

SALUD INFANTIL BAJO UN ENFOQUE DE ASIGNACIÓN DE RECURSOS DENTRO DEL HOGAR

Julieta M. Trias¹

Abstract:

Under an intra-household allocation approach, this work investigates if decisions about child health care reflect differences in the preferences of the parents. Using data from the “Encuesta de Desarrollo Social”, the impact of parent’s education and wage rates over the decision to contact a physician are estimated. Obtained results show no evidence neither of gender bias nor of an effect of the mother’s bargaining power over child health care decisions. However, findings reveal that mothers play a key role in child health.

JEL classification codes: D1, I1

Key words: Child health, intra-household allocation, gender bias, Argentina.

Resumen:

Bajo un enfoque de asignación de recursos dentro del hogar, este trabajo examina si las decisiones para el cuidado de la salud infantil reflejan diferencias en las preferencias de los padres. Utilizando datos de la “Encuesta de Desarrollo Social” se estima el impacto de la educación y del salario de los padres sobre la decisión de contactar al médico. Los resultados no muestran evidencia sobre sesgo de género ni que el poder de negociación de la madre afecte las decisiones de salud infantil. Sin embargo, se observa que ellas juegan un rol preponderante en la salud infantil.

Código de Clasificación JEL: D1, I1

Palabras claves: Salud infantil, asignaciones dentro del hogar, sesgo de género, Argentina.

¹ UNLP/CEDLAS. jmtrias@yahoo.com.

Agradezco los comentarios y sugerencias de Gustavo Maradona, Alejandro Támara, Mónica Calderón, Mariana Marchionni y Dante Contreras. También le agradezco a Duncan Thomas y Zhiqi Chen por haberme enviado sus trabajos. Todos los errores u omisiones son responsabilidad del autor.

I. Introducción

El objetivo de este trabajo es estudiar las decisiones salud infantil bajo un enfoque de asignación de recursos dentro del hogar. En particular, se busca analizar si las decisiones para el cuidado de la salud infantil pueden mostrar diferencias en las preferencias de los padres respecto al género de sus hijos.

Existe una abundante literatura sobre las diferencias de género en la inversión de capital humano y numerosos resultados que presentan cierta evidencia sobre el sesgo de género dentro del hogar. Haddad (1996) hace una revisión varios estudios y concluye que existe un sesgo en la asignación de recursos que beneficia a los niños varones en la distribución de alimentos y en otros insumos para la salud como el cuidado médico. Otros estudios han encontrado que el sesgo en los insumos o resultados para los niños se relaciona con el género de quien controla los recursos en el hogar. Thomas (1994) realiza un estudio para familias de EEUU, Ghana y Brasil y encuentra que los logros en salud infantil (medidos como estatura para la edad) se relacionan con el nivel educativo y el ingreso no laboral del padre cuyo género coincide con el del hijo. Es decir, el niño (la niña) estará mejor (en términos de estatura) cuanto más educado sea su padre (madre) y cuanto mayor ingreso no laboral posea. Estos resultados sugieren que pueden haber diferencias en las preferencias de los padres y/o en la forma (tecnología) de crianza. Avanzando en este punto encuentra evidencia que le permite rechazar los modelos unitarios del hogar que suponen que los padres tienen preferencias comunes y agrupan sus recursos.

Este trabajo se desarrolla de la siguiente manera: en la segunda sección se presenta una revisión de la literatura sobre los modelos de comportamientos dentro del hogar y su evidencia empírica. En la sección III se define el marco teórico y en la IV se describen los datos utilizados y las variables a emplear en las regresiones. Finalmente, el punto V presenta los resultados empíricos obtenidos y el VI las conclusiones.

II. Modelos de Comportamiento dentro del Hogar

Tradicionalmente, las decisiones dentro del hogar se han modelado considerando que este se comporta como una unidad y que maximiza una única función de utilidad sujeta a la restricción presupuestaria y a las funciones de producción de los bienes que se producen en el mismo (Becker 1964 y 1965). De esta manera, las demandas óptimas dependen del ingreso total familiar y no del ingreso de cada uno de sus miembros. A esto se lo denomina “income pooling hypothesis”, la cual puede ser testeada empíricamente.

Este tipo de modelos reciben el nombre de **modelos unitarios** y suponen que el hogar está formado por un individuo o bien, que los individuos tienen iguales preferencias o que existe un dictador que determina la asignación para todos los miembros.

El enfoque de las preferencias comunes ha sido un marco útil en muchas circunstancias pero es cuestionable desde el punto de vista teórico. El individualismo es uno de los principales fundamentos de la teoría microeconómica, por lo tanto, debería considerarse que cada individuo tiene sus propias preferencias. Frente a esta situación surge la necesidad de considerar un marco más general que permita incorporar las distintas funciones de utilidad. Recientemente, varios economistas han reconocido que el hogar es tanto un sitio de conflicto como de cooperación y han comenzado a utilizar nuevas clases de modelos para

explicar cómo se asignan los recursos entre los miembros del hogar (*modelos colectivos*). Este punto toma relevancia al momento de diseñar las políticas públicas².

Los ***modelos colectivos*** se pueden dividir en: i) *modelos cooperativos eficientes* (Chiappori 1998; Bourguignon, Browning y Chiappori 1993), ii) *modelos de negociación cooperativos* (Manser y Brown 1980; McElroy y Horney 1981;) iii) *modelos no cooperativos* (Ulph 1988; Bernasek 1993; Woolley 1993; Chen y Woolley 1999) .

El *modelo cooperativo eficiente* se basa en la eficiencia paretiana en la producción y en el consumo de bienes dentro del hogar. El ingreso no laboral se divide de acuerdo a una regla de división o distribución³ que depende del salario de cada uno de los individuos y del ingreso no laboral familiar⁴. Una vez que el ingreso es asignado, cada miembro toma sus decisiones de consumo y ocio de manera de maximizar su utilidad teniendo en cuenta su restricción presupuestaria⁵. Siguiendo a Mattila-Wirolahti (1999), este modelo tiene el mismo problema que el unitario porque *no hay una teoría sobre la distribución de los recursos dentro del hogar, en el sentido que la división de los recursos entre los miembros no se presenta en forma explícita con las herramientas del modelo*. Lo único que dice el modelo es que existe una regla de división y que puede determinarse en cada caso. La regla surge de los datos y no se hacen predicciones a priori sobre ella. El modelo se rechaza cuando no se alcanza un resultado pareto eficiente.

Los *modelos de negociación cooperativos* consideran que las decisiones del hogar se realizan a través de un juego cooperativo de Nash. Los esposos cooperan para mejorar la posición de cada uno respecto a la que obtendrían si no lo hicieran. Cada uno tiene sus propios intereses, preferencias y, por ende, su propia función de utilidad y ninguno es un dictador. De esta manera los esposos combinan sus ingresos y negocian la forma de asignar los recursos del hogar. El modelo de negociación cooperativo predice que aquellos factores que influyen en el punto de amenaza de los individuos pueden afectar la distribución dentro del hogar, aunque los recursos individuales y totales del hogar no se vean alterados⁶. Sin embargo, como explican McElroy y Horney (1981), la mayor deficiencia de la solución negociadora de Nash aplicada a este juego del hogar no es el supuesto de interdependencia o irrelevancia de alternativas ni la simetría sino las *comparaciones interpersonales de utilidad*.

Los *modelos no cooperativos* suponen que los esposos tienen economías separadas dentro del hogar de manera que el ingreso no es agrupado. Cada miembro del hogar maximiza su bienestar tomando como dada la acción esperada por los otros. El modelo predice que cuando los ingresos son relativamente iguales, ambos esposos contribuyen a los gastos del

² Por ejemplo, el impacto de un subsidio directo al hogar puede diferir dependiendo del miembro que recibe el dinero y de su poder relativo en las decisiones del hogar. Lundberg, Pollak and Wales (1997) utilizan datos del Reino Unido para examinar el efecto de un cambio en el receptor del subsidio infantil. Este subsidio, que se entregaba al padre con anterioridad a 1977, pasa a recibirlo la madre. Ello representa un incremento en el poder de negociación de la madre. Luego del cambio de política, los autores encuentran un incremento en el gasto de la madre y de los niños en relación al del padre.

³ Ciertos autores sostienen que la regla es una función creciente del ingreso laboral de cada esposo, en tanto que otros (por ej. Phipps y Burton 1995) consideran que esa división está influenciada por normas sociales e institucionales (Doss 1996).

⁴ También podrían incorporarse otras variables como el ingreso no laboral individual o variables de políticas.

⁵ La interpretación intuitiva de la regla es que es un indicador del poder de negociación relativo de los miembros (un mayor poder individual permite obtener una mayor porción de la torta).

⁶ Por ejemplo, una política que garantice pagos a las mujeres divorciadas y con niños puede alterar la asignación de recursos favoreciendo a las mujeres debido a que incrementa su utilidad en caso de divorcio. Similarmente, este modelo predice que un incremento en el salario de las mujeres afecta la asignación de recursos dentro del hogar, incluso en hogares donde las mujeres no estén empleadas .

hogar; a medida que el ingreso se hace más desigual, el hogar se mueve a una solución de esquina y el individuo con mayor ingreso financia todo el consumo del hogar.

Si bien la literatura sobre estos temas⁷ es reciente, existe abundante evidencia empírica que sugiere que los recursos en manos de diferentes individuos dentro del hogar no impacta de la misma manera en el bienestar de todos sus miembros. En particular, existe cierta evidencia donde una reasignación de recursos entre hombre y mujer puede afectar el patrón de consumo inclinándolo hacia la salud y el bienestar de los niños⁸.

La mayoría de los trabajos rechazan la hipótesis de que el ingreso individual no afecta la asignación de recursos (income pooling hypothesis). Sin embargo, esto no implica que los modelos colectivos sean los apropiados.

A menudo los estudios realizados ignoran el hecho que el ingreso no es exógeno y que probablemente tenga un error de medición. El ingreso laboral (y la asignación del tiempo) es una elección y puede ser modelada como parte de la asignación del hogar. Varios estudios utilizan el ingreso no laboral, directa o indirectamente, tal es el caso de Thomas (1993), como un instrumento del ingreso total. Como el ingreso no laboral es en gran medida la acumulación de ahorros previos y en consecuencia una función de la anterior oferta laboral, es también endógeno en el modelo dinámico de elección (Smith 1977). Este punto puede ser menos crítico en aquellos estudios que se enfocan en niños (consideran hogares que se encuentran en el ciclo temprano de la vida) y en los que descansan en medidas de riqueza que son típicamente heredadas o recibidas en el matrimonio.

Prevalece una discusión en la literatura de ciencias sociales a cerca de inversiones diferenciales⁹ entre miembros del hogar especialmente entre hombre y mujeres, primogénito/a y no primogénito/a, miembros jóvenes y viejos. Por ejemplo, King y Lillard (1987) reportan que en Malasia, la educación de ambos padres tiene un efecto positivo sobre la asistencia a la escuela de las niñas pero no de los varones. King y Bellew (1989) reportan que en Perú la educación de ambos padres aumenta significativamente la probabilidad de que un chico asista a la escuela. El efecto de la madre es mayor para la hija en relación al hijo en tanto que el del padre lo es para el hijo. Utilizando datos para Estados Unidos, Desai et al. (1989) encuentra que la educación de la madre afecta significativamente la habilidad intelectual de las hijas (medida por el Test de vocabulario Peabody) pero no la de los hijos. Emerson y Portela Souza (2002) utilizando datos de Brasil reportan que la educación e ingreso no laboral del padre tiene un gran impacto sobre la probabilidad de trabajar del hijo en relación a la hija, por el contrario, la educación e ingreso no laboral de la madre impacta más sobre la hija en relación al hijo.

Evidencia sobre diferencias de género en salud se encuentra, por ejemplo, en Thomas (1994), el cual utilizando datos para EEUU, Brasil y Ghana, reporta que la educación de la madre tiene un gran impacto en la estatura de las hijas en tanto que la del padre en la del

⁷ Strauss y Thomas (1995) resumen evidencia empírica al respecto.

⁸ Thomas (1990) reporta para Brasil que la salud infantil (probabilidad de sobrevivir, estatura/edad, peso/edad) junto con el insumo de nutrientes del hogar tienden a aumentar más si el ingreso (no laboral) adicional está en manos de la mujer en vez del hombre. Utilizando los mismos datos, Thomas (1993) reporta que el ingreso en manos de las mujeres se asocia con incrementos en la parte del presupuesto del hogar gastado en salud, educación y vivienda así como en una mejora de la salud infantil. Durasamy (1992) y Durasamy y Malathy (1991) encuentran, para la India, evidencia que indica que es más probable que los niños asistan a la escuela y reciban atención médica si la madre tiene más activos.

⁹ Berhman (1993) y Strauss y Thomas (1995) resumen la literatura sobre diferencias de género y de orden de nacimiento en la inversión de capital humano. Sen (1994) resume estudios para la India donde las niñas son menos favorecidas que los niños en términos de división de alimentos dentro del hogar. Haddad (1996) realiza una revisión de 43 estudios para Sud-Asia y concluye que existe un sesgo en la asignación de recursos que beneficia a los niños varones tanto en la distribución de alimentos como en otros insumos para la salud como el cuidado médico.

hijo. Para el área urbana de Brasil, Thomas (1990) halla que el ingreso no laboral atribuido a las madres tiene un mayor efecto sobre el peso para la talla de las hijas en relación al de los hijos, en tanto que el ingreso no laboral del padre tiene ese efecto para los varones. Rubalcava y Contreras (2000) utilizando datos de Chile sobre nivel nutricional, encuentran que las madres asignan más recursos a sus hijas y los padres a sus hijos cuando se consideran a hijos no primogénitos. Hallman (2000), utilizando datos para Bangladesh, encuentra que dado un nivel activos corrientes del hogar, una mayor tenencia de activos por parte del padre beneficia la salud de los hijos sin afectar la de las hijas. Una alta proporción de activos comprados para el matrimonio por la madre reduce el número de días de enfermedad de las niñas. Los altos pagos que transfiere la familia de la novia para la boda (dote), reducen la morbilidad para los niños de ambos sexos.

III. Modelo Teórico

Existen en la literatura modelos dinámicos¹⁰ que toman a la familia como una productora de salud. Estos modelos suponen iguales preferencias entre los padres y consideran un enfoque de comportamientos estratégicos o de negociación. De esta manera analizan los efectos sobre inversión en salud de hogares compuestos por la madre, el padre y un hijo. Sin embargo, estos modelos no incorporan diferencias en las preferencias entre madre y padre con relación a distintas inversiones sobre sus hijos.

El modelo que se describe en esta sección permite captar tanto diferencias en preferencias entre los padres respecto a las inversiones en salud de los hijos como diferencias respecto a cada uno de sus hijos¹¹. Si bien las decisiones de inversión en salud se deberían modelar en forma dinámica se optó, por cuestiones de simplicidad, trabajarlas bajo un enfoque estático que permita explicar los principales determinante de la demanda de servicios médico.

III.1. Descripción del modelo

En este inciso se modela, en forma estática, la demanda de servicios médicos para niños considerando que los padres tienen distintas preferencias y que la salud del niño es un bien público de producción del hogar. La salud de los hijos se considera como un bien público para los padres en el sentido de que no hay rivalidad en la generación de utilidad.

Por simplicidad, se supone un hogar con dos personas que toman decisiones, madre ($i=1$) y padre ($i=2$), y un niño¹² que puede ser varón o mujer. Tanto el padre como la madre tienen preferencias altruistas (se preocupan por el consumo de bienes privados del otro, c_j) y no derivan utilidad del ocio pero sí del bien público que se produce en el hogar (salud infantil, h). Cada padre posee una unidad de tiempo que puede destinarla al cuidado de su hijo (d_i) y al trabajo ($1-d_i$). La función de producción de salud (h) depende de dos insumos: a) dedicación de los padres [$d = d(d_1, d_2)$] y b) servicios médicos [m]; y se formula mediante funciones Cobb-Douglas anidadas de la siguiente manera: $h = A(d_1^d d_2^{1-d})^g m^{1-g}$, donde A es el coeficiente tecnológico y g, d son parámetros de producción del niño.

Se supone que las preferencias de los individuos 1 y 2 son representadas por la función de utilidad $U^i = a_i \log c_i + f_i \log c_j + b_i \log h$ para todo $i, j = 1, 2$ e $i \neq j$. Los parámetros a_i, f_i, b_i representan la intensidad de las preferencias del individuo i por el bien de consumo propio, ajeno y por el bien público, respectivamente.

¹⁰ Por ejemplo: Jacobson (2000); Bolin, Jacobson y Lindgren (2001, 2002).

¹¹ Esto último se observa cuando se amplía el modelo al caso de dos niños.

¹² El modelo puede extenderse fácilmente al caso de más niños.

Browning y Chiappori (1998) presentan una caracterización general de los modelos colectivos que abarca a todos los modelos cooperativos existentes en la literatura (modelo cooperativo eficiente, modelo de negociación cooperativo). Para ello suponen que el hogar alcanza un resultado pareto eficiente en el proceso decisorio (x^* : vector de consumo alcanzado). Luego, postulan que existe una función $l(p, y)$ que depende de los precios y del gasto agregado del hogar tal que, para cualquier vector (p, y) , el vector de consumo x^* es una solución al problema de maximización de la función de bienestar del hogar (representada por la suma ponderada de las utilidades del padre y de la madre donde $l(p, y)$ y $(1-l(p, y))$ son los ponderadores), sujeta a la restricción presupuestaria del hogar. Como es de conocimiento general, cualquier punto de la frontera paretiana puede ser alcanzado como una solución a dicho problema de maximización si se elige adecuadamente l .

La función de “distribución” l sintetiza el proceso decisorio. Dada las funciones de utilidad de los padres, la restricción presupuestaria define, para cualquier canasta de precios e ingreso, una frontera paretiana. Si el resultado alcanzado es pareto óptimo entonces se ubica en algún punto de la frontera. Luego, l determina el punto final alcanzado.

El parámetro l es interpretado como la función de “poder de distribución”. Si $l=1$ ó $l=0$ hay un dictador en el hogar, pero si $l \in (0,1)$ ambos individuos tienen algún poder de decisión. En este caso l depende de los precios y del gasto total pero podría depender de los ingresos individuales o de cualquier otro factor¹³ que pueda afectar al proceso decisorio.

La función de bienestar del hogar se representa por una combinación lineal de las utilidades del padre y de la madre ($W = lU^1 + (1-l)U^2$), donde cada ponderador refleja el poder de “distribución” o poder de “negociación” individual dentro del hogar. Dicho poder se expresa como una función, entre otras cosas, del ingreso y del salario de cada individuo.

De esta manera el problema que enfrenta el hogar es

$$\text{Max } W = l(a_1 \log c_1 + f_1 \log c_2 + b_1 \log h) + (1-l)(a_2 \log c_2 + f_2 \log c_1 + b_2 \log h) \quad (1)$$

$$c_1, c_2, h$$

$$\text{s.a.} \quad h = A(d_1^d d_2^{1-d})^g m^{1-g} \quad (2)$$

$$I_1 + I_2 + w_1(1-d_1) + w_2(1-d_2) = P(c_1 + c_2) + P_m m \quad (3)$$

donde

I_i : ingreso del individuo i

w_i : salario horario del individuo i

P : precio de los bienes privados

P_m : costo de los servicios médicos

d_i : tiempo dedicación del padre i al niño

c_i : bienes privados del individuo i

m : servicios médicos destinados al niño

¹³ Por ejemplo, la relación hombres – mujeres en el mercado marital, las leyes relativas a la pensión alimenticia y a la ayuda económica para los niños en caso de divorcio; y la posibilidad que tiene la mujer de trabajar fuera del hogar.

A continuación, el análisis se concentrará en la demanda condicionada por servicios médicos y en la oferta laboral de los padres.

La función de Lagrange para el problema es

$$L = (l a_1 + (1-l)f_2) \log c_1 + (l f_1 + (1-l)a_2) \log c_2 + (l b_1 + (1-l)b_2) \log (A(d_1^d d_2^{1-d})^g m^{1-g}) + m(I_1 + I_2 + w_1(1-d_1) + w_2(1-d_2)) - P(c_1 + c_2) - P_m m$$

Como la función objetivo, que surge de reemplazar (2) en (1), es estrictamente cóncava en cada uno de sus argumentos (por lo tanto estrictamente cuasicóncava) y el conjunto de restricción (2) es convexo por ser una restricción lineal, el máximo existe y es único¹⁴ (teorema del máximo).

La condición de primer orden¹⁵ de servicios médicos es $\frac{\partial L}{\partial m} : (l b_1 + (1-l)b_2) \frac{(1-g)}{m} - m P_m = 0$ si $m > 0$. Por lo tanto, se demandarán servicios médicos hasta el punto en que la utilidad marginal por dicho bien se iguale a su costo.

La demanda¹⁶ resultante por servicios médicos es $m = \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)(1-g)}{P_m} \frac{l b_1 + (1-l)b_2}{(l(a_1 + f_1 + b_1) + (1-l)(a_2 + f_2 + b_2))}$. La cual depende del ingreso y del salario de ambos padres, de la tecnología, de las preferencias, del poder de negociación y del costo del servicio. *A diferencia del modelo unitario, la demanda no sólo depende del ingreso y del salario total del hogar sino que también del individual debido a que el poder de negociación es una función del ingreso y del salario de cada uno de los individuos.*

La oferta de trabajo individual:

$$t_1 \equiv 1 - d_1 = 1 - \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)gd}{w_1} \frac{l b_1 + (1-l)b_2}{(l(a_1 + f_1 + b_1) + (1-l)(a_2 + f_2 + b_2))}$$

$$t_2 \equiv 1 - d_2 = 1 - \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)g(1-d)}{w_2} \frac{l b_1 + (1-l)b_2}{(l(a_1 + f_1 + b_1) + (1-l)(a_2 + f_2 + b_2))}$$

III.2. Estática comparativa

Demanda de servicios médicos

¹⁴ No existe solución de esquina.

¹⁵ Las otras condiciones de primer orden para soluciones interiores son: $\frac{\partial L}{\partial c_1} : \frac{l a_1 + (1-l)f_2}{c_1} - m P = 0$,

$\frac{\partial L}{\partial c_2} : \frac{l f_1 + (1-l)a_2}{c_2} - m P = 0$, $\frac{\partial L}{\partial d_1} : (l b_1 + (1-l)b_2) \frac{gd}{d_1} - m w_1 = 0$, $\frac{\partial L}{\partial d_2} : (l b_1 + (1-l)b_2) \frac{g(1-d)}{d_2} - m w_2 = 0$,

$\frac{\partial L}{\partial m} : I_1 + I_2 + w_1(1-d_1) + w_2(1-d_2) = P(c_1 + c_2) + P_m m$

¹⁶ Las otras demandas óptimas son: $c_1 = \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)}{P} \frac{l a_1 + (1-l)f_2}{(l(a_1 + f_1 + b_1) + (1-l)(a_2 + f_2 + b_2))}$,

$c_2 = \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)}{P} \frac{l f_1 + (1-l)a_2}{(l(a_1 + f_1 + b_1) + (1-l)(a_2 + f_2 + b_2))}$, $d_1 = \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)gd}{w_1} \frac{l b_1 + (1-l)b_2}{(l(a_1 + f_1 + b_1) + (1-l)(a_2 + f_2 + b_2))}$,

$d_2 = \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)g(1-d)}{w_2} \frac{l b_1 + (1-l)b_2}{(l(a_1 + f_1 + b_1) + (1-l)(a_2 + f_2 + b_2))}$

- *Efecto ingreso y efecto del salario*

$$\frac{dm}{dz} = \frac{(1-g)}{P_m F} \left\{ (I b_1 + (1-I) b_2) + \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2) [b_1(a_2 + f_2) - b_2(a_1 + f_1)]}{F} \frac{dI}{dz} \right\}$$

donde $F = [(I(a_1 + f_1 + b_1) + (1-I)(a_2 + f_2 + b_2))]$

$$z = I_1, I_2, w_1, w_2$$

$$\frac{dI}{dI_1} > 0, \frac{dI}{dI_2} < 0, \frac{dI}{dw_1} > 0, \frac{dI}{dw_2} < 0$$

El efecto ingreso – salario puede descomponerse en dos efectos. (1) Efecto ingreso - salario puro: $\frac{(1-g)}{P_m F} (I b_1 + (1-I) b_2)$ y (2) efecto del poder de negociación:

$$\frac{(1-g)}{P_m F} \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2) [b_1(a_2 + f_2) - b_2(a_1 + f_1)]}{F} \frac{dI}{dz}$$

En consecuencia, un incremento en el ingreso o en el salario (costo de oportunidad) del individuo 1 tiene dos efectos sobre la demanda de servicios médicos: (1) por efecto ingreso - salario puro aumenta y (2) por efecto del poder de negociación puede aumentar, disminuir o permanecer constante. El efecto del poder de negociación es positivo (negativo) si la valoración del individuo 1 por la salud, en relación a los bienes privados, es mayor (menor) que la del individuo 2, es decir, $\frac{b_1}{a_1 + f_1} > \frac{b_2}{a_2 + f_2}$ ($\frac{b_1}{a_1 + f_1} < \frac{b_2}{a_2 + f_2}$). El efecto final será positivo salvo que el efecto del poder de negociación sea negativo y supere al efecto ingreso en valor absoluto.

Si $a_i + f_i + b_i = 1 \quad i=1,2$ el efecto ingreso – salario es

$$\frac{dm}{dz} = \frac{(1-g)}{P_m} \left\{ (I b_1 + (1-I) b_2) + (I_1 + I_2 + w_1 + w_2) [b_1 - b_2] \frac{dI}{dz} \right\}$$

En este caso el signo del efecto del poder de negociación depende sólo de las preferencias sobre la salud, dicho efecto resulta positivo cuando el individuo, cuyo ingreso o salario aumenta, tiene una mayor preferencia por la salud del niño en relación al otro individuo.

- *Efecto precio*

Un incremento el precio de los servicios médicos reduce su demanda.

$$\frac{dm}{dP_m} = - \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)(1-g)}{P_m^2 F} (I b_1 + (1-I) b_2) < 0$$

$$\text{Si } a_i + f_i + b_i = 1 \quad i=1,2, \quad \frac{dm}{dP_m} = \frac{(I_1 + I_2 + w_1 + w_2)(1-g)}{P_m^2} (I b_1 + (1-I) b_2) < 0$$

Oferta laboral

- *Efecto ingreso*

• *Para el individuo 1:*

$$\frac{dt_1}{dz} = - \frac{gI}{w_1 F} [(I b_1 + (1-I) b_2)] + \frac{dt_1}{dI} \frac{dI}{dz} \quad \text{donde } z=I_1, I_2, w_2 \text{ y } \frac{dI}{dI_1} > 0, \frac{dI}{dI_2} < 0, \frac{dI}{dw_2} < 0$$

• *Para el individuo 2:*

$$\frac{dt_2}{dz} = - \frac{g(1-d)}{w_2 F} [(I b_1 + (1-I) b_2)] + \frac{dt_2}{dI} \frac{dI}{dz} \quad \text{donde } z=I_1, I_2, w_1 \text{ y } \frac{dI}{dI_1} > 0, \frac{dI}{dI_2} < 0, \frac{dI}{dw_1} > 0$$

El efecto de un cambio en el ingreso (o en el salario del otro individuo) puede descomponerse en dos efectos: (1) efecto ingreso puro y (2) efecto del poder de negociación. El primer efecto es en la dirección opuesta al cambio, un mayor ingreso

aumenta la demanda de todos los bienes con lo cual reduce el tiempo destinado al trabajo. La dirección del segundo efecto dependerá de cómo impacta el cambio en el poder de negociación a la oferta laboral y de cómo se modifica el poder de negociación del individuo.

Un incremento en el ingreso del individuo 1 reduce las horas trabajadas, por efecto ingreso puro, pero aumenta su poder de negociación y ello genera un impacto sobre la oferta laboral que puede acompañar al primer efecto o contrarrestarlo. El efecto del aumento en el poder de negociación de 1 aumenta el tiempo destinado al trabajo de 1, si la valoración del individuo 1 por la salud en relación al resto de los bienes es inferior a la del individuo 2, es decir, si $\frac{b_1}{a_1+f_1} < \frac{b_2}{a_2+f_2}$. En cualquier caso, el efecto ingreso final dependerá de la suma de los dos efectos. Para el individuo 2, el efecto ingreso puro también es negativo y el efecto del poder de negociación va en dirección opuesta al primero si $\frac{b_1}{a_1+f_1} < \frac{b_2}{a_2+f_2}$.

- *Efecto salario*

• *Para el individuo 1:*

$$\frac{dt_1}{dw_1} = \frac{I_1 + I_2 + w_2}{w_1^2 F} [gd(Ib_1 + (1-l)b_2)] + \frac{dt_1}{dI} \frac{dI}{dw_1} \text{ donde } \frac{dI}{dw_1} > 0$$

• *Para el individuo 2:*

$$\frac{dt_2}{dw_2} = \frac{I_1 + I_2 + w_1}{w_2^2 F} [g(1-d)(Ib_1 + (1-l)b_2)] + \frac{dt_2}{dI} \frac{dI}{dw_2} \text{ donde } \frac{dI}{dw_2} < 0$$

El efecto de un cambio en el salario de uno de los individuos puede descomponerse en dos efectos: (1) efecto salario puro y (2) efecto del poder de negociación. El primer efecto acompaña la dirección del cambio, un mayor ingreso incentiva al individuo a trabajar más. Nuevamente, la dirección del segundo efecto depende de cómo impacta un cambio en el poder de negociación a la oferta laboral y de cómo se modifica el poder de negociación del individuo.

Combinando el efecto ingreso y el efecto salario se puede analizar el impacto de un incremento en el ingreso de uno de los individuos. Suponiendo que $\frac{b_1}{a_1+f_1} < \frac{b_2}{a_2+f_2}$, un aumento en el salario del individuo 2 puede incrementar o reducir su tiempo destinado al trabajo (efecto salario) dependiendo de qué efecto predomine, por efecto salario puro aumenta pero por efecto del poder de negociación disminuye, en tanto que, el individuo 1 reduce sus horas trabajadas.

Finalmente, *el modelo predice cómo se verá afectada la demanda de servicios médicos de los niños debido a cambios en el ingreso, salario y poder de negociación de los padres*. Por ejemplo, un mayor poder de negociación por parte de la madre podría aumentar más la demanda de servicios médicos de ambos niños si ella, en relación a su cónyuge, tiene una mayor preferencia por la salud de los niños que su cónyuge. Además cuando se generaliza al caso de dos niños *permite introducir diferencias en las preferencias por los niños y predecir, bajo ciertas condiciones, resultados distintos para cada niño*.

IV. Datos y metodología

Los datos utilizados en este trabajo pertenecen a la Encuesta de Desarrollo Social (EDS) realizada en 1997 por el SIEMPRO (Sistema de Información, Monitoreo y Evaluación de Programas Sociales). La EDS abarca a la población residente en localidades de 5.000 o más habitantes y representa el 96% de la población urbana del país y el 83% de la población total.

La encuesta está formada por ocho cuestionarios. Los tres primeros relevan información sobre condiciones habitacionales, entorno físico y social (por ejemplo, afiliación al sistema de salud, condición de afiliación) y aspectos demográficos del hogar (género del jefe, cantidad de miembros del hogar, presencia del padre/madre en el hogar). Los cinco cuestionarios restantes son individuales y corresponden a distintos grupos etarios: infancia, niños, jóvenes, adultos y adultos mayores. Además, cada cuestionario individual contiene diversos módulos sobre diferentes áreas de política social, en particular el trabajo se concentra en los de salud (infantil y de niños) y aspectos demográficos del hogar.

El enfoque tradicional de los estudios empíricos de la demanda por servicios para el cuidado de la salud es el de “modelos en una parte” (one-part models) en donde la demanda se mide como el número de veces que un individuo utiliza el servicio durante el mes previo de la entrevista. Sin embargo, los estudios más recientes utilizan “modelos en dos partes” (two-part models o hurdle models¹⁷). El segundo enfoque se basa en la idea de que las decisiones de contacto (consultar al médico) y las decisiones de frecuencia (número de visitas debido a que se contactó al médico) son dos procesos estocásticos distintos¹⁸. La separación de estos procesos es relevante ya que usualmente el individuo es el responsable de la decisión inicial de consultar al médico, en tanto que el médico¹⁹ juega un rol significativo en el número posterior de visitas.

Bertranou (1999), utilizando datos del “Módulo de Utilización y Gastos de Salud” incluidos en la “Encuesta Permanente a Hogares” de mayo de 1989 para la Argentina, encuentra evidencia que le permite rechazar la hipótesis de que las decisiones de contacto y de frecuencia están gobernadas por un mismo proceso estocástico. La cobertura social afecta la decisión de contacto pero no la de frecuencia.

Este trabajo se centra en la decisión de contactar al médico porque ésta es la etapa en la cual los padres tienen un papel primordial y, justamente, lo que se busca examinar es la relación entre las características de los padres y las decisiones para el cuidado de la salud infantil.

La población de interés está compuesta por aquellos individuos que han sido reportados como hijos²⁰ del jefe y/o del cónyuge (es decir, hijos o hijastros del jefe) cuya edad no supera los 12 años. Debido a que el análisis requiere información completa sobre el padre y la madre, se seleccionaron los hogares en los cuales ambos están presentes²¹.

¹⁷ Para una formulación general de “hurdle models” ver: Mullahy (1986), Winkelmann y Zimmermann (1995).

¹⁸ Aún cuando el conjunto de variables explicativas sea el mismo, su interpretación puede diferir dependiendo de la etapa del proceso decisorio en que se encuentre.

¹⁹ En la relación médico-paciente existe asimetría de información, el médico puede tomar ventajas de la situación de manera de incrementar su demanda induciendo al paciente a que lo visite con mayor frecuencia.

²⁰ En la encuesta se reporta la relación de parentesco con el jefe, la presencia de la madre y del padre en el hogar y además el número de componente para poder identificarlo. Se detectaron problemas en estas variables: considerando toda la muestra (75.374 personas) 879 individuos de hogares con los dos cónyuges presentes reportaron ser hijos del jefe(a) pero que su padre (madre) no viven en el hogar. Si bien esto puede deberse a que son hijastros del jefe(a) este supuesto no es claro en todos los casos. También se detectaron posibles problemas en la variable de relación de parentesco: de acuerdo con el número de componente del padre (madre) son hijos del (la) jefe(a), sin embargo la relación de parentesco reportada (nieto, hermano, nuera...) no es coherente con ello y lo mismo para el cónyuge (159 observaciones). Si la relación con el jefe/a es de no familiar u otro familiar se podría considerar, teniendo en cuenta la edad y si son hijos del cónyuge, que la relación reportada es correcta y que se trata de un hijastro. Para este último caso se modificó la relación de parentesco de manera de considerar como hijos a los “posibles hijastros”. También se modificó la relación de parentesco en aquellos casos que resultaba claro que se trata de un hijo y no de un nieto u otro tipo de pariente. Además se observaron otro tipo de problemas, por ejemplo individuos reportados como nietos del jefe cuyos padres no reportan ser hijo/a o yerno/nuera del jefe.

²¹ Este criterio de selección podría generar un sesgo de selección si por ejemplo, la probabilidad de consultar al médico para niños de hogares monoparentales fuera menor [este punto no se profundizó, simplemente se

Esto nos lleva a una muestra de 7.163 hogares y 36.321 individuos de los cuales 14.844 son los niños de interés. Sin embargo, la encuesta sólo indaga sobre consulta al médico para aquellos individuos que respondieron haber tenido algún malestar, enfermedad o accidente durante los 30 días previos²². De esta manera la muestra se restringe 3.421 niños (1.759 varones y 1.662 mujeres) pertenecientes a 2.562 hogares con un total de 13.039 individuos.

La variable de análisis consiste en un indicador binario acerca de si el niño consultó al médico durante los últimos 30 días anteriores a la encuesta. Se estimará un modelo binario de elección sobre la decisión de consultar al médico para niños que reportaron estar enfermos²³.

Tabla 4.1:
Individuos y enfermos por género e ingreso
Niños menores a 12 años

quintil de ingreso per cápita familiar	Hombres		Mujeres		Total		
	Enfermo (%)	Nro obs	Enfermo(%)	Nro obs	Enfermo		Nro Obs.
					Nro Obs	%	
1	21.08	1,679	20.24	1,645	687	20.67	3,324
2	25.55	1,534	23.18	1,445	727	24.40	2,979
3	24.58	1,412	22.80	1,408	668	23.69	2,820
4	23.79	1,383	23.90	1,322	645	23.84	2,705
5	22.19	1,334	23.29	1,344	609	22.74	2,678
Total	23.4	7,342	22.59	7,164	3,336	23.00	14,506

Fuente: Elaboración propia en base a EDS

Nota: Para el cómputo de los quintiles de ingreso per cápita familiar se excluyeron aquellas observaciones con ingreso total del hogar incompleto o nulo.

Tabla 4.2:
Enfermos por nivel educativo de la madre
Niños menores a 12 años

Nivel educativo	Enfermo
Sin educación	13.45
Baja	20.62
Media	25.21
Alta	25.22
Total	22.98

Fuente: Elaboración propia en base a EDS

En la tabla 4.1 se observa que para el primer quintil de ingresos el porcentaje de enfermos reportados es inferior al correspondiente para el resto de los quintiles. Esto sugiere un problema de no reporte para hogares de bajos ingresos y con madres sin educación o bajo nivel educativo como se muestra en la tabla 4.2. El error de reporte puede estar correlacionado con la educación de la madre, primero, porque las madres más educadas

observó que controlando por características del niño, de los padres y regionales, el tipo de hogar (monoparental, no conyugal) no es significativo (categoría base: hogar completo) en probabilidad de consultar al médico]. Sin embargo, como el objetivo es captar el efecto de cada uno de los padres, la muestra se reduce a los hogares en los que están ambos presentes.

²² La variable *consulta al médico* presenta un truncamiento ya que se observa sólo si el individuo está enfermo. El trabajo no considera este punto, sin embargo para evaluar los potenciales problemas se testeó si la correlación entre los residuos de la regresión de probabilidad de enfermar y los de la probabilidad de consultar dado que está enfermo resultaba nula y no se rechazó a un nivel de significancia del 10%.

²³ Se considera enfermo a aquel niño cuya(o) madre(padre) reporte que sufrió algún malestar enfermedad o accidente durante los 30 días previos a la encuesta.

pueden ser más conscientes de la salud de sus hijos, quizás porque tienen más conocimiento sobre enfermedades o quizás porque tienen más contacto con el sistema de cuidado para la salud (Thomas, Contreras, Frankenberg (1997) pág. 13); segundo, porque madres más educadas pueden tener una percepción distinta en la pregunta de si su hijo tuvo algún malestar, enfermedad o accidente que las madres de baja educación. Sin embargo, algunos trabajos sugieren que no existe un error sistemático entre distintas enfermedades.

Dejando de lado los problemas comentados para el primer quintil y considerando a partir del segundo, se observa que a medida que aumenta el ingreso, el porcentaje de enfermos en general cae y las consultas de los enfermos aumentan (tabla 4.1 y 4.3 respectivamente).

No se observan diferencias importantes por género de los niños, el porcentaje de enfermos varones es levemente superior al de mujeres (0.8 puntos porcentuales) y las consultas de enfermos varones es un punto porcentual superior al de las mujeres. El porcentaje de varones enfermos se reduce claramente a partir del segundo quintil, en tanto que para las mujeres dicha reducción se produce entre el segundo y tercer quintil y entre el cuarto y quinto. La participación de enfermos varones es superior que la de mujeres en los primeros tres quintiles.

Tabla 4.3:
Consultas por género e ingreso
Niños enfermos menores a 12 años

quintil de ingreso	Hombres	Mujeres	Total	
			Nro Obs.	%
1	87.85	87.69	603	87.77
2	87.76	85.37	630	86.66
3	91.07	90.03	605	90.57
4	91.79	91.77	592	91.78
5	93.58	91.37	563	92.45
Total	90.22	89.18	2,993	89.72

Fuente: Elaboración propia en base a EDS

Nota: Para el cómputo de los quintiles de ingreso per cápita familiar se excluyeron aquellas observaciones con ingreso total del hogar incompleto o nulo.

Respecto a las consultas por género (tabla 4.3), para todos los quintiles se observa que el porcentaje de consultas de los varones es levemente superior al de las niñas. Las consultas de los varones aumentan con el ingreso (considerando desde el segundo quintil), en tanto que las de las mujeres aumentan del segundo al cuarto quintil de ingreso.

El modelo condicional expresa la probabilidad de ir al médico como una función de varias variables explicativas principalmente relacionadas con los individuos que toman la decisión (padres y madres). El objetivo es analizar si las decisiones en cuidado para la salud infantil pueden mostrar diferencias en las preferencias de los padres con respecto al género. Este punto ha sido analizado por varios autores utilizando indicadores de nivel nutricional o datos antropométricos²⁴, por ejemplo, Rubalcava y Contreras (2000) y Thomas (1994) encuentran que las madres asignan más recursos a las hijas y los padres a los hijos.

La probabilidad de contactar al médico se estima utilizando el modelo de regresión logit y se permite que el sexo del niño interactue con todas variables explicativas de manera de poder

²⁴ Para este trabajo no fue posible utilizar este tipo de indicadores de resultado de salud por no carecer de dicha información.

captar las diferencias y así testear la hipótesis de diferencias de género²⁵. El modelo a estimar es:

$$y_i = F(X_i b + Z_i g) + m_i$$

donde $F(k) = \frac{e^k}{1 + e^k}$

$y_i = 1$ si consultó al médico e $y_i = 0$ si no consultó.

X_i : vector de variables explicativas

Z_i : vector de variables explicativas interactuando con el género del niño

De acuerdo con el modelo teórico desarrollado en el capítulo anterior las variables explicativas del modelo son: las características observables e inobservables del niño, de los padres y del hogar relacionadas con la tecnología y preferencias (género, edad, enfermedades crónicas y orden de nacimiento del niño, edad y educación de los padres son las características observables); ingreso y salario horario de los padres, y otros factores observables e inobservables que puedan afectar el poder de negociación. Sobre la posibilidad de utilizar ingreso, salario y factores del poder de negociación se comenta más adelante. No se incluye el costo del servicio médico por carecer de esa información, sólo se considera la tenencia de cobertura social como un factor que permite, entre otras cosas, reducir el costo de la consulta.

Es fundamental para el enfoque de este trabajo, captar los efectos de cada uno de los padres. Sin embargo, es importante reconocer que puede resultar muy complicado tratar de identificar dichos efectos por separado debido a la correlación entre ciertas características (educación, edad y salario) del padre y de la madre posiblemente por el "matching". Para esta muestra la correlación entre las edades es de 0.75, años de educación 0.63 y salario horario 0.34.

- La *edad de los padres* podría reflejar distintas energías, responsabilidades (por ejemplo padres adolescentes versus padres adultos) o costumbres en términos de la crianza. A su vez, también podría estar captando la experiencia. A mayor edad de los padres es más probable que tengan más de un hijo, de esta manera podrían tener mayor experiencia para criar al siguiente hijo. Específicamente para el caso de las visitas al médico, los padres a medida que va creciendo su hijo aprenden cómo solucionar ciertos problemas de salud sin recurrir al médico y esto se potencia en el caso que el chico tenga hermanos mayores.
- La *educación de los padres* es introducida en forma separada mediante dummies del nivel educativo: a) bajo (0-7 años de educación) considerado como categoría base; b) medio (8-12 años); y c) alto (13-17 años). Thomas (1994), utilizando datos para EEUU, Ghana y Brasil, estudia la relación entre la educación de los padres y la estatura del niño, y encuentra evidencia de que la educación de la madre tiene un mayor efecto sobre la estatura de las hijas, en tanto que, la del padre sobre los hijos. Rubacalva y Contreras (2000), considerando el nivel nutricional del niño, encuentran para el caso chileno resultados similares principalmente para los niveles altos de educación. Estos estudios no consideran los salarios horarios (debido a la ausencia de instrumentos de control para la selección dentro del mercado laboral) en consecuencia, el impacto de la educación debe interpretarse como incorporando el rol de las decisiones de asignación tiempo incluyendo los resultados de la fuerza laboral.

²⁵ Esta forma de estimación permite testear la hipótesis nula de igualdad de coeficientes entre varón y nena para una determinada característica.

- El *salario horario* sólo es observable para las madres que trabajan (39.31%), por ello se procede a estimar ecuaciones de Mincer²⁶ considerando la muestra total de la EDS para mujeres de 15 a 60 años. Algunos trabajos utilizan el salario estimado tal es el caso de Senauer et al. (1988) que encuentran que el valor del tiempo de los miembros del hogar, representado por el salario estimado, afecta la distribución de alimentos dentro del hogar.²⁷

Los estudios empíricos realizados bajo en enfoque de asignación de recursos en el hogar suponen que el ingreso no laboral es una variable exógena del modelo y testean si su distribución dentro del hogar (entre madre y padre) tiene impacto sobre la variable en estudio, en caso de obtener ese resultado rechazan el modelo unificado del hogar. La EDS al indagar sobre ingreso no laboral pone su énfasis en jubilaciones, pensiones, subsidios estatales y transferencias entre privados pero no en la renta de activos físicos y monetarios que quedan incluidos en otros ingresos²⁸. Al observar la composición de otros ingresos no laborales se encuentran items correspondientes a ingresos laborales, venta de activos, alquileres, dividendos y otros correspondientes a la categoría anteriormente mencionada para este ingreso. Sólo en el 5.26% de los hogares considerados las madres reportan ingreso no laboral, en tanto el porcentaje para los padres es de 6.84%. Independientemente del formato del cuestionario se sospecha que hay graves problemas de no respuesta sin dejar de considerar la subrespuesta. Consecuentemente, no se utiliza esta variable como regresor.

Resulta necesario controlar por alguna variable que refleje el nivel económico del hogar, una opción es utilizar el ingreso per cápita del hogar y ver si el salario es individualmente significativo. Ello introduce más problemas de colinealidad ya que el ingreso per cápita se encuentra altamente correlacionado con el salario (principalmente con el del padre). En consecuencia, se elabora un *índice de bienes durables*²⁹ para ser utilizado como control.

Para controlar por las características del niño se utiliza: *género*, *edad*, *edad escolar* y *enfermedades crónicas*. La edad escolar refleja la etapa en la que se encuentra el niño y toma valor uno si el niño está en la segunda infancia o niñez, es decir, tiene más de 5 años. Enfermedades crónicas es una dummy que toma valor uno si el individuo debe recibir tratamiento médico.

A nivel familiar se considera el *número de hermanos* y el *orden de nacimiento*. Los hermanos compiten por los recursos del hogar, tiempo e ingreso, cuanto mayor sea el número de hermanos menor será la cantidad de recursos disponibles para cada uno. Por otro lado, más hermanos (mayores) implica mayor experiencia en la crianza por parte de los padres. A medida que el hijo va creciendo los padres van aprendiendo cómo solucionar malestares habituales y sencillos sin la necesidad de visitar al médico. Adicionalmente,

²⁶ Utilizando el método de Heckman (1979) se estima la ecuación de selección utilizando como regresores: edad y su cuadrado, dummies educativas (primaria incompleta como categoría base, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior incompleta y superior completa), dummy si asiste a algún establecimiento educativo, número de hijos, dummy si está casado o unido y dummies regionales. Para el logaritmo del salario horario se utilizan como variables explicativas: dummies educativas, experiencia potencial y su cuadrado y variables regionales. La inversa del ratio de Mill resulta significativo a un nivel de significancia del 1% y se rechaza al mismo nivel de significancia la hipótesis de independencia entre los residuos de las ecuaciones de regresión y de selección (test LR).

²⁷ Ilahi (2000) resume la literatura empírica sobre asignación de tiempo y tareas dentro del hogar.

²⁸ Podría suceder que al no estar especificada el porcentaje de no respuesta para renta de activos sea mayor.

²⁹ El índice toma valores entre 0 y 1 y considera los siguientes bienes del hogar: a) cocina, b) heladera con freezer o freezer, c) heladera sin freezer, d) lavarropa automático, e) lavarropa semiautomático o no automático, f) tv color, g) tv blanco y negro, h) video grabador/reproductor, i) computadora, j) automóvil. Para el cómputo, a cada bien se le asigna un valor, en particular para el caso del automóvil se conoce el año de patentamiento por lo que es posible depreciar el bien y mantener un valor residual a partir de los diez años. Luego se calcula el máximo valor posible (en caso de bienes sustitutos se considera el más costoso) y se normaliza la variable.

cuando los padres pasan a tener otro hijo (segundo u otro orden superior) pueden resolver malestares comunes en niños de una determinada edad sin necesidad de recurrir al médico. Esto podría denominarse como aprendizaje en la técnica de crianza. Para controlar por el orden de nacimiento se elabora una dummy que toma valor uno en el caso que el niño sea el mayor³⁰.

Adicionalmente se consideran otros controles: *cobertura social*³¹ (dummy que toma valor uno en caso que el individuo esté asociado a una obra social, mutual o prepaga y cero en caso de afiliación a servicio de emergencia o sin afiliación) y *variables regionales* (GBA (categoría base), región pampeana, noreste, noroeste, cuyo y patagonia).

Currie y Gruber (1996) examinan el efecto del seguro de salud público sobre la salud de los niños y la utilización de servicios médicos. Encuentran que si los padres tienen educación superior es más probable que lleven los chicos al médico, con un efecto más fuerte para madres respecto a los padres y que la utilización es mayor si es el hijo mayor o si pertenece a un hogar pequeño. Otros resultados indican que condicionado al nivel de ingreso del hogar, niños de hogares sin jefe hombre tienen mayores tasa de utilización y las visitas parecen ser bienes normales mientras que las hospitalizaciones parecerían ser bienes inferiores.

Las características de la madre (padre) podrían impactar de diferente manera las consultas del varón en relación a la nena por distintas razones: primero, la tecnología detrás de la función de producción de salud puede diferir por género; segundo, las madres (padres) podrían preferir asignar más tiempo o recursos por ejemplo a la hija. Bajo el enfoque del modelo unitario no es posible distinguir empíricamente estos efectos.

El enfoque de modelos colectivos permite introducir en la demanda las características que afectan al poder de negociación de cada uno de los miembros. En el modelo desarrollado en la sección III, la demanda de servicios médicos depende del salario, del ingreso y de los ponderadores de bienestar, los cuales dependen de los precios, del ingreso individual y de otros factores que puedan afectar la habilidad de uno de los miembros para imponer sus preferencias en el proceso de asignación de recursos.

De acuerdo con Thomas (1994), si el ingreso no laboral es exógeno y tiene diferente impacto sobre varones en relación a las mujeres, entonces, puede estar reflejando preferencias en vez de tecnología, ya que este no entra en la función de producción de salud. Lamentablemente, debido a los problemas observados en la variable de ingreso no laboral de la EDS no se puede testear su efecto. Por otro lado, la educación está altamente correlacionada con los ingresos potenciales y, ceteris paribus, el(la) padre(madre) que esté mejor educado que su esposo(a) tiene más probabilidad de poseer un mayor poder para determinar la asignación de recursos del hogar. En términos del modelo tiene un mayor ponderador de bienestar. Por lo tanto, se estima el efecto de las *madres con mayor educación que su esposo* en relación al resto de las madres. Siempre que ello no refleje simplemente no linealidad en el efecto de la educación sobre las consultas del niño puede interpretarse como que refleja diferencias en las preferencias.

Se realizan otras especificaciones de poder de negociación que no estén estrictamente relacionadas con el modelo pero que, en cierta manera, pueden estar modificando la ponderación. Las variables a utilizar son dummies que toman valor uno (a) si la madre es jefa de hogar o (b) si aporta más del 50% del ingreso del hogar, a estas se las denomina

³⁰ Como se mencionó anteriormente Strauss y Thomas (1995) hacen una revisión empírica sobre diferencias en el orden de nacimiento.

³¹ Bertranou (1999), utilizando datos de Argentina, encuentra que la cobertura social afecta la decisión de contactar al médico pero no la de frecuencia

jefa y *dshare* respectivamente. Adicionalmente, se puede considerar si el *salario horario de la madre es mayor al del padre*. Sin embargo, el salario horario de las madres se debe estimar ya que las mujeres presentan una baja participación en el mercado laboral. Las ecuaciones de mincer usualmente explican aproximadamente un 30% del salario por lo que, no resulta claro que se estaría midiendo al computar una variable que comparara el salario de la mujer con el efectivo del hombre. Otra opción es estimar el salario para el hombre pero se estaría perdiendo mucha información.

A continuación se presentan las estadísticas básicas para toda la muestra, por consulta y por género.

Tabla 4.4:
Estadísticas descriptivas por consulta y género

Variables	Total						Varón				Mujer			
	Total		Consultó		No consultó		Consultó		No consultó		Consultó		No consultó	
	Media	Sd.	Media	Sd.	Media	Sd.	Media	Sd.	Media	Sd.	Media	Sd.	Media	Sd.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
edad	5.07	3.63	4.92	3.59	6.41	3.69	4.96	3.60	6.83	3.67	4.88	3.59	6.01	3.68
mayor a 5	0.42	0.49	0.41	0.49	0.53	0.50	0.41	0.49	0.58	0.49	0.40	0.49	0.47	0.50
hijo mayor	0.32	0.47	0.33	0.47	0.28	0.45	0.33	0.47	0.29	0.45	0.33	0.47	0.27	0.45
hermanos	2.10	1.64	2.07	1.64	2.36	1.64	2.05	1.61	2.46	1.73	2.08	1.67	2.26	1.56
cronico	0.24	0.43	0.25	0.43	0.15	0.36	0.27	0.45	0.18	0.38	0.22	0.42	0.13	0.34
edad madre	32.80	7.09	32.68	7.05	33.84	7.34	32.73	7.03	33.85	7.03	32.63	7.08	33.83	7.65
edad padre	36.31	7.92	36.18	7.88	37.51	8.18	36.11	7.70	38.02	8.26	36.25	8.06	37.01	8.08
educación:														
madre baja	0.40	0.49	0.38	0.49	0.50	0.50	0.37	0.48	0.51	0.50	0.39	0.49	0.49	0.50
madre media	0.37	0.48	0.38	0.49	0.28	0.45	0.39	0.49	0.28	0.45	0.38	0.48	0.28	0.45
madre alta	0.23	0.42	0.23	0.42	0.22	0.41	0.24	0.43	0.20	0.40	0.23	0.42	0.23	0.42
padre bajo	0.46	0.50	0.45	0.50	0.53	0.50	0.45	0.50	0.57	0.50	0.45	0.50	0.50	0.50
padre media	0.32	0.47	0.32	0.47	0.31	0.47	0.33	0.47	0.29	0.45	0.31	0.46	0.34	0.48
padre alta	0.22	0.41	0.23	0.42	0.15	0.36	0.22	0.41	0.14	0.35	0.24	0.42	0.16	0.37
madre>padre	0.41	0.49	0.41	0.49	0.41	0.49	0.43	0.50	0.43	0.50	0.38	0.49	0.39	0.49
cobertura	0.61	0.49	0.62	0.49	0.51	0.50	0.61	0.49	0.51	0.50	0.62	0.49	0.51	0.50
bs durables	0.17	0.22	0.18	0.23	0.14	0.19	0.17	0.23	0.12	0.17	0.18	0.23	0.15	0.21
jefa	0.02	0.15	0.02	0.15	0.03	0.17	0.02	0.14	0.04	0.20	0.03	0.16	0.02	0.13
dshare	0.11	0.31	0.11	0.31	0.11	0.32	0.11	0.31	0.14	0.35	0.10	0.30	0.09	0.28
gba	0.09	0.29	0.09	0.28	0.13	0.34	0.08	0.27	0.17	0.38	0.09	0.29	0.09	0.29
NOA	0.22	0.41	0.22	0.41	0.23	0.42	0.24	0.43	0.23	0.42	0.20	0.40	0.22	0.41
NEA	0.13	0.33	0.12	0.33	0.14	0.35	0.13	0.34	0.13	0.34	0.12	0.32	0.16	0.36
cuyo	0.14	0.35	0.15	0.35	0.13	0.34	0.14	0.35	0.13	0.34	0.15	0.36	0.12	0.33
pampa	0.26	0.44	0.27	0.44	0.18	0.39	0.27	0.45	0.16	0.37	0.27	0.44	0.20	0.40
patagonia	0.16	0.36	0.15	0.36	0.19	0.39	0.13	0.34	0.17	0.38	0.17	0.38	0.21	0.41

Fuente: Elaboración propia en base a EDS

Las dos primeras columnas de la tabla 4.4 presentan la media y el desvío estándar para la muestra de 3.421 niños. Las columnas 3 y 4 muestran las estadísticas para todos los niños que consultaron y las 5 y 6 para los que no lo hicieron. En las columnas 7-14 se exponen las estadísticas anteriores por género.

La tabla 4.4 se interpreta de la siguiente forma. El número promedio de hermanos (*hermanos*) es de 2.10, se observa que dicho promedio es superior para los individuos que no consultaron (2.36) respecto a los que lo hicieron (2.07) y esta relación se mantiene por género (2.46 vs. 2.05 para los varones y 2.26 vs. 2.08 para las mujeres). El 32% de la muestra es el primer hijo (*hijo mayor*) y el porcentaje de consultas es superior para los primeros hijos que para el resto (5 puntos porcentuales). Lo mismo se observa por género.

V. Resultados

Las tablas 5.1 y 5.2 presentan varias especificaciones para el modelo de consulta al médico. En todos los casos se permite que el género del niño interactue con todos los regresores. Se estiman varias versiones utilizando un conjunto de distintas variables explicativas para ver cómo cambian los resultados con la introducción o exclusión de variables explicativas adicionales.

La primera especificación, modelo 1, considera las características del niño (género, edad, etapa de la niñez o edad escolar y enfermo crónico), de la familia (orden de nacimiento, número de hermanos) y de los padres (edad y educación individual). El segundo incorpora controles regionales y el tercero el salario horario o valor del tiempo de cada uno de los padres en su forma logarítmica³². La cuarta especificación considera la cobertura social y la quinta el nivel económico del hogar mediante un indicador de bienes durables. Por último, en los modelos 6, 7, 8 y 9 se plantean distintas especificaciones del poder de negociación: madre con mayor nivel educativo que su cónyuge, jefa, madre con participación en el ingreso del hogar superior al 50%, y madre con mayor salario horario, respectivamente. La especificación de poder de negociación más indicada sería la correspondiente al modelo 6 (madre con mayor nivel educativo) como se comentó anteriormente.

A priori se sospecha que las estimaciones pueden presentar graves problemas de multicolinealidad debido a que las características de los padres están altamente correlacionadas. Si ello fuese cierto, los desvíos estándares se inflarían y los coeficientes podrían aparecer como no significativos cuando en realidad lo sean.

Para evaluar la robustez de los resultados que surgen de los modelos de las tablas 5.1 y 5.2, se consideran otras especificaciones que permitan captar en forma agregada las características de los padres y de esta manera introducir el poder de negociación. En la primera especificación (modelo 10), se utilizan los controles del modelo 5 pero se excluyen todos los relacionados con las características de los padres, incluyéndose la diferencia de salarios entre ambos (tabla 5.3). Para la segunda especificación de la tabla 5.3 (modelo 11), se utiliza la metodología de análisis de factores³³ (factor analysis) para computar variables que resuman las características de cada uno de los padres. Luego, se reescala cada variable y se introduce como control: (1) el cociente entre la variable reescalada de la madre y la del padre y (2) el resto de los controles mencionados en el modelo 10³⁴).

³² A las mujeres que no trabajan se les imputa un salario horario en base a las ecuaciones de mincer estimadas de acuerdo con la nota nº 26.

³³ El análisis de factores apunta a identificar los factores subyacentes que explican el patrón de correlaciones dentro de un conjunto de variables observables. Este método suele utilizarse para disminuir el número de variables explicativas utilizado, mediante la identificación de un reducido número de factores que explican la mayor parte de la varianza observada del grupo de variables explicativas en cuestión.

³⁴ Salvo la variable de diferencia salarial.

Tabla 5.1: Estimaciones Logit (Modelos 1-4)
Variable dependiente: Consultas (1 si consultó al médico)

	MODELO 1			MODELO 2			MODELO 3			MODELO 4			MODELO 5		
	Varón	Nena	Dif	Varón	Nena	Dif	Varón	Nena	Dif	Varón	Nena	Dif	Varón	Nena	Dif
Constante	2.085 (0.000)	2.051 (0.000)	0.033 (0.963)	1.283 (0.024)	2.165 (0.000)	-0.883 (0.271)	0.862 (0.160)	2.626 (0.000)	-1.764 (0.044)	0.843 (0.170)	2.600 (0.000)	-1.756 (0.046)	0.892 (0.147)	2.651 (0.000)	-1.760 (0.046)
Edad	-0.245 (0.000)	-0.220 (0.000)	-0.025 (0.717)	-0.244 (0.000)	-0.222 (0.000)	-0.022 (0.751)	-0.238 (0.000)	-0.232 (0.000)	-0.007 (0.929)	-0.239 (0.000)	-0.233 (0.000)	-0.005 (0.940)	-0.237 (0.000)	-0.233 (0.000)	-0.003 (0.962)
Mayor 5 años	0.738 (0.030)	0.991 (0.003)	-0.253 (0.599)	0.731 (0.033)	1.016 (0.003)	-0.284 (0.556)	0.594 (0.103)	1.082 (0.003)	-0.488 (0.346)	0.590 (0.105)	1.071 (0.004)	-0.482 (0.353)	0.581 (0.111)	1.074 (0.004)	-0.492 (0.343)
Primer hijo	0.260 (0.239)	0.319 (0.133)	-0.059 (0.847)	0.260 (0.245)	0.318 (0.137)	-0.057 (0.853)	0.393 (0.103)	0.408 (0.079)	-0.016 (0.962)	0.397 (0.099)	0.419 (0.072)	-0.022 (0.948)	0.397 (0.099)	0.410 (0.079)	-0.013 (0.970)
Hermanos	-0.024 (0.675)	0.016 (0.793)	-0.040 (0.631)	-0.031 (0.596)	0.024 (0.690)	-0.055 (0.512)	-0.016 (0.803)	0.045 (0.510)	-0.061 (0.517)	-0.016 (0.812)	0.053 (0.436)	-0.069 (0.468)	-0.005 (0.937)	0.055 (0.420)	-0.060 (0.527)
Cronico	0.730 (0.001)	0.770 (0.001)	-0.040 (0.903)	0.696 (0.002)	0.761 (0.002)	-0.064 (0.844)	0.729 (0.002)	0.734 (0.005)	-0.005 (0.990)	0.731 (0.002)	0.730 (0.005)	0.001 (0.998)	0.732 (0.002)	0.728 (0.005)	0.004 (0.990)
Edad madre	0.041 (0.026)	-0.008 (0.656)	0.049 (0.062)	0.045 (0.017)	-0.011 (0.575)	0.055 (0.039)	0.035 (0.089)	-0.011 (0.619)	0.045 (0.126)	0.035 (0.088)	-0.011 (0.597)	0.046 (0.119)	0.032 (0.116)	-0.012 (0.584)	0.044 (0.139)
Edad padre	-0.018 (0.237)	0.017 (0.305)	-0.035 (0.120)	-0.018 (0.240)	0.019 (0.265)	-0.037 (0.106)	-0.013 (0.461)	0.011 (0.564)	-0.024 (0.355)	-0.013 (0.458)	0.010 (0.587)	-0.023 (0.367)	-0.013 (0.440)	0.009 (0.635)	-0.022 (0.383)
Educación															
Madre (8-12 años)	0.502 (0.018)	0.473 (0.022)	0.029 (0.921)	0.477 (0.026)	0.477 (0.022)	-0.001 (0.998)	0.453 (0.052)	0.576 (0.013)	-0.124 (0.707)	0.446 (0.056)	0.555 (0.017)	-0.109 (0.741)	0.449 (0.055)	0.547 (0.018)	-0.098 (0.766)
Madre (13-17 años)	0.087 (0.747)	0.063 (0.812)	0.025 (0.947)	0.024 (0.929)	0.055 (0.835)	-0.031 (0.935)	-0.071 (0.822)	0.085 (0.788)	-0.156 (0.727)	-0.088 (0.781)	0.045 (0.887)	-0.133 (0.767)	-0.145 (0.649)	0.002 (0.994)	-0.147 (0.745)
Padre (8-12 años)	0.272 (0.197)	-0.109 (0.585)	0.381 (0.190)	0.314 (0.141)	-0.111 (0.583)	0.424 (0.148)	0.288 (0.211)	-0.181 (0.409)	0.469 (0.140)	0.285 (0.216)	-0.226 (0.306)	0.511 (0.109)	0.274 (0.234)	-0.248 (0.265)	0.522 (0.103)
Padre (13-17 años)	0.507 (0.082)	0.406 (0.151)	0.101 (0.802)	0.553 (0.060)	0.396 (0.163)	0.157 (0.701)	0.284 (0.378)	0.576 (0.074)	-0.291 (0.523)	0.281 (0.383)	0.542 (0.095)	-0.261 (0.568)	0.203 (0.532)	0.491 (0.136)	-0.287 (0.534)
Salario madre							0.300 (0.111)	-0.012 (0.952)	0.311 (0.247)	0.293 (0.120)	-0.049 (0.799)	0.341 (0.204)	0.285 (0.137)	-0.058 (0.764)	0.343 (0.207)
Salario padre							0.271 (0.034)	-0.146 (0.214)	0.417 (0.016)	0.252 (0.060)	-0.193 (0.102)	0.444 (0.013)	0.220 (0.107)	-0.209 (0.080)	0.428 (0.018)
Cobertura										0.098 (0.635)	0.379 (0.058)	-0.281 (0.328)	0.065 (0.755)	0.366 (0.067)	-0.302 (0.295)
Indicador bs. durables													0.787 (0.171)	0.424 (0.379)	0.363 (0.629)
NOA				0.662 (0.022)	-0.259 (0.433)	0.921 (0.036)	0.927 (0.005)	-0.374 (0.312)	1.301 (0.008)	0.906 (0.006)	-0.433 (0.245)	1.338 (0.007)	0.907 (0.006)	-0.434 (0.243)	1.341 (0.007)
NEA				0.675 (0.040)	-0.334 (0.346)	1.009 (0.037)	0.899 (0.014)	-0.510 (0.194)	1.409 (0.009)	0.881 (0.016)	-0.561 (0.156)	1.441 (0.007)	0.874 (0.017)	-0.563 (0.154)	1.437 (0.008)
Cuyo				0.711 (0.027)	0.046 (0.899)	0.665 (0.168)	0.830 (0.016)	-0.179 (0.652)	1.008 (0.054)	0.826 (0.016)	-0.243 (0.541)	1.069 (0.042)	0.823 (0.017)	-0.253 (0.525)	1.076 (0.041)
Pampa				1.235 (0.000)	0.151 (0.646)	1.084 (0.016)	1.376 (0.000)	0.028 (0.937)	1.348 (0.005)	1.367 (0.000)	-0.040 (0.913)	1.407 (0.004)	1.346 (0.000)	-0.047 (0.898)	1.393 (0.004)
Patagonia				0.537 (0.082)	-0.263 (0.428)	0.800 (0.078)	0.606 (0.066)	-0.253 (0.485)	0.858 (0.080)	0.594 (0.072)	-0.310 (0.394)	0.904 (0.066)	0.547 (0.099)	-0.345 (0.346)	0.893 (0.071)
Número de obs.			3,334			3,334			2,921			2,921			2,921
LR chi2			126.85			149.31			153.21			156.99			159.8
Prob > chi2			0			0			0			0			0
Pseudo R2			0.0581			0.0684			0.0800			0.0819			0.0834
Log likelihood =			-1028			-1017			-881.5			-879.6			-878.2
TEST															
Edad															
madre=padre	3.81 (0.051)	0.61 (0.436)	3.57 (0.059)	4.2 (0.040)	0.79 (0.373)	4.18 (0.041)	1.99 (0.159)	0.34 (0.560)	1.9 (0.168)	2 (0.157)	0.34 (0.559)	1.92 (0.166)	1.83 (0.176)	0.31 (0.575)	1.76 (0.185)
Educación (significacia conjunta)															
madre	6.26 (0.044)	6.09 (0.048)	0.01 (0.995)	5.94 (0.051)	6.2 (0.045)	0.01 (0.996)	5.37 (0.068)	7.48 (0.024)	0.18 (0.915)	5.37 (0.068)	7.21 (0.027)	0.13 (0.935)	5.96 (0.051)	7.39 (0.025)	0.13 (0.936)
padre	3.44 (0.179)	3.83 (0.147)	1.83 (0.400)	4.15 (0.125)	3.68 (0.159)	2.16 (0.339)	1.73 (0.421)	6.93 (0.031)	4.28 (0.118)	1.69 (0.429)	7.25 (0.027)	4.64 (0.098)	1.44 (0.487)	6.81 (0.033)	4.96 (0.084)
madre=padre	2.4 (0.301)	7.08 (0.029)	0.67 (0.716)	2.59 (0.275)	7.09 (0.029)	0.86 (0.652)	1.27 (0.530)	10.68 (0.005)	2.18 (0.336)	1.31 (0.519)	11.23 (0.004)	2.35 (0.309)	1.31 (0.520)	11.42 (0.003)	2.38 (0.305)
Salario															
madre=padre							0.01 (0.906)	0.32 (0.574)	0.1 (0.755)	0.03 (0.866)	0.37 (0.542)	0.09 (0.761)	0.07 (0.791)	0.41 (0.524)	0.06 (0.802)

Nota: P-values (P>z) reportados entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a EDS.

Tabla 5.2: Estimaciones Logit (Modelos 6-9)

	MODELO 6			MODELO 6'			MODELO 7			MODELO 8			MODELO 9		
	Varón	Nena	Dif	Varón	Nena	Dif	Varón	Nena	Dif	Varón	Nena	Dif	Varón	Nena	Dif
Constante	0.902 (0.143)	2.659 (0.000)	-1.756 (0.047)	0.855 (0.164)	2.609 (0.000)	-1.753 (0.047)	0.860 (0.164)	2.643 (0.000)	-1.784 (0.044)	0.832 (0.177)	2.649 (0.000)	-1.816 (0.040)	0.956 (0.128)	2.624 (0.000)	-1.669 (0.062)
Edad	-0.235 (0.000)	-0.233 (0.000)	-0.003 (0.971)	-0.238 (0.000)	-0.233 (0.000)	-0.005 (0.950)	-0.240 (0.000)	-0.233 (0.000)	-0.007 (0.921)	-0.236 (0.000)	-0.233 (0.000)	-0.003 (0.968)	-0.237 (0.000)	-0.232 (0.000)	-0.004 (0.952)
Mayor 5 años	0.576 (0.115)	1.072 (0.004)	-0.496 (0.339)	0.583 (0.109)	1.069 (0.004)	-0.486 (0.349)	0.600 (0.101)	1.070 (0.004)	-0.470 (0.366)	0.588 (0.108)	1.073 (0.004)	-0.485 (0.351)	0.584 (0.109)	1.072 (0.004)	-0.489 (0.347)
Primer hijo	0.397 (0.099)	0.409 (0.079)	-0.012 (0.971)	0.397 (0.099)	0.418 (0.073)	-0.021 (0.950)	0.423 (0.080)	0.406 (0.082)	0.017 (0.959)	0.405 (0.094)	0.411 (0.078)	-0.006 (0.985)	0.399 (0.098)	0.409 (0.080)	-0.010 (0.977)
Hermanos	-0.005 (0.943)	0.055 (0.423)	-0.060 (0.532)	-0.015 (0.820)	0.053 (0.439)	-0.068 (0.474)	-0.006 (0.928)	0.054 (0.426)	-0.060 (0.525)	-0.015 (0.826)	0.057 (0.405)	-0.072 (0.454)	-0.007 (0.922)	0.055 (0.421)	-0.061 (0.519)
Cronico	0.731 (0.002)	0.729 (0.005)	0.002 (0.996)	0.730 (0.002)	0.732 (0.005)	-0.002 (0.995)	0.734 (0.002)	0.728 (0.005)	0.006 (0.986)	0.705 (0.003)	0.726 (0.005)	-0.021 (0.952)	0.735 (0.002)	0.729 (0.005)	0.006 (0.986)
Edad madre	0.032 (0.120)	-0.012 (0.581)	0.044 (0.141)	0.034 (0.091)	-0.012 (0.593)	0.046 (0.121)	0.036 (0.085)	-0.013 (0.561)	0.048 (0.107)	0.032 (0.113)	-0.012 (0.591)	0.044 (0.139)	0.032 (0.119)	-0.012 (0.578)	0.044 (0.139)
Edad padre	-0.013 (0.459)	0.009 (0.624)	-0.022 (0.389)	-0.012 (0.479)	0.011 (0.576)	-0.023 (0.373)	-0.015 (0.395)	0.010 (0.604)	-0.024 (0.339)	-0.012 (0.493)	0.009 (0.642)	-0.021 (0.420)	-0.013 (0.455)	0.009 (0.641)	-0.022 (0.396)
Educación															
Madre (8-12 años)	0.508 (0.059)	0.574 (0.032)	-0.066 (0.861)	0.510 (0.058)	0.585 (0.029)	-0.076 (0.842)	0.461 (0.050)	0.546 (0.018)	-0.085 (0.796)	0.469 (0.046)	0.544 (0.019)	-0.075 (0.820)	0.456 (0.051)	0.546 (0.018)	-0.090 (0.785)
Madre (13-17 años)	-0.049 (0.898)	0.046 (0.905)	-0.096 (0.861)	0.016 (0.966)	0.095 (0.805)	-0.078 (0.885)	-0.153 (0.630)	0.003 (0.992)	-0.157 (0.729)	-0.104 (0.745)	-0.013 (0.967)	-0.091 (0.842)	-0.130 (0.685)	0.001 (0.999)	-0.130 (0.774)
Padre (8-12 años)	0.238 (0.331)	-0.263 (0.263)	0.501 (0.140)	0.246 (0.317)	-0.244 (0.298)	0.490 (0.149)	0.256 (0.268)	-0.244 (0.272)	0.500 (0.119)	0.285 (0.217)	-0.253 (0.255)	0.537 (0.093)	0.268 (0.246)	-0.249 (0.262)	0.516 (0.107)
Padre (13-17 años)	0.126 (0.732)	0.449 (0.245)	-0.323 (0.546)	0.196 (0.594)	0.495 (0.198)	-0.299 (0.574)	0.181 (0.580)	0.491 (0.135)	-0.311 (0.502)	0.202 (0.534)	0.494 (0.133)	-0.293 (0.527)	0.199 (0.540)	0.490 (0.136)	-0.291 (0.529)
Salario madre	0.287 (0.134)	-0.056 (0.772)	0.342 (0.207)	0.295 (0.118)	-0.046 (0.809)	0.341 (0.204)	0.302 (0.115)	-0.055 (0.774)	0.357 (0.188)	0.385 (0.048)	-0.076 (0.700)	0.461 (0.096)	0.339 (0.123)	-0.093 (0.672)	0.432 (0.164)
Salario padre	0.215 (0.115)	-0.211 (0.078)	0.426 (0.019)	0.247 (0.067)	-0.195 (0.099)	0.442 (0.014)	0.209 (0.121)	-0.214 (0.074)	0.422 (0.019)	0.130 (0.352)	-0.197 (0.108)	0.327 (0.079)	0.162 (0.362)	-0.177 (0.243)	0.339 (0.147)
Cobertura	0.067 (0.747)	0.366 (0.068)	-0.299 (0.298)	0.100 (0.629)	0.379 (0.059)	-0.279 (0.332)	0.055 (0.791)	0.374 (0.063)	-0.319 (0.270)	0.110 (0.599)	0.361 (0.072)	-0.252 (0.385)	0.058 (0.778)	0.372 (0.064)	-0.313 (0.278)
Indicador bs. durable	0.781 (0.175)	0.421 (0.383)	0.360 (0.632)				0.805 (0.163)	0.434 (0.369)	0.371 (0.622)	0.809 (0.160)	0.423 (0.381)	0.386 (0.607)	0.775 (0.177)	0.431 (0.373)	0.344 (0.646)
Educ Madre>Padre	-0.106 (0.663)	-0.049 (0.841)	-0.057 (0.869)	-0.116 (0.634)	-0.056 (0.819)	-0.060 (0.862)									
jefa							-0.852 (0.087)	0.292 (0.649)	-1.144 (0.158)						
dshare										-0.770 (0.015)	0.178 (0.654)	-0.948 (0.062)			
Salario Madre>Padre													-0.136 (0.618)	0.088 (0.738)	-0.223 (0.554)
noa	0.917 (0.006)	-0.434 (0.244)	1.352 (0.007)	0.917 (0.006)	-0.432 (0.246)	1.349 (0.007)	0.920 (0.006)	-0.444 (0.234)	1.364 (0.006)	0.967 (0.004)	-0.441 (0.236)	1.408 (0.005)	0.909 (0.006)	-0.441 (0.237)	1.350 (0.007)
nea	0.884 (0.016)	-0.564 (0.153)	1.448 (0.007)	0.892 (0.015)	-0.562 (0.154)	1.454 (0.007)	0.876 (0.017)	-0.563 (0.154)	1.439 (0.008)	0.955 (0.010)	-0.570 (0.150)	1.525 (0.005)	0.866 (0.018)	-0.566 (0.152)	1.432 (0.008)
cuyo	0.828 (0.016)	-0.254 (0.524)	1.082 (0.040)	0.831 (0.016)	-0.245 (0.539)	1.075 (0.041)	0.817 (0.018)	-0.252 (0.526)	1.070 (0.042)	0.887 (0.010)	-0.253 (0.525)	1.141 (0.031)	0.822 (0.017)	-0.255 (0.522)	1.077 (0.041)
pampa	1.357 (0.000)	-0.046 (0.898)	1.403 (0.004)	1.379 (0.000)	-0.040 (0.913)	1.418 (0.004)	1.354 (0.000)	-0.054 (0.882)	1.408 (0.004)	1.406 (0.000)	-0.043 (0.906)	1.449 (0.003)	1.342 (0.000)	-0.049 (0.892)	1.391 (0.004)
pata	0.558 (0.094)	-0.346 (0.345)	0.904 (0.068)	0.605 (0.068)	-0.311 (0.393)	0.916 (0.063)	0.571 (0.088)	-0.351 (0.339)	0.922 (0.063)	0.599 (0.073)	-0.345 (0.346)	0.945 (0.057)	0.546 (0.100)	-0.348 (0.343)	0.894 (0.071)
Number of obs	2,921			2,921			2,921			2,921			2,921		
LR chi2	160.03			157.27			162.59			165.46			160.16		
Prob > chi2	0.000			0.000			0.000			0.000			0.000		
Pseudo R2	0.0835			0.0821			0.0848			0.0863			0.0836		
Log likelihood =	-878.1			-879.5			-876.8			-875.4			-878		
TEST															
Edad															
madre=padre	1.76 (0.184)	0.33 (0.568)	1.73 (0.188)	1.93 (0.165)	0.35 (0.551)	1.89 (0.169)	2.22 (0.136)	0.36 (0.547)	2.1 (0.148)	1.74 (0.187)	0.3 (0.583)	1.67 (0.196)	1.78 (0.183)	0.32 (0.574)	1.72 (0.189)
Educación (significacia conjunta)															
madre	6.15 (0.046)	7.23 (0.027)	0.04 (0.981)	5.61 (0.061)	7.03 (0.030)	0.04 (0.980)	6.27 (0.044)	7.35 (0.025)	0.13 (0.937)	5.92 (0.052)	7.43 (0.024)	0.06 (0.969)	5.95 (0.051)	7.38 (0.025)	0.11 (0.948)
padre	0.97 (0.616)	6.12 (0.047)	4.9 (0.086)	1.00 (0.606)	6.34 (0.042)	4.58 (0.101)	1.24 (0.539)	6.74 (0.034)	4.81 (0.090)	1.54 (0.463)	6.93 (0.031)	5.22 (0.074)	1.37 (0.504)	6.83 (0.033)	4.9 (0.086)
madre=padre	1.2 (0.550)	11.46 (0.003)	2.3 (0.317)	1.17 (0.556)	11.27 (0.004)	2.26 (0.323)	1.42 (0.492)	11.31 (0.004)	2.18 (0.337)	1.17 (0.558)	11.55 (0.003)	2.51 (0.285)	1.3 (0.523)	11.44 (0.003)	2.35 (0.309)
Salario															
madre=padre	0.08 (0.771)	0.43 (0.514)	0.06 (0.807)	0.04 (0.843)	0.40 (0.529)	0.09 (0.766)	0.14 (0.704)	0.44 (0.505)	0.04 (0.849)	0.98 (0.321)	0.24 (0.624)	0.14 (0.707)	0.29 (0.593)	0.07 (0.785)	0.04 (0.838)

Nota: P-values (P>z) reportados entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a EDS.

Tabla 5.3: Estimaciones Logit (Modelos 6-9)
Variable dependiente: Consultas (1 si consultó al médico)

	MODELO 10			MODELO 11		
	Varón	Nena	Dif.	Varón	Nena	Dif.
Constante	2.017 (0.000)	-0.492 (0.336)	2.509 (0.000)	2.068 (0.000)	2.335 (0.000)	-0.267 (0.691)
Edad	-0.218 (0.000)	-0.236 (0.000)	0.018 (0.796)	-0.209 (0.000)	-0.235 (0.000)	0.026 (0.708)
Edad escolar	0.631 (0.083)	1.100 (0.003)	-0.468 (0.364)	0.565 (0.118)	1.079 (0.003)	-0.513 (0.318)
Hijo mayor	0.313 (0.163)	0.468 (0.033)	-0.156 (0.620)	0.307 (0.169)	0.456 (0.039)	-0.149 (0.636)
Hermanos	-0.046 (0.471)	0.044 (0.500)	-0.089 (0.324)	-0.047 (0.453)	0.039 (0.549)	-0.086 (0.341)
Crónico	0.685 (0.004)	0.742 (0.004)	-0.058 (0.870)	0.693 (0.004)	0.721 (0.005)	-0.028 (0.935)
Diferencia salarial	0.050 (0.643)	-0.075 (0.462)	0.125 (0.401)			
Madre/Padre ¹				-0.029 (0.909)	0.145 (0.566)	-0.175 (0.629)
Cobertura	0.273 (0.159)	0.297 (0.114)	-0.024 (0.929)	0.260 (0.176)	0.306 (0.105)	-0.046 (0.866)
Bienes durables	1.234 (0.023)	0.400 (0.353)	0.834 (0.228)	1.256 (0.020)	0.381 (0.376)	0.874 (0.206)
NOA	0.720 (0.017)	-0.247 (0.487)	0.966 (0.038)	0.706 (0.019)	-0.254 (0.475)	0.959 (0.039)
NEA	0.609 (0.078)	-0.473 (0.209)	1.083 (0.034)	0.541 (0.112)	-0.451 (0.235)	0.991 (0.052)
Cuyo	0.671 (0.040)	-0.099 (0.794)	0.770 (0.124)	0.650 (0.047)	-0.101 (0.790)	0.751 (0.134)
Pampa	1.182 (0.000)	0.061 (0.864)	1.121 (0.018)	1.154 (0.000)	0.064 (0.857)	1.090 (0.021)
Patagonia	0.539 (0.098)	-0.322 (0.372)	0.861 (0.077)	0.509 (0.119)	-0.316 (0.381)	0.825 (0.090)
Número de obs.						2,921
LR chi2						125.41
Prob > chi2						0.00
Pseudo R2						0.065
Log likelihood						-895.40

1- Corresponde al cociente de las variables resumen para madre y padre que surgen del método de "factor analysis"

Nota: P-values (P>z) reportados entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a EDS.

Las primeras dos columnas de cada modelo presentan los resultados³⁵ para el varón y la mujer respectivamente y la tercera las diferencias entre las anteriores. Esta última columna permite testear la igualdad de los coeficientes del varón y la nena y, su nivel significancia estadística se reporta entre paréntesis al igual que en las columnas anteriores. Adicionalmente, en la parte inferior de cada columna de los modelo 1-9 se testea: a) si el coeficiente de la edad de la madre es igual al coeficiente del padre (test de Wald); b) significancia conjunta de la educación de la madre (test F); c) significancia conjunta de la educación del padre (test F); d) efecto de la educación conjunta de la madre igual a la del padre (test Wald) y e) coeficiente del salario horario de la madre igual al del padre (test de Wald).

Los coeficientes estimados para la edad de la madre en los modelos 1 y 2 sugieren un efecto positivo y significativo a un nivel de significancia del 5% sobre el varón pero no sobre la nena, adicionalmente se rechaza a un nivel de significancia del 7% la igualdad de su efecto sobre varón y nena. En tanto que la edad del padre parece no tener efecto sobre

³⁵ Los efectos marginales no se reportan ya que sólo resulta de interés la significancia y dirección del efecto.

ninguno de los hijos³⁶. El test Chi-cuadrado del panel inferior refuerza el primer resultado rechazando a un nivel de significancia del 6% la hipótesis de que la edad de la madre y el padre impactan de la misma manera sobre la probabilidad del varón de consultar al médico. También se rechaza al mismo nivel de significancia que el efecto diferencial de la madre sobre el varón respecto a la nena sea igual al efecto diferencial del padre. Sin embargo, a lo largo de las otras especificaciones sólo se mantiene en algunos casos la significancia del efecto de la madre sobre el varón.

Para todas las especificaciones, la educación media de la madre (8-12 años) impacta en forma positiva y significativa tanto sobre las consultas de la mujer como las del varón y el nivel de significancia es superior para la primera, 5% y 10% respectivamente³⁷. Dicho efecto es mayor sobre la hija, en relación al hijo, pero no significativo (a un nivel de significancia del 10%). La educación superior tiene un efecto esencialmente nulo, sin embargo el test F rechaza que la educación en forma conjunta tenga un efecto nulo.

El efecto de la educación del padre se modifica de acuerdo a la especificación, en los modelos 1 y 2 la educación media no es significativa y la superior tiene un impacto positivo para el varón y la mujer pero sólo es significativo para el primero (al 10%). Sin embargo, la educación en su conjunto no resulta significativa al nivel de significancia anterior. Para los modelos 3 (agrega logaritmo de salario horario de cada padre) y 4 (controla por cobertura) el efecto de la educación sigue siendo positivo pero se revierte su significancia (resulta significativa para la hija pero no para el hijo a un nivel del 10%). En este caso la educación conjunta del padre sí es significativa al 5% pero sólo para la hija. En el resto de los modelos el nivel educativo parece tener un efecto nulo aunque se mantiene la significancia conjunta para hija.

El valor del tiempo de la madre (salario horario) tiene un efecto nulo³⁸ (nivel de significancia del 10%) sobre ambos hijos a lo largo de las distintas especificaciones³⁹. Por otro lado, el salario horario del padre afecta en forma positiva y significativa al varón en relación a la nena en los modelos que no controlan por el nivel económico del hogar (modelos 3 y 4) pero en forma negativa y significativa a las hijas cuando se agrega dicho control (modelos 5,6,7). En todos los casos, un mayor costo de oportunidad del padre reduce las consultas al médico de las hijas en relación al hijo. Sin embargo, el test sobre la hipótesis de igualdad de efectos entre madre y padre no se rechaza a un nivel de significancia del 10%.

La tenencia de cobertura social aumenta la probabilidad de ir al médico de las mujeres (significativa a un nivel del 10%) pero no afecta la de los varones. Sin embargo, no se rechaza la hipótesis de igualdad de coeficientes entre varón y nena. Este resultado se mantiene para todas las especificaciones.

El indicador de bienes durables utilizado como proxy del nivel económico tiene un efecto positivo sobre las consultas pero no significativo.

Retornando al efecto de la educación se puede sintetizar diciendo que la educación de la madre aumenta la probabilidad de consultar al médico de todos sus hijos en tanto que la educación del padre aparentemente sólo tiene importancia en las consultas de las niñas. Sin embargo, para la hija el efecto de la educación de sus padres no es el mismo (esto también se refleja en el resultado previo de que la educación media de la madre y alta del padre resultan significativas). La educación de la madre parece ser más importante al momento de

³⁶ Este efecto se mantiene aún cuando se excluya la edad de la madre en las distintas especificaciones.

³⁷ Salvo en el modelo 1 en donde el coeficiente para el varón es más significativo que para la nena.

³⁸ Este resultado se mantiene si en lugar de imputarle un salario horario estimado a las madres que no trabajan se considera el estimado para todas.

³⁹ Salvo en el modelo 8 en donde impacta en forma positiva sobre el varón.

decidir llevar al chico al médico que la del padre. Se puede realizar un esfuerzo por analizar el efecto de las preferencias sobre las consultas al médico incorporando el poder de negociación a la especificación. El modelo 6 incorpora una dummy que capta si la madre tiene mayor educación que su cónyuge y permite testear el modelo de preferencias comunes a través del efecto que tiene el poder de negociación de la educación en términos de las preferencias de género. Como resultado se observa que el modelo de las preferencias comunes, considerado mediante la dummy de poder de negociación de la educación, no se rechaza en términos de la diferenciación de géneros (p-value: 0.87).

Los modelos 7 y 8 consideran otros indicadores de poder de negociación: jefa y madre con una participación en el ingreso total superior al 50%, respectivamente. En ambos casos se observa un impacto negativo sobre las consultas del varón y nulo sobre las de la nena pero la diferencia sólo es significativa para el modelo 8. En este sentido, las madres que tienen una mayor participación en el ingreso del hogar asignan más recursos a las hijas en relación a los hijos (p-value 0.06).

Respecto a los controles a nivel individual y familiar se observa que a medida que el individuo crece se reduce la probabilidad de ir al médico sin presentar un efecto diferencial por sexo. El efecto contrario se observa cuando la persona pasa de la primera infancia a la segunda o niñez. Bajo especificaciones que tienen en cuenta mayores controles (modelo 4 y subsiguientes), ser el hijo mayor incrementa la probabilidad de ir al médico sin existir un efecto diferencial por género. Un mayor número de hermanos no tiene efecto sobre las consultas de niños enfermos⁴⁰. Finalmente, la presencia de una enfermedad crónica, como es de esperar, incrementa la probabilidad de consultar al médico para ambos niños.

Un resultado que resulta curioso y difícil de explicar respecto a los controles regionales es que no vivir en el Gran Buenos Aires aumenta la probabilidad de consultar al médico para los varones en relación a las nenas, siendo las variables regionales sólo significativas para el varón.

La principal conclusión que surge de los modelos de las tablas 5.1 y 5.2 es que no hay una evidencia clara acerca de la existencia de un sesgo de género en la asignación de recursos dentro del hogar. Este resultado también se mantiene en los modelos de la tabla 5.3, los cuales incorporan sólo el poder de negociación mediante: la comparación salarial (modelo 10) ó la relación entre las características agregadas de los padres (modelo 11).

Para todos los modelos se realizaron dos tipos de test. Uno de ellos testea la hipótesis de que ninguna de las variables es significativa y resulta fuertemente rechazada. El otro, es el test especificación propuesto por Davidson y MacKinnon (1984) para la hipótesis de no heterocedasticidad en los residuos y tampoco se rechaza.

VI. Conclusiones

Tradicionalmente, las decisiones dentro del hogar se modelan considerando que el hogar se comporta como una unidad, independientemente de quién ejerza efectivamente el control de los recursos en el mismo. Este enfoque no brinda información sobre forma en que se asignan los recursos dentro del hogar. Recientemente se han desarrollado modelos alternativos que avanzan sobre este punto. Una mejor comprensión sobre cómo difieren las asignaciones de los hogares dependiendo de quién controle los recursos es un tema crítico.

⁴⁰ Si en lugar de considerar el número de hermanos se tiene en cuenta el número de hermanos mayores (capta la experiencia de los padres), se observa un efecto negativo para ambos sexos en todos los modelos pero sólo significativo para algunos.

Este trabajo, utilizando datos de Argentina, analiza si las decisiones sobre cuidado para la salud infantil reflejan diferencias en las preferencias de los padres respecto al género de sus hijos, pero no se encuentra evidencia clara en ese sentido. Un mayor poder de negociación de la madre sobre la asignación de los recursos no influye sobre las decisiones de salud de los hijos en el hogar.

El punto anterior no debe malinterpretarse: la madre juega un rol clave en la salud de los niños, y las características de esta son importantes. Por ejemplo, la educación de la madre aumenta la probabilidad de consultar al médico de *todos* sus hijos en tanto que las *hijas* se ven beneficiadas por un mayor nivel educativo del padre. Los resultados sugieren que la educación de la madre tiene mayor importancia que la del padre con relación a la decisión de consulta médica. También se observa que un mayor costo de oportunidad del padre reduce las consultas al médico de las hijas en relación al hijo.

Bibliografía

- BECKER, Gary (1964), *Human Capital*, Columbia University Press, New York.
- BECKER, Gary (1965), *A theory of allocation of time*, The economic Journal, N° LXXV, 299 : 493-517.
- BEHRMAN, Jere (1993), *Intrahousehold distribution and the family*, Handbook of Population and Family Economics, in: Rosenzweig y Satark, Vol. 1A : 124-169.
- BERGSTROM, Theodore (1993), *A survey of theories of the family*, Working Paper, N° 93-02, University of Michigan.
- BERNASEK, Alexandra (1993), *Changes in wealth and the effects of gender on the provision of public goods in the household: A model of the non-income pooling household*, Colorado State University, mimeo, Colorado: Boulder
- BERTRANOU, Fabio (1999), *Moral hazard and prices in Argentina's health markets*, en "Anales de la Asociación Argentina de Economía", N° 1297.
- BOLIN, Kristian, JACOBSON, Lina y LINDGREN, Björn (2001), *The family as the health producer – when spouses are Nash-bargainers*, Journal of Health Economics, 20: 349-62.
- BOLIN, Kristian, JACOBSON, Lina y LINDGREN, Björn (2002), *The family as the health producer – when spouses act strategically*, Journal of Health Economics, 21: 475-95.
- BOURGUIGNON, Francois, BROWNING, Martin y CHIAPPORI, Pierre-André (1993) *The collective approach to household behavior*, DELTA, mimeo, París.
- BOURGUIGNON, Francois, BROWNING, Martin y CHIAPPORI, Pierre-André LECHENE, Valerie (1994), *Income and outcomes: A structural model of intra-household allocation*, Journal of Political Economy, 102(6) : 1067-96.
- BOURGUIGNON, Francois y CHIAPPORI, Pierre-André (1998), *Efficient intra-household allocations: A general characterization and empirical tests*, Econometrica, 66: 1241-78.
- CHEN, Zhiqi y WOOLLEY, Frances (1999), *A Cournot-Nash model of family decision making*, Carleton University, Ottawa, mimeo.
- CHIAPPORI, Pierre-André (1988), *Rational household labour supply*, Econometrica, 56: 63-89.
- CHIAPPORI, Pierre-André (1992), *Collective labour supply and welfare*, Journal of Political Economy, 100(3): 437-67.
- CURRIE, Janet y GRUBER, Jonathan (1996), *Health insurance eligibility, utilisation of medical care and child health*, Quarterly Journal of Economics, 111: 431-66.
- DAVIDSON, Russell y MACKINNON, James (1984), *Convenient specification test for logit and probit models*, Journal of Econometrics, 25: 241-62.
- DEATON, Angus (1997), *The analysis of household surveys: A microeconomics approach to development policy*, Johns Hopkins University Press, Maryland: Baltimore.
- DOSS, Cheryl (1996), *Models of intrahousehold resource allocation: Assumptions and empirical test*, Food and Environmental Sciences, Staff Paper Series P96-11, Department of Agricultural and Applied Economics, College of Agricultural, University of Minnesota.
- DURASAMY, P. y MALATHY, R. (1991), *Impact of public programs on fertility and gender specific investment in human capital of children in rural India: Cross sectional and time series analyses*, Research in Population Economics, 7 :157-87.

- DURASAMY, P. (1992), *Gender, intrafamily allocation of resources and child schooling in South India*, Economic Growth Center, Discussion Paper N° 667, Yale University.
- EMERSON, Patrick y PORTELA SOUZA, André (2002), *Bargaining over sons and daughters: Child labor, school attendance and intra-household gender bias in Brazil*, Working Paper N° 02-W13, Department of Economics, Vanderbilt University.
- HADDAD, Lawrence et al. (1996), *Food Security and Nutrition Implications of Intrahousehold Bias: A Review of Literature*, FCND Discussion Paper N° 19, IFPRI, Washington DC.
- HALLMAN, Kelly (2000), *Mother-Father resource control, marriage payments, and girl-boy health in rural Bangladesh*, FCND discussion paper N° 93, IFPRI, Washington DC.
- HECKMAN, James (1979), *Sample selection bias as a specification error*, Econometrica, 47(1): 153-61.
- ILAH, Nadeem (2000), *The intra-household allocation of time and tasks: what have we learnt from the empirical literature?*, Policy Research Report on Gender and Development, Working Paper Series N° 13, World Bank, Washington DC.
- JACOBSON, Lina (2000), *The family as the health producer – an extended grossman model*, Journal of Health Economics, 19: 611-37.
- KING, Elizabeth y BELLEW, Rosemarie (1989), *Gain in the education of peruvian women in 1940's-1980's: patterns and explanations*, PHR, World Bank, mimeo.
- KING, Elizabeth y LILLARD, Lee (1987), *Education policy and schooling attainment in Malaysia and the Philippines*, Economics of Education Review, 6(2): 167-81.
- LUNDBERG, Shelley , POLLAK, Robert (1993), *Separate spheres bargaining and the marriage market*, Journal of Political Economy, 101(6): 703-21.
- MANSER, Marilyn y BROWN, Murray (1980), *Marriage and household decision-making: A bargaining approach*, International Economic Review, 21(1): 31-44.
- MATTILA-WIRO, Päivi (1999), *Economics theories of the household: A critical review*, World Institute for Development Economics Research, Working Papers N° 159, Helsinki.
- MC ELROY, Marjorie y HORNEY, Mary Jean (1981), *Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand*, International Economic Review, 22(2): 333-49.
- MULLAY, John (1986), *Specification and testing of some modified count data models*, Journal of Econometrics, 33: 341-65.
- PHIPPS, Shelley y BURTON, Peter (1995), *Social/Institutional variables and behavior within households: An empirical test using the Luxembourg income study*, Feminist Economics, 1: 151-74.
- RUBALCAVA, Luis y CONTRERAS, Dante (2000), *Does gender and birth order matter when parents specialize in child's nutrition?. Evidence from Chile*, Journal of Applied Economics, Vol. III, N° 2, CEMA, Buenos Aires, 353-86.
- SEN, Amartya (1984), *Family and Food: Sex Bias in Poverty*, Resources, Value and Development, A Sen ed., London.
- SENAUER, Benjamin, GARCÍA, Marito y STRAUSS, John (1988), *Determinants of the intrahousehold allocation food in the rural Philippines*, American Journal of Agricultural Economics, 70(1): 170-80.
- SMITH, John P (1977), *Assets, savings and labor supply*, Economic Inquiry, 15(4): 551-73.
- STRAUSS, John y THOMAS, Duncan (1995), *Human resources: Empirical modeling of household and family decision*, Handbook of Development Economics, in: Srinivasan y Behrman eds., Vol. 3A: 1883-2023.

- THOMAS, Duncan (1990), *Intra-household resource allocation: An inferential approach*, Journal of Human Resources, 25(4): 635-64.
- THOMAS, Duncan (1993), *The distribution of income and expenditure within the household*, Annales de Economie et de Statistique, 29: 109-136.
- THOMAS, Duncan (1994), *Like father, like son; like mother, like daughter. Parental Resources and child height*, Journal of Human Resources, 29(4): 950-88.
- THOMAS, Duncan, CONTRERAS, Dante y FRANKENBERG, Elizabeth (1997), *Child health and the distribution of household resources at marriage*, University of California at Los Angeles and the RAND Corporation, mimeo.
- ULPH, David (1988), *A general non-cooperative Nash model of household consumption behavior*, Discussion Paper, N° 88/205, University of Bristol.
- WINKELMAN, Richard y ZIMMERMANN, Klaus (1995), *Recent developments in count data modeling: Theory and evidence*, Journal of Economic Surveys, 9(1): 1-24.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey (2001), *Econometrics analysis of cross section and panel data*, MIT Press, Cambridge.
- WOOLLEY, Frances (1993), *A Cournot-Nash model of family decision making*, Department of Economics, Carleton University, mimeo, Ottawa.