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.
- PNUD (2001). *Informe Nacional de Desarrollo Humano*. Montevideo.
- PNUD (2005). *Informe Nacional de Desarrollo Humano*. Montevideo.
- Rao, B., Mazumdar, S., Waller, J. y Li, C.(1973). "Correlation between the numbers of two types of children in a family". *Biometrics* 29, 271-9.
- Rubenstein, A. (1982). "Perfect Equilibrium in a Bargaining Model." *Econometrica* 50: 97–110.
- Santos Silva J. y Covas F. (2000). "A modified hurdle model for completed fertility". *Journal of Population Economics*, Vol. 13:173-188.
- 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
- _____ y Zeng M. (1995). "Fertility of rural China". *Journal of Population Economics*, Vol. 8: 329-350.

- 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.
- Vigorito A. y Rodríguez S. (2003). “Economías de escala y bienestar de los hogares. Nuevas estimaciones de escalas de equivalencia”. Documento presentado en las XVIII Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.
- Woolley F. (1993). “A Cournot–Nash Model of Family Decision Making.” Carleton University, Department of Economics.
- Winklemann R. y Zimmermann K. (1994). “Count data models for demographic data”. *Mathematical Population Studies*, Vol. 4, 205-221.

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. Contribución de cada grupo a la variación total, ponderado por el año medio

	Hasta primaria	Secundaria	UTU	Magisterio	Universidad o similar	Residuo	Total
Var. 1986-1996	-3.1%	-2.5%	-0.9%	0.0%	-2.0%	-3.2%	-11.7%
Var. 1996-2006	0.7%	-1.0%	-2.4%	-0.4%	-2.6%	-2.4%	-8.1%
Var. 1986-2006	-2.0%	-3.7%	-2.9%	-0.3%	-3.9%	-6.1%	-18.9%