



Universidad Nacional de La Plata



Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El Caso de los Niños en la Argentina

Julieta Trías

Documento de Trabajo Nro. 51
Mayo 2004

Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El caso de los niños en la Argentina *

Julieta Trías**

Tesis de la Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas - Universidad Nacional de La Plata

Director: Leonardo Gasparini

Marzo de 2.004

Resumen

Se investigan los principales determinantes de la demanda por servicios de salud (médicos y hospitalarios) y su evolución en el tiempo. Utilizando datos de 1997 y 2001 se encuentra que los hijos primogénitos tienen una mayor probabilidad de acceder a ambos servicios. Además, los resultados muestran diferencias en los factores que afectan el contacto y la frecuencia de uso del servicio médico. La cantidad de establecimientos de salud y la tenencia de algún tipo de cobertura influyen sobre el contacto, pero el tipo de participación de los padres en el mercado laboral sólo afecta la frecuencia.

Código JEL: I1

Palabras claves: salud, niños, Argentina.

* Agradezco la permanente guía y apoyo de mi director y los comentarios de Alberto Porto, mi lector, y de Alejandro Támola. Natalia Trías colaboró brindando su visión médica. Los errores y omisiones son de exclusiva responsabilidad del autor.

** jmtrias@yahoo.com

1 Introducción

Al momento de diseñar las políticas de salud infantil es necesario disponer de información sobre los factores que afectan la utilización de los servicios de salud.

El objetivo de este estudio es investigar cuáles son los principales determinantes de la utilización de los servicios de salud y cómo han evolucionado en el tiempo. En particular se examinan los determinantes del acceso y del uso (cantidad consumida) de dos tipos de servicios: i) médicos (consultas ambulatorias), y ii) hospitalarios (internaciones). El trabajo se enfoca en los niños que no superan los 12 años de edad y utiliza datos provenientes de la Encuesta de Desarrollo Social (1997) y de la Encuesta de Condiciones de Vida (2001).

Los resultados indican diferencias en los factores que actúan detrás de la decisión de llevar el niño al médico cuando está enfermo respecto a llevarlo por cualquier otra razón. Se observa que el hijo mayor tiene más chances de acceder al médico que el resto de sus hermanos. Sin embargo, cuando se trata de una enfermedad su posición relativa dentro de la familia no le otorga una mayor ventaja. Un mayor nivel educativo de los padres incrementa la probabilidad de consultar pero no es relevante cuando el niño enfermó. Controlando por el ingreso y la educación de los padres, los niños de hogares donde la madre es la jefa tienen más probabilidad de ir al médico que el resto. Pero, nuevamente, este factor no es importante cuando se trata de una consulta curativa.

En el diseño de las políticas públicas debe considerarse si existen diferencias entre los determinantes del acceso y de la frecuencia de uso de los servicios de salud. Este estudio encuentra evidencia que permite descomponer la decisión de consultar al médico en dos etapas. En la primera etapa los padres deciden si llevan el niño al médico (decisión de contacto) y en la segunda el número de consultas (decisión de frecuencia). Los resultados indican que la tenencia de algún tipo de cobertura de salud sólo afecta la decisión de contacto pero no la de frecuencia. Ello podría sugerir que no existe un problema de “riesgo moral” en la cantidad de servicios médicos utilizados. Asimismo, la cantidad de establecimientos de salud es importante en la primera etapa pero no la en la segunda. Finalmente, el tipo de participación de los padres en el mercado laboral sólo afecta al número de visitas. Los niños de hogares donde ambos padres trabajan full-time van menos veces al médico. Este último resultado sugiere que las políticas públicas también deben contemplar seriamente las restricciones de tiempo de los padres y considerar alternativas tanto por el lado de la demanda -a través de políticas laborales, como por el lado de la oferta, por ejemplo, ampliando el horario o incrementando el número de días de atención en los hospitales.

La exposición se organiza de la siguiente manera. La sección 2 realiza una inspección preliminar sobre los datos de uso de servicios, cobertura y estructura familiar. La sección 3 menciona los modelos de demanda por servicios de salud vigentes en la literatura y la metodología de estimación a considerar. Además, se señalan algunos trabajos empíricos desarrollados para la Argentina. En la sección 4 se analizan los determinantes del acceso y del uso de los servicios. Para estimar la probabilidad de acceso se usan modelos probit y para la utilización se emplean los métodos básicos para variables enteras (count data) y un método alternativo conocido como “hurdle models”. Adicionalmente, utilizando técnicas de descomposición micro-econométrica se estudia el potencial impacto que han tenido los bruscos cambios económicos y las modificaciones en la estructura de los planes de salud sobre

la utilización de los servicios de médicos. Se concluye en la sección 5 resumiendo los principales resultados y comentando algunas limitaciones del estudio.

2 Encuestas y Datos

Los datos utilizados en este trabajo pertenecen a dos encuestas argentinas: a) Encuesta de Desarrollo Social (EDS) y b) Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), realizadas por el SIEMPRO (Sistema de Información, Monitoreo y Evaluación de Programas Sociales). Estas encuestas corresponden a los años 1997 y 2001, respectivamente, y representan aproximadamente al 83% de la población total. Las mismas relevan información sobre condiciones habitacionales, entorno físico y social, demografía, estado y utilización de servicios de salud, educación y variables laborales.

En algunos casos la información que surge de los cuestionarios no es similar. En consecuencia, se realizan esfuerzos para permitir la comparabilidad cuando sea posible. También se utiliza la información que no tiene contrapartida en la otra encuesta, si ella es relevante.

La muestra de niños menores a 12 años es, en 1997, de 19915 observaciones pertenecientes a 9688 hogares y en 2001, 18026 observaciones de 9091 hogares.

A continuación, se reportan las estadísticas de las variables de interés (visitas al médico e internaciones) y de algunas de las variables que se utilizan como regresores (seguro de salud y estructura familiar) en la sección 4.

Utilización de servicios de salud

Visitas al médico

Los cuestionarios de las encuestas de 1.997 y 2.001 presentan similitudes y diferencias en este aspecto. Ambas encuestas preguntan si el niño fue al médico en los últimos 30 días. Sin embargo, la EDS sólo indaga a los niños que previamente reportaron haber padecido una enfermedad, malestar o accidente durante el último mes. De esta manera la EDS sólo permite conocer las consultas curativas, en tanto que la ECV brinda información sobre consultas curativas y preventivas. La segunda diferencia se relaciona con la frecuencia de uso del servicio. La EDS pregunta el número de veces que el niño fue al médico durante el último mes pero la ECV no.

Debido a la estructura de las encuestas, las consultas curativas son la únicas que permiten hacer comparaciones a lo largo del tiempo. No obstante, aún cuando no se puedan realizar comparaciones es importante conocer cuáles son los determinantes de i) las consultas generales (curativas y preventivas) y ii) del número de visitas (curativas) al médico.

Los datos del 2001 permiten realizar comparaciones entre las consultas al médico por estado de salud (sano-enfermo), cobertura (asegurado - no asegurado) y enfermos por cobertura (asegurado enfermo - no asegurado enfermo). A partir de la tabla 2.1 se observa que para el total de niños, la presencia de un malestar incrementa la tasa de consultas en más de un 200% y reduce la brecha entre las consultas de asegurados y no asegurados a un plan de salud. La tasa de consulta es aproximadamente un 20% menor para los no asegurados en relación a los asegurados pero dicha diferencia se reduce a un 7% cuando se compara entre niños enfermos.

Tabla 2.1
Consultas al médico por estado de salud y cobertura
Año 2001

Menores de 5 años							
Visitas al médico	Todos	Enfermos	Sanos	Aseg	No Aseg	Aseg/enf	No aseg/enf
N	6,512	2,336	4,176	3,114	3,383	1,166	1,162
Tasa de utilización	0.5372	0.8337	0.3785	0.5946	0.4860	0.8664	0.7992

Niños de 5 a 12 años							
Visitas al médico	Todos	Enfermos	Sanos	Aseg	No Aseg	Aseg/enf	No aseg/enf
N	11,483	2,520	8,963	6,228	5,239	1,349	1,161
Tasa de utilización	0.3123	0.7294	0.2010	0.3588	0.2670	0.7571	0.7035

Niños menores de 12							
Visitas al médico	Todos	Enfermos	Sanos	Aseg	No Aseg	Aseg/enf	No aseg/enf
N	17,933	4,838	13,095	9,324	8,609	2,515	2,323
Tasa de utilización	0.393	0.780	0.257	0.438	0.348	0.809	0.750

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

Tabla 2.2
Tasa de Consultas por Edad

Edad	1997		2001		variación (%) enfermos	1997	
	enfermos	enfermos	total	enfermos		Nro de visitas	Nro de visitas*
0	0.9565	0.8785	0.7627	-8.2	2.65	2.77	
1	0.9289	0.8761	0.5962	-5.7	2.26	2.46	
2	0.8955	0.8479	0.5183	-5.3	1.84	2.07	
3	0.9302	0.7782	0.4285	-16.3	2.12	2.28	
4	0.8885	0.7993	0.4031	-10.0	2.25	2.53	
5	0.8647	0.7908	0.3531	-8.6	1.92	2.22	
6	0.9359	0.8238	0.3550	-12.0	1.89	2.03	
7	0.8443	0.7440	0.3396	-11.9	1.79	2.15	
8	0.8229	0.6911	0.2961	-16.0	1.63	1.98	
9	0.8767	0.6770	0.3037	-22.8	1.92	2.20	
10	0.8072	0.7063	0.3018	-12.5	1.42	1.83	
11	0.8040	0.6684	0.2716	-16.9	1.88	2.36	
12	0.7907	0.6834	0.2879	-13.6	1.63	2.07	
0-4	0.9209	0.8337	0.5377	-9.5	2.22	2.43	
5-12	0.8457	0.7294	0.3132	-13.8	1.76	1.76	
Diferencia	-8.2%	-12.5%	-41.8%		-21.1%	-27.6%	
0-12	0.8851	0.7792	0.3930	-12.0	2.00	2.28	

* Condicional a nro de visitas positivo

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

Se observan diferencias por edad (ver tabla 2.2). Los niños mayores a 5 años y enfermos tienen tasas de utilización (consultas y número de visitas) entre un 8% y 21% inferiores a las de los más pequeños. En tanto que dicha brecha asciende al 42% para la totalidad de la muestra (enfermos y sanos). Además, comparando 1997 con 2001 se encuentra que, en promedio, las consultas caen un 12%, siendo superior la caída en el grupo de niños mayores a 5 años.

Por último, la tabla 2.3 muestra que, principalmente para el año 2001, el porcentaje de niños que consultan se incrementa a lo largo de la distribución del ingreso equivalente del hogar y a mayor nivel educativo de los padres.

Tabla 2.3
Consultas al médico por características del hogar e ingreso

	1997				2001			
	N	Consulta ¹	Nro Visitas ¹	Nro Visitas ¹	N	Consulta	N	Consulta ¹
Tipo de hogar								
Completo Nuclear	2,204	90.2%	2.04	2.27	6,087	45.3%	1,770	81.0%
Completo no nuclear	1,736	86.9%	1.98	2.28	8,587	35.0%	2,106	77.0%
Monoparental	676	88.5%	1.93	2.21	2,827	38.6%	822	73.2%
No Conyugal	140	83.6%	2.10	2.53	525	38.4%	158	71.6%
Género del jefe								
hombre	3,948	88.7%	2.02	2.29	14,400	39.1%	3,794	78.5%
mujer	808	87.6%	1.92	2.22	3,626	40.2%	1,062	75.6%
Años de educación								
0-7	1,818	87.2%	1.97	2.28	6,971	33.7%	1,781	76.3%
8-12	1,671	89.5%	2.07	2.33	6,441	39.3%	1,731	76.4%
13-17	1,258	89.1%	1.96	2.21	4,548	47.9%	1,330	81.8%
Quintil de ingreso equivalente								
1	1,412	88.2%	2.11	2.40	4,538	31.9%	1,150	74.1%
2	1,110	88.8%	2.00	2.27	3,448	36.0%	971	75.7%
3	865	88.0%	1.90	2.17	2,798	40.4%	828	76.9%
4	726	87.0%	1.95	2.24	2,181	45.2%	609	79.6%
5	511	91.6%	2.05	2.27	1,857	53.8%	511	88.1%

* Condicional a nro de visitas > 0

(1) sólo para niños enfermos

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

Internaciones

Para ambos años se considera si el niño estuvo internado en los últimos 12 meses y sólo para el año 2001 se tiene información sobre el número de días de internación.

Tabla 2.4
Internaciones por edad

Edad	1997		2001		Variación
	internacion		internacion	nro días	
0	0.1525		0.0985	0.6742	-35.4
1	0.1032		0.1110	0.9692	7.5
2	0.0692		0.0821	0.6027	18.6
3	0.0521		0.0651	0.3739	25.1
4	0.0474		0.0502	0.2142	6.0
5	0.0250		0.0461	0.2455	84.4
6	0.0297		0.0227	0.2133	-23.6
7	0.0276		0.0374	0.1688	35.3
8	0.0205		0.0238	0.1086	16.6
9	0.0217		0.0497	0.3020	129.1
10	0.0314		0.0175	0.0832	-44.4
11	0.0288		0.0240	0.0968	-16.8
12	0.0192		0.0317	0.1920	65.4
0-4	0.0837		0.0809	0.5611	-3.4
5-12	0.0255		0.0315	0.1753	23.4
Diferencia	-69.5%		-61.0%	-68.8%	
0-12	0.0472		0.0491	0.3125	3.9

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

Los niños menores a 5 años registran una tasa de internación promedio del 8% sin cambios importantes a lo largo del periodo de estudio (tabla 2.4). Por otro lado, los mayores de 5 años presentan tasas de hospitalización que son casi un 70% menores a las del grupo de los más pequeños y su tasa de utilización se ha incrementado un 23% entre 1997 y 2001.

Tabla 2.5
Internaciones por Cobertura de Salud

	Todos		Asegurados		No asegurados	
	1997	2001	1997	2001	1997	2001
N	19,885	17,964	11,387	9,342	8,498	8,622
Internación	4.73%	4.92%	4.29%	4.67%	5.25%	5.17%
Días de internación		0.31		0.21		0.42
Días de internación*		6.38		4.52		8.07

* Condicional a nro de días>0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

A partir de la tabla 2.5, se observa que para ambos años los niños sin cobertura de salud tienen una mayor tasa de internación que los asegurados, (5.3% vs 4.3% en 1997). Las internaciones se incrementan levemente durante el período de estudio pero la evolución difiere de acuerdo a la cobertura: mientras que los asegurados tuvieron un incremento los no asegurados registran una reducción.

Tabla 2.6
Internaciones por características del hogar e ingreso

	1997		2001			
	N	Internación	N	Internación	Nro de Días	Nro de Días*
Tipo de hogar						
Completo Nuclear	8,305	5.15%	6,087	5.12%	0.25	4.89
Completo no nuclear	8,346	4.32%	8,587	4.74%	0.34	7.22
Monoparental	2,675	4.56%	2,827	4.85%	0.36	7.49
No Conyugal	586	5.63%	524	5.25%	0.38	7.27
Género del jefe						
hombre	16,684	4.75%	14,400	4.81%	0.30	6.23
mujer	3,228	4.54%	3,625	5.34%	0.37	6.99
Años de educación						
0-7	8,245	4.83%	6,971	4.98%	0.45	9.08
8-12	6,627	5.26%	6,441	5.39%	0.27	4.96
13-17	5,004	3.89%	4,547	4.09%	0.16	3.87
Quintil de ingreso equivalente						
1	6,324	5.12%	4,538	5.31%	0.48	9.09
2	4,488	5.39%	3,448	4.26%	0.32	7.49
3	3,502	4.28%	2,798	6.44%	0.33	5.13
4	2,802	4.22%	2,181	5.54%	0.21	3.83
5	2,278	4.02%	1,857	3.27%	0.11	3.51

* Condicional a nro de días>0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

Resulta interesante notar que el número promedio de días de internación de los niños sin cobertura (8.1) casi duplica al de los con cobertura (4.5). Además, el número de días de internación decrece a lo largo de la distribución del ingreso equivalente del hogar y a mayor nivel educativo de los padres (ver tabla 2.6). Esto podría reflejar un peor stock de salud por parte de los niños que no tienen cobertura, que son principalmente los de menores ingresos. También puede relacionarse con la situación que enfrentan los médicos al internar un niño sin cobertura y proveniente de hogares con bajo nivel educativo. En ciertos casos, aún cuando pueda darse de alta al enfermo y continuarse el tratamiento con consultas ambulatorias, los médicos pueden preferir mantener al niño internado porque de esa manera se aseguran que

tomen los medicamentos¹ necesarios y concluyan correctamente el tratamiento. Finalmente, podrían elaborarse otros argumentos, pero con menor fuerza, relacionados a diferencias en la atención entre hospitales públicos y privados.

Seguro de salud

Se considera que el individuo tiene cobertura si se encuentra afiliado a una obra social, mutual, prepaga o a un servicio de emergencia. El tipo de cobertura se divide en obra social y privada, salvo para el año 1997 en donde figuran individuos con doble cobertura. En el último caso se agrega una tercera categoría: público-privada.

Tabla 2.7
Cobertura por Edad

Edad	1997	2001	Variación
0	0.4896	0.4458	-9.0
1	0.4775	0.4894	2.5
2	0.4900	0.4720	-3.7
3	0.5149	0.4753	-7.7
4	0.5532	0.5039	-8.9
5	0.5242	0.4822	-8.0
6	0.5729	0.4638	-19.0
7	0.5568	0.5291	-5.0
8	0.5546	0.4826	-13.0
9	0.5829	0.5166	-11.4
10	0.5911	0.5283	-10.6
11	0.6095	0.5408	-11.3
12	0.6043	0.5571	-7.8
0-4	0.5052	0.4775	-5.5
5-12	0.5743	0.5127	-10.7
Diferencia	13.7%	7.4%	
0-12	0.5486	0.5002	-8.8

Fuente: Elaboración propia en base a EDS y ECV

Los niños más pequeños tienen una menor cobertura de salud (ver tabla 2.7). En 1997 las tasas varían entre un 48% a 51% para los menores a 4 y entre un 52% a 61% para los niños desde 4 años. Entre 1997 y 2001 la cobertura de salud se ha reducido para casi todas las edades. Sin embargo, los más afectados han sido los niños más grandes, con descensos que llegan hasta un 19%. En términos generales, las caídas de los mayores a 4 años casi duplican a la de los más chicos.

La tabla 2.8 muestra la tasa de cobertura por quintil de ingreso equivalente. En general, la cobertura de salud crece a lo largo de la distribución del ingreso equivalente del hogar. Por ejemplo, en el año 1997 el 25 % de los niños del quintil más pobre está afiliado a un plan de salud, en tanto que el 88 % del quintil más rico tiene seguro. Esta brecha se agrava en el 2001, la tasa de cambio entre 1997 y 2001 varía inversamente con el ingreso, de esta manera, los niños del quintil más pobre son los más afectados. Este comportamiento es similar para el caso de las obras sociales pero surgen diferencias importantes en la cobertura privada. La afiliación a planes de salud privados ha crecido más del 20% en los distintos grupos etarios y principalmente en los quintiles superiores.

¹ La entrega de los medicamentos por parte del hospital no asegura que los niños concluyan el tratamiento. Las madres con un bajo nivel educativo pueden no valorar la importancia de terminar el tratamiento en la forma adecuada.

Tabla 2.8
Cobertura por quintil de ingreso equivalente

Ingreso	Cobertura			Obra Social			Cobertura Privada			Obra Social
	1997	2001	Variación	1997	2001	Variación	1997	2001	Variación	y Privada 1997
1	0.254	0.195	-23.2%	0.203	0.175	-13.7%	0.041	0.018	-55.3%	0.010
2	0.550	0.464	-15.7%	0.467	0.401	-14.2%	0.060	0.060	0.7%	0.022
3	0.648	0.597	-7.8%	0.553	0.506	-8.5%	0.071	0.090	27.3%	0.023
4	0.780	0.780	0.0%	0.641	0.659	2.8%	0.089	0.120	34.5%	0.050
5	0.888	0.915	3.1%	0.615	0.670	8.9%	0.143	0.244	71.3%	0.130
Total	0.558	0.522	-6.5%	0.451	0.432	-4.2%	0.071	0.088	23.8%	0.036

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

Estructura familiar

Los hogares pueden clasificarse teniendo en cuenta a) la existencia o no del núcleo conyugal del jefe (conyugal – no conyugal) y b) la presencia del jefe y su cónyuge (completo – incompleto). Se denomina hogar conyugal a aquellos hogares constituidos por alguno de los siguientes núcleos conyugales: (i) pareja sin hijos (jefe y cónyuge), (ii) pareja con uno o más hijos solteros, (iii) padre ó madre con uno o más hijos solteros (familia monoparental). En tanto que se entiende por hogar no conyugal aquellos que no contienen un núcleo conyugal que incluya al jefe de hogar, por ejemplo, un único individuo (hogar unipersonal). Los hogares conyugales pueden distinguirse por dos tipos de familias o núcleos conyugales, según estén o no presentes ambos cónyuges: núcleos conyugales completos y núcleos conyugales incompletos (conocidos como hogares monoparentales). Consecuentemente, la clasificación de estructura del hogar que se utiliza en este trabajo es: *i) hogar completo nuclear, ii) hogar completo no nuclear, iii) hogar monoparental y iv) hogar no conyugal.*

El 80% de los hogares analizados corresponden a hogares completos (nucleares– no nucleares) y el 16% a hogares monoparentales. Más del 80% de los niños pertenecen a hogares completos y cerca del 13% a hogares monoparentales. Los hogares completos nucleares registran las mayores tasas de consultas mientras que los hogares no conyugales las mayores tasas de internación.

Toda una línea en la literatura sobre asignación de recursos dentro del hogar sostiene que las mujeres se preocupan más por la salud, educación y bienestar de sus hijos. En este sentido, se espera que los hogares a cargo de mujeres inviertan más en salud. Sin embargo, esto no necesariamente debería reflejarse en una mayor utilización de los insumos médicos.

En el 18% de los hogares con niños menores a 12 años, el jefe del hogar es una mujer. La jefatura de la mujer se encuentra principalmente en hogares i) monoparentales (91%) o hogares no conyugales (68%), ii) con bajos ingresos (29% son jefas en el quintil más bajo y dicha proporción decrece a lo largo de la distribución del ingreso equivalente llegando a 14% para el quintil más alto) y iii) con bajo nivel educativo (26%). El porcentaje de **consultas** es mayor en hogares con jefa mujer que con jefe hombre, pero si se restringe la muestra a los niños enfermos la relación se revierte².

² En todos los casos se realizaron tests sobre la hipótesis de igualdad de medias y se rechazaron a un nivel de significancia del 10%.

3 Modelos de demanda por servicios de salud

La literatura sobre utilización de servicios de salud considera principalmente dos enfoques, el enfoque tradicional y el enfoque de agencia. Estos enfoques proveen explicaciones diferentes pero complementarias sobre la demanda de servicios de salud.

El *enfoque tradicional* de la demanda por servicios de salud se basa en la teoría del consumidor. Bajo este enfoque, la demanda de servicios médicos está principalmente determinada por el paciente pero condicionada por el sistema de salud. Dentro de esta línea surge el modelo de Grossman (Grossman, 1972) donde la demanda de servicios de salud es el resultado a un problema de maximización intertemporal de utilidad del paciente, en el cual se consideran funciones de producción de salud.

El *enfoque de agencia* considera las asimetrías de información entre el médico y el paciente con relación al tipo y cantidad de tratamiento médico necesario. En este contexto, el proceso de toma de decisiones puede dividirse en dos partes. En la primera, el paciente (principal) inicialmente elige si busca tratamiento o no y en la segunda, una vez que el paciente empezó el tratamiento, el médico (agente) determina el número de visitas.

Estas dos perspectivas conducen a dos corrientes de modelos econométricos: a) **modelos en una parte** en la tradición de Grossman (por ejemplo: Cauley (1987) y Cameron et al (1988) usan modelos de regresión para variables enteras; y Coulson et al. (1995) emplean modelos de mínimos cuadrados no lineales) y b) **modelos en dos partes** para el enfoque de agencia (ver por ejemplo Manning et al (1981), Pohlmeier y Ulrich (1995); y Gertham (1997)).

Para especificar el modelo de demanda de servicios médicos, como un proceso en dos partes, debe plantearse un modelo que permita distinguir en cada etapa quién toma las decisiones y cuál es el conjunto de variables explicativas. Por un lado, para describir la demanda inicial de servicios médicos (primer contacto) debe considerarse un enfoque que refleje la decisión del paciente por visitar al médico. El modelo de Grossman explica esta decisión y a partir de él surgen las variables explicativas. Por otro lado, para describir el comportamiento en la segunda etapa, el modelo debe concentrarse principalmente en el médico -que es quien determina el tratamiento y el número de visitas necesarias para cada caso. El enfoque de agencia permite explicar dicho comportamiento. El médico elige el tratamiento considerando no sólo el criterio médico sino teniendo en cuenta sus incentivos económicos (ver por ejemplo, Zweifel 1981).

Ambos procesos pueden considerar el mismo conjunto de variables explicativas pero la explicación puede diferir en función a la etapa del proceso decisorio que se esté analizando. Por ejemplo, en la primera etapa del proceso decisorio (decisión de contacto), poseer algún tipo de cobertura de salud puede interpretarse como un efecto de disponibilidad, mientras que en la segunda etapa (decisión de frecuencia) podría captar el comportamiento del médico. Encontrar un coeficiente positivo para la cobertura privada podría estar reflejando que el pago que recibe el médico de un afiliado al plan privado supera ampliamente al que recibe de un afiliado al seguro público. De esta manera el médico podría inducir al paciente con seguro privado a utilizar el servicio con mayor intensidad. Sin embargo, la presencia de cobertura podría simplemente estar reflejando que el paciente tiene un menor costo por el uso del servicio.

Los modelos en dos partes distinguen entre “*usuarios*” y “*no usuarios*” del servicio de salud. Los “*no usuarios*” son aquellos que registran una utilización nula en el período de estudio. En este

contexto, la primera etapa modela la división entre “no usuarios” (cero) y “usuarios” (positivo) basándose en los modelos de regresión binarios, es decir, en esta etapa se estima la probabilidad de acceder al servicio. La segunda etapa modela la utilización o frecuencia para aquellos que registran un nivel de utilización positivo empleando un modelo “count data” para datos truncados³. La estructura de los modelos en dos partes puede aplicarse tanto a variables discretas como continuas. Cuando se aplica a las primeras, el modelo suele denominarse “hurdle model”.

El modelo “hurdle” permite considerar que los procesos que generan los ceros (no ir al médico) y los valores positivos (visitar al médico) son distintos. El modelo combina los ceros de una función de distribución con los valores positivos de otra.

En este trabajo se utiliza como *modelos en una parte* a los modelos “count data” (poisson, pseudo poisson y binomial negativa). Para los *modelos en dos partes* se emplea, en la primera etapa, el modelo probit y, en la segunda, el modelo binomial negativo con datos truncados.⁴

A continuación se desarrolla el modelo “hurdle” siguiendo a Cameron y Trivedi (1998).

Sea

y: número de visitas al médico donde $y=0,1,2,3,\dots$

$$\Pr(Y = 0) = f_1(y_i = 0)$$

$$\Pr(Y = y) = [1 - f_1(y_i = 0)] \frac{f_2(y_i)}{1 - f_2(y_i = 0)} \quad \text{donde } y=1,2,3,\dots$$

El término $[1 - f_1(y_i = 0)]$ refleja la probabilidad de contactar al médico y el término $\frac{f_2(y_i)}{1 - f_2(y_i = 0)}$ indica la probabilidad condicional de ir un determinado número de veces. Cuando $f_1(\cdot) = f_2(\cdot)$, el modelo colapsa en el modelo estándar para variables enteras.

Sea d_i una variable que toma valor 1 si el individuo fue al médico ($y_i > 0$) y cero en otro caso. La función de Verosimilitud puede escribirse como

$$L = \prod_{i=1}^N [f_1(y_i = 0 | x_i)]^{(1-d_i)} [1 - f_1(y_i = 0 | x_i)]^{d_i} \left[\frac{f_2(y_i | x_i)}{1 - f_2(y_i = 0 | x_i)} \right]^{d_i}$$

donde el logaritmo de la función de Verosimilitud es

$$\log L = \sum_{i=1}^N \ln [f_1(y_i = 0 | x_i)]^{(1-d_i)} [1 - f_1(y_i = 0 | x_i)]^{d_i} + \sum_{i|y_i > 0} \ln \left[\frac{f_2(y_i | x_i)}{1 - f_2(y_i = 0 | x_i)} \right]^{d_i}$$

El primer término de la suma corresponde a la función de Verosimilitud para un proceso binario que captura la decisión de contactar ($y > 0$) versus no contactar ($y = 0$). El segundo término corresponde al modelo binomial negativo truncado en cero para la muestra de individuos que utilizaron el servicio ($y > 0$). En consecuencia, maximizar la función de Verosimilitud del modelo “hurdle” es equivalente a maximizar en forma separada cada uno de sus componentes.

³ Otros autores modelan la segunda etapa utilizando i) mínimos cuadrados ordinarios (ver por ejemplo: Hurd y McGarry (1997) o Grana y Stuart (1996)) o ii) modelos de selección tipo Heckman (Kenkel (1990)).

⁴ Los modelos “count data” y “hurdle” se discuten en detalle en los capítulos 3 y 4 de Cameron y Trivedi (1998).

De lo anterior surge una forma sencilla para testear el modelo binomial negativo en una parte versus el modelo “hurdle” que utiliza en la segunda etapa ese mismo modelo. El test LR puede definirse como $-2[\ln L_{BinomialNegativa} - (\ln L_{Probit} + \ln L_{BinomialNegativa|y>0})]$

Evidencia empírica en Argentina

La literatura empírica sobre utilización de servicios de salud en Argentina es bastante escasa con relación a otros países. Los datos disponibles para realizar investigaciones sobre salud presentan limitaciones. Por un lado, se han realizado pocas encuestas de hogares que indagán sobre salud. Por el otro, la información relevada presenta graves limitaciones, por ejemplo, no siempre se pregunta sobre nivel general de salud, gasto, frecuencia en la utilización de los diversos servicios, etc. Además las encuestas difieren en la cobertura, algunas son en el ámbito nacional (por ejemplo EDS y ECV) y otras regionales (algunas provincias, por ejemplo Mendoza en 1998, incorporaron un módulo especial de salud en la Encuesta Permanente a Hogares). También hay encuestas que cubren a todos los individuos y otras que sólo indagán a un grupo. Por ejemplo el “Módulo para el Monitoreo de Metas Sociales”⁵ de 1994 se concentra en la salud materna-infantil.

A continuación se mencionan algunos de los trabajos realizados en el país.

Bertranou (1993, 1998 y 1999) explora la utilización de servicios de salud. Bertranou (1998) analiza la relación entre la utilización de servicios de salud (visitas al médico) y la cobertura de salud para aquellos individuos que participan en el mercado laboral. Como resultado encuentra que los seguros afectan positivamente la utilización y que las condiciones de morbilidad son los factores más relevantes que determinan la intensidad de uso. Bertranou (1999) investiga el problema de riesgo moral en la utilización de servicios de salud de trabajadores asalariados. Utilizando modelos en dos partes encuentra que los seguros sociales y privados son importantes para explicar la decisión de contacto con los servicios médicos y hospitalarios pero no la frecuencia de uso.

Giovagnoli y Busso (2001) analizan la relación de los factores demográficos y los distintos aspectos de la demanda de salud (decisión de poseer o no cobertura de salud, decisión de visitar al médico y decisión del tipo de establecimiento (público-privado)). Estiman el número de visitas al médico utilizando el modelo de Poisson y datos de la EDS. Como resultado encuentran que: i) un mayor ingreso y educación reducen en número esperado de visitas, ii) la tenencia de cobertura incrementa las visitas y iii) pertenecer a un hogar monoparental, no conyugal o numeroso reduce la intensidad de uso.

Gasparini y Panadeiros (2003) analizan la focalización de las políticas nutricionales y de salud dirigidas a embarazadas y niños menores a 4 años. Con relación al uso de servicios de salud, encuentran que el acceso al seguro de salud, edad del padre, número de hijos del hogar, situación laboral de la madre y variables regionales juegan un rol relevante para algunos de los servicios.

Este trabajo presenta una visión generalizada de los determinantes de las decisiones de demanda por servicios de salud (decisión de utilizar o no el servicio y decisión de intensidad de uso). Se enfoca en todos los niños y no sólo en aquellos que habitualmente participan en los programas sociales. Además, se considera tanto el servicio médico como el servicio

⁵ Este módulo se relevó junto a la Encuesta Permanente a Hogares para 13 aglomerados.

hospitalario. Asimismo, se busca explicar la caída producida en la tasa de consultas al médico durante el período 1997-2001.

4 Resultados

En esta sección se investigan los determinantes de la utilización de los servicios médicos y hospitalarios y se examina la caída en la tasa de acceso a las consultas médicas⁶ mediante técnicas de descomposición micro-econométrica.

4.1 Determinantes de la utilización de los servicios de salud

El análisis se divide en dos partes, por un lado se estudian los determinantes del *acceso*⁷ a los servicios médicos y hospitalarios y, por el otro, los determinantes del *uso* de dichos servicios. Para el primer caso, se estiman modelos probit de i) consultas, ii) consultas curativas e iii) internaciones. Para el segundo, se utilizan a) modelos en una parte, suponiendo distribuciones de Poisson y Binomial Negativa, y b) modelos en dos partes (“hurdle models”). Las variables de utilización consideradas son: i) número de visitas al médico de niños enfermos y ii) número de días de internación. Como se detalla en la sección 2, algunas de las variables a considerar sólo están disponibles en una de las encuestas.

Tabla 4.1
Distribución del uso de los servicios de salud

	1997		2001	
	Visitas al médico*		Nro días de internación	
	Frec.	% Acum	Frec.	% Acum
0	10.51	10.51	94.92	94.92
1	34.61	45.12	0.85	95.77
2	27.90	73.02	1.02	96.79
3	13.41	86.44	0.77	97.56
4	6.33	92.77	0.44	98.00
5	3.51	96.28	0.35	98.35
6	1.49	97.77	0.13	98.48
7	0.48	98.25	0.59	99.07
8	0.38	98.63	0.12	99.19
9	0.08	98.72	0.04	99.23
10	1.03	99.75	0.13	99.36
>10	0.25	100.00	0.64	100.00
N	4,756		18,023	
Media no cond	2.00		0.31	
Variación no cond	3.14		6.21	
(Var/media) no cond	1.57		19.88	

* Sobre la muestra de niños enfermos

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

La tabla 4.1 muestra la distribución del número de visitas al médico y del número de días de internación. Las características de estas distribuciones justifican la utilización de modelos para variables enteras (valores enteros no negativos y una alta acumulación en valores bajos). Se observa que el 11% de los niños enfermos no han concurrido al médico y el 76% ha realizado entre 1 y 3 visitas. Respecto al número de días de internación, se reportan muy pocos valores altos y el casi el 97% muestra toma valores entre 0 y 2. En principio, la muestra para cada

⁶ No se considera el acceso al servicio hospitalario debido a que no registra un cambio importante a lo largo del período analizado.

⁷ En este trabajo el concepto de *acceso* se lo asocia al “uso” o “no uso” del servicio. Es decir, se considera que el individuo accede al servicio médico cuando decide consultar al médico.

servicio está sobre-dispersa⁸, como indicador de ello puede considerarse al coeficiente de variación (calculado sobre medias y varianzas no condicionadas) que es de 1.6 para el número de visitas al médico y 19. para el número de días de internación (ver tabla 4.1). Sin embargo, dicha sobre-dispersión podría eliminarse luego de la inclusión de los regresores.

Acceso a servicios de salud

Consultas

A diferencia de la ECV, la EDS (1997) sólo permite considerar las consultas curativas. Sin embargo, resulta interesante conocer si existen diferencias entre los determinantes del acceso a las consultas generales y las consultas curativas. Para ello, utilizando datos de 2001, se estiman modelos econométricos para cada tipo de consulta y se los compara. Adicionalmente, si uno está interesado en estimar los determinantes de las consultas generales y sólo dispone de información sobre las consultas curativas, como en el caso de la EDS, se enfrenta a un problema de truncamiento en la variable de interés. En este caso, debe estimarse en un primer paso la probabilidad de enfermar, y posteriormente la probabilidad de consultar al médico corrigiendo por el sesgo de selección. Todos los resultados se reportan en las tablas 4.2 y 4.3.

En todos los casos los regresores considerados se pueden agrupar en 5 categorías de acuerdo a las características: a) **del niño** [edad, sexo, (enfermo), seguro de salud], b) **de los padres** [edad del jefe; máximo número de años de educación entre la pareja jefe-cónyuge; padres trabajan más de 30 horas; al menos uno de los padres es asalariado], c) **del hogar** [género del jefe; tipo de hogar: (completo nuclear, completo no nuclear, monoparental ó no conyugal); número de niños menores a 12 años; posición relativa del niño dentro del hogar (si es el mayor); e ingreso equivalente (ajustado por economías de escala internas al hogar)], d) **regionales** [región del país (centro⁹, norte, sur y GBA), cercanía a centros de salud (menos de 3 cuadras) u hospitales (menos de 1 Km.)] y e) **características de la oferta del servicio** [número de establecimientos de salud¹⁰ (ajustado por la población provincial)].

Las columnas (iii) y (iv) de la tabla 4.2 reportan los coeficientes para el año 2001 de los modelos probit correspondientes al acceso a consultas de todos los niños y acceso a consultas de niños enfermos (consultas curativas), respectivamente. A partir de ellas pueden observarse **similitudes** y **diferencias** en los determinantes de las consultas. En ambos casos se encuentra que la probabilidad de visitar al médico se incrementa con la tenencia de cobertura de salud y con el número de establecimientos de salud en la zona, pero se reduce con la edad del niño. Además, dicha probabilidad crece con el ingreso aunque en forma más abrupta para los niños sanos (ver gráfico 4.1). La relación se mantiene (aunque en menor escala) cuando se consideran otras características de los niños (ver por ejemplo el gráfico 4.2). Los niños del norte argentino tienen una menor probabilidad de consultar.

⁸ Existe sobre-dispersión cuando la varianza condicional supera a la media condicional.

⁹ La variable dummy *centro* toma valor uno si el individuo pertenece a la región de Cuyo o Pampeana.

¹⁰ Se consideran datos provinciales para el año 2000 (Fuente: Dirección de Estadísticas e Información de Salud - Ministerio de Salud).

Tabla 4.2
Probabilidad de consultar al médico (modelos probit)

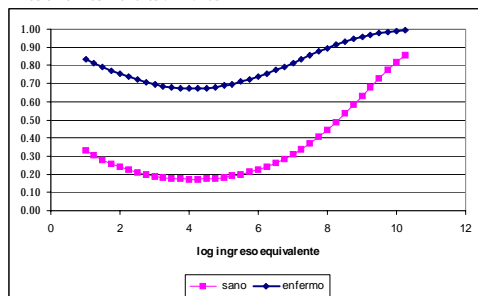
	1997		2001		
	cons curativas	cons curativas*	consultas	cons curativas	cons curativas*
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
edad	-0.06965 (0.010)	-0.09482 (0.008)	-0.23088 (0.000)	-0.08425 (0.000)	-0.10583 (0.000)
edad^2	0.00154 (0.493)	0.00191 (0.378)	0.01275 (0.000)	0.00097 (0.613)	0.00184 (0.320)
hombre	0.04298 (0.413)	0.06484 (0.197)	-0.03173 (0.178)	-0.07438 (0.099)	-0.09125 (0.035)
hijo mayor	0.15030 (0.012)	0.14027 (0.029)	0.17653 (0.000)	0.06736 (0.180)	0.05702 (0.242)
nro menores a 12	0.00718 (0.737)	-0.02674 (0.568)	-0.02063 (0.021)	-0.02219 (0.187)	-0.04626 (0.074)
cobertura	0.15991 (0.011)	0.14750 (0.025)	0.14432 (0.000)	0.15640 (0.004)	0.13175 (0.023)
edad del jefe	-0.00141 (0.917)	0.00551 (0.684)	-0.00521 (0.410)	0.00043 (0.971)	0.00245 (0.833)
edad del jefe^2	0.00001 (0.954)	-0.00008 (0.583)	0.00008 (0.242)	0.00000 (0.974)	-0.00003 (0.813)
años de educación padres	-0.00471 (0.593)	-0.00345 (0.697)	0.01034 (0.008)	-0.00849 (0.251)	-0.00771 (0.321)
log ingreso equiv	-0.37459 (0.094)	-0.34802 (0.112)	-0.43789 (0.000)	-0.68195 (0.000)	-0.60753 (0.002)
log ingreso equiv^2	0.04470 (0.047)	0.04071 (0.079)	0.05328 (0.000)	0.07723 (0.000)	0.06909 (0.002)
H compl no nuclear	-0.02876 (0.669)	-0.01760 (0.783)	0.00313 (0.920)	0.03718 (0.538)	0.03290 (0.562)
H monoparental	0.04394 (0.765)	0.08124 (0.662)	-0.06260 (0.302)	-0.03202 (0.773)	0.05850 (0.640)
H no conyugal	-0.11268 (0.576)	-0.10934 (0.645)	-0.09819 (0.268)	0.10780 (0.511)	0.19222 (0.312)
jefa	-0.08428 (0.526)	-0.07984 (0.641)	0.16477 (0.001)	0.01527 (0.868)	-0.06106 (0.569)
padres trabajan más 30hs	-0.09853 (0.183)	-0.10836 (0.140)	-0.00147 (0.966)	-0.01961 (0.764)	0.00033 (0.996)
1 padres asalariados	0.00286 (0.965)	0.00363 (0.953)	0.00987 (0.729)	0.04424 (0.407)	0.05425 (0.295)
cerca centro de salud	0.02022 (0.705)	0.01001 (0.844)	0.03536 (0.140)	0.00804 (0.862)	-0.00526 (0.904)
cerca hospital	0.10824 (0.112)	0.10155 (0.138)	0.00424 (0.880)	-0.04619 (0.387)	-0.03543 (0.485)
nro hospitales/poblac	0.29605 (0.069)	0.27304 (0.091)	0.20280 (0.005)	0.27113 (0.030)	0.25983 (0.043)
norte	0.14176 (0.172)	0.06166 (0.640)	-0.29103 (0.000)	-0.24434 (0.017)	-0.19343 (0.212)
centro	0.42066 (0.000)	0.35008 (0.012)	-0.05988 (0.208)	0.01329 (0.891)	0.01535 (0.873)
sur	0.13812 (0.184)	0.05961 (0.661)	-0.08305 (0.105)	-0.09744 (0.353)	-0.11753 (0.264)
enfermo			1.39202 (0.000)		
constante	1.83099 (0.006)	1.34901 (0.115)	0.78451 (0.002)	2.57190 (0.000)	1.94128 (0.066)
N	4,513	18,680	14,480	3,979	14,187
N no censuradas		4,378			3,825
Log-likelihood	-1,391.45	-11,066.05	-7,479.76	-2,050.82	-10,024.58
Pseudo R2	0.043		0.229	0.050	

* corrige por sesgo de selección

Nota: Las columnas (i), (ii), (iv) y (v) utilizan la muestra de niños enfermos y la columna (iii) el total de la muestra. Nivel de significancia entre paréntesis.

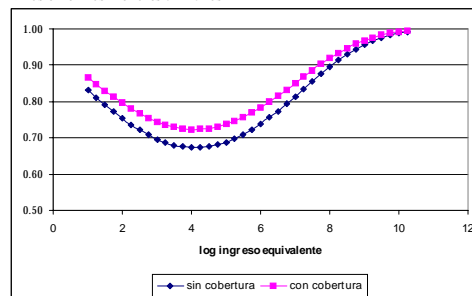
Con relación a las diferencias, se encuentra que la probabilidad de consultar al médico depende de la posición relativa del niño dentro de la familia, del número de niños, educación de los padres y género del jefe. Es importante destacar que estos factores son relevantes en la decisión de consultar pero no influyen cuando se analizan consultas curativas. Por ejemplo, un mayor nivel educativo de los padres puede hacer que estos valoren más los beneficios de llevar al niño al médico pero no tiene mucha importancia cuando el niño está enfermo y necesita la atención médica.

Gráfico 4.1
Probabilidad de consultar a médico por estado de salud e ingreso
Niños enfermos menores a 12 años



Fuente: Elaboración propia en base a datos de ECV.
Nota: El gráfico corresponde al modelo de la tabla 4.2 columna (iii)

Gráfico 4.2
Probabilidad de consultar a médico por cobertura de salud e ingreso
Niños enfermos menores a 12 años



Fuente: Elaboración propia en base a datos de ECV.
Nota: El gráfico corresponde al modelo de la tabla 4.2 columna (iii)

Si el hijo mayor incrementa la probabilidad de acceso lo cual podría relacionarse con la inexperiencia de los padres en cuanto a la crianza. Sin embargo, la mayor presencia de niños menores a 12 años en la familia reduce dicha probabilidad posiblemente porque el tiempo disponible de los padres debe repartirse entre más niños. La educación de los padres incrementa las consultas. Por último, controlado por el ingreso y tipo de hogar, si el hogar está liderado por una mujer es más probable que los niños asistan al médico. Ello podría relacionarse con la hipótesis presente en la literatura con relación a que las mujeres se preocupan más por la salud, educación y bienestar de sus hijos (ver por ejemplo Strauss y Thomas (1995)).

Los resultados encontrados sugieren que utilizar datos sobre el comportamiento de los enfermos puede ser insuficiente para conocer todos los determinantes de la demanda por servicios médicos.

A continuación, se comparan los resultados de estimar el acceso al médico utilizando datos de consultas curativas con los que buscan controlar por sesgo de selección (tabla 4.2 columnas iv y v, respectivamente).

Para estimar la probabilidad de enfermar se consideran como regresores: edad, sexo (*hombre*), educación de la madre, (logaritmo) ingreso equivalente, número de menores a 12 años en el hogar, hogar situado a menos de 3 cuadras de zona inundable o basural (*inundable*, *basural*) y características de la vivienda como construcción de baja calidad, provisión de agua fuera del terreno, vivienda con baño sin descarga de agua o sin baño las cuales se resumen en la variable *hogar con nbi* que toma valor uno si la vivienda presenta alguna de las características mencionadas y cero en otro caso. Los resultados se muestran en la tabla 4.3.

En la parte inferior de la tabla 4.3 se reporta el test LR sobre la hipótesis de independencia entre la ecuación de regresión (tabla 4.2, columna v) y la ecuación de selección (tabla 4.4). El resultado sugiere que no es relevante el problema de utilizar la muestra de enfermos para estimar la probabilidad de acceso al médico y que puede estimarse separadamente de la

probabilidad de enfermar. Al comparar los modelos, se observa igual signo, similar significancia pero distinta magnitud de los coeficientes.

Tabla 4.3
Ecuación de Selección*

	1997		2001	
	Prob. de Enfermar		Prob. de Enfermar	
edad	-0.09125	(0.000)	-0.07140	(0.000)
edad^2	0.00158	(0.062)	0.00141	(0.132)
hombre	0.02644	(0.200)	-0.03233	(0.157)
nro menores a 12	-0.09442	(0.000)	-0.06053	(0.000)
zona inundable	0.03661	(0.175)	0.04659	(0.108)
basural cerca	0.08756	(0.000)	0.07220	(0.006)
hogar con NBI	0.01687	(0.458)	-0.07349	(0.041)
Años Educ Madre	0.02285	(0.018)	-0.01233	(0.266)
Años Educ Madre^2	-0.00099	(0.058)	0.00087	(0.133)
log ingreso equiv	-0.03078	(0.034)	-0.01028	(0.506)
norte	-0.15303	(0.000)	0.15813	(0.001)
centro	-0.05544	(0.175)	0.06676	(0.148)
sur	-0.15320	(0.001)	0.01876	(0.711)
constante	0.08163	(0.429)	-0.11435	(0.300)
N	18,680		14,187	
test LR indep de ecuac	0.48	(0.491)	0.45	(0.503)

Nota: Nivel de significancia entre paréntesis

*Correspondientes a las columnas (ii) y (v) de la tabla 4.2.

Resumiendo, no hay un problema de sesgo de selección¹¹ al trabajar con la muestra de niños enfermos, sin embargo la información disponible sobre consultas curativas es insuficiente para conocer los determinantes de las consultas.

Los resultados encontrados para el año 1997 son, en general, similares a los del 2001 pero la magnitud de los coeficientes y, por ende, de los efectos marginales son distintos (ver tabla 4.2).

Internaciones

Para estimar la probabilidad de estar internado se consideran los mismos regresores que para las consultas pero en lugar de emplear la variable número de establecimientos de salud se utiliza el *número de camas disponibles per cápita* y por provincia.

La tabla 4.4 reporta la probabilidad de estar internado en los últimos 12 meses. Para ambos años se observa que dicha probabilidad se reduce con la edad del niño y que los varones tienen mayores riesgo de estar internados. En particular, en 1997 se encuentra que los niños de hogares no conyugales o con padres jóvenes tienen una mayor probabilidad de estar internados. En 2001, se halla que un mayor ingreso reduce la probabilidad de internación. Esto podría reflejar un peor estado de salud por parte de los niños más pobres. También se encuentra que los primogénitos tienen mayores probabilidades de acceder a este servicio.

¹¹ Este resultado podría ser erróneo si existiese un problema de multicolinealidad en la segunda etapa. Es decir, que los regresores de la ecuación de consultas curativas y la inversa de la razón de Mill estén fuertemente correlacionados.

Tabla 4.4
Probabilidad de estar Internado (modelos Probit)

	1997		2001	
	Coef.	Nivel de Sign.	Coef.	Nivel de Sign.
edad	-0.18976	(0.000)	-0.13720	(0.000)
edad2	0.01060	(0.000)	0.00657	(0.000)
hombre	0.11346	(0.000)	0.14228	(0.000)
hijo mayor	0.01790	(0.618)	0.07789	(0.054)
nro menores a 12	-0.00353	(0.768)	-0.01619	(0.232)
cobertura	-0.02162	(0.567)	0.07015	(0.105)
edad del jefe	-0.01671	(0.028)	-0.00494	(0.588)
edad del jefe^2	0.00015	(0.063)	0.00003	(0.773)
años de educ padres	-0.00519	(0.316)	-0.00557	(0.343)
log ingreso equiv	-0.02754	(0.262)	-0.05876	(0.026)
H compl no nucl	0.04054	(0.311)	0.06295	(0.184)
H monoparenal	0.08145	(0.366)	0.02014	(0.824)
H no conyugal	0.19310	(0.096)	0.06777	(0.601)
jefa	-0.04672	(0.559)	0.11979	(0.110)
padres trabajan +30hs	-0.02168	(0.640)	-0.07695	(0.158)
1 padres asalariados	0.02499	(0.510)	0.05747	(0.180)
cerca centro salud	-0.00203	(0.949)	-0.01446	(0.689)
cerca hospital	-0.00727	(0.850)	0.00391	(0.927)
nro camas/poblac	0.01851	(0.268)	-0.01132	(0.559)
norte	0.08791	(0.200)	-0.01794	(0.801)
centro	0.15225	(0.026)	-0.02787	(0.696)
sur	0.15905	(0.031)	-0.03032	(0.702)
constante	-0.73203	(0.001)	-0.78347	(0.002)
N	18961		14497	
Log-likelihood	-3743.26		-2834.81	
Pseudo R2	0.054		0.040	

Nota: Nivel de significancia entre paréntesis

Resumiendo, los determinantes del acceso a los servicios de salud difieren de acuerdo al tipo de servicio. Entre las diferencias se observa que la edad del jefe afecta el uso del servicio hospitalario en tanto que la educación, el género del jefe, la tenencia de cobertura y el número de niños dentro del hogar influyen sobre el acceso a los servicios médicos.

Uso de servicios de salud

▪ *Modelos en una parte*

Como se menciona al inicio de la sección, podría existir sobre-dispersión en el número de visitas al médico y en el número de días de internación. Por ello en este inciso se estiman modelos Pseudo-Poisson Máximo Verosímil bajo distintos supuestos sobre la varianza de la variable bajo estudio y modelos Binomial Negativo Máximo Verosímil. Luego, se realizan test sobre la hipótesis de sobre-dispersión.

Visitas al médico

En la tabla 4.5 se presentan los coeficientes estimados mediante Pseudo-Poisson Máximo Verosímil los cuales por definición coinciden con los estimados bajo Poisson Máximo Verosímil. En las otras columnas se reportan las estimaciones de los errores estándares bajo diversos supuestos sobre la varianza del número de visitas, a través de los cuales se asume que la media condicional está correctamente especificada.

Siguiendo la denominación de Cameron y Trivedi (1998), las columnas MLH, NB1 y NB2 especifican la varianza del número de visitas igual a la media, un múltiplo de la media y a una función cuadrática de la media, respectivamente. Usualmente cuando hay sobre-dispersión los errores estándares MLH (hessianos) y MLOP (producto externo) son inferiores a los de NB1 y NB2 y en dicho caso, los primeros no deberían utilizarse. Este resultado puede observarse en la tabla 4.5, por lo tanto, no se consideran errores estándares de las dos primeras columnas.

Tabla 4.5
Número de Visitas al Médico (1997)

	coeficientes	desvíos estándares				estadístico t	
	Pseudo Poisson λ	MLH	MLOP	NB1	NB2	RS	NB1
edad	-0.05659	0.01021	0.00861	0.01230	0.01237	0.01260	-4.60
edad^2	0.00266	0.00091	0.00078	0.00109	0.00109	0.00109	2.43
hombre	-0.00956	0.02084	0.01770	0.02511	0.02515	0.02510	-0.38
hijo mayor	0.05652	0.02370	0.02029	0.02857	0.02857	0.02817	1.98
nro menores a 12	-0.00375	0.00882	0.00777	0.01063	0.01061	0.01019	-0.35
cobertura	0.00847	0.02538	0.02115	0.03059	0.03064	0.03102	0.28
edad del jefe	-0.00679	0.00520	0.00416	0.00626	0.00630	0.00665	-1.09
edad del jefe^2	0.00006	0.00006	0.00005	0.00007	0.00007	0.00007	0.83
años de educ padres	0.00431	0.00358	0.00323	0.00432	0.00432	0.00405	1.00
log ingreso equiv	0.02826	0.08723	0.07979	0.10514	0.10494	0.09664	0.27
log ingreso equiv^2	-0.00314	0.00856	0.00792	0.01031	0.01030	0.00937	-0.30
H compl no nucl	0.02459	0.02695	0.02316	0.03248	0.03251	0.03249	0.76
H monoparenal	0.05015	0.06144	0.05446	0.07406	0.07389	0.07147	0.68
H no conyugal	-0.00510	0.08499	0.07734	0.10243	0.10200	0.09609	-0.05
jefa	-0.02417	0.05571	0.05065	0.06715	0.06697	0.06251	-0.36
padres trabajan +30hs	-0.07600	0.03064	0.02710	0.03693	0.03671	0.03584	-2.06
1 padres asalariados	0.00775	0.02586	0.02162	0.03117	0.03122	0.03146	0.25
cerca centro salud	0.00871	0.02124	0.01789	0.02560	0.02564	0.02574	0.34
cerca hospital	0.00405	0.02578	0.02328	0.03107	0.03115	0.02920	0.13
nro hosp/poblac	0.04193	0.06258	0.05503	0.07543	0.07549	0.07225	0.56
norte	0.05695	0.04627	0.03771	0.05577	0.05529	0.05799	1.02
centro	0.14448	0.04225	0.03410	0.05092	0.05050	0.05321	2.84
sur	0.04129	0.04693	0.03863	0.05657	0.05599	0.05784	0.73
constante	0.83135	0.25957	0.22784	0.31286	0.31307	0.30263	2.66
N	4513						

Nota: Se estiman diferentes errores estándares para considerar distintas especificaciones de la varianza condicional de las visitas (w).
Sea u la media condicional, MLH: $w=u$, estimación hessiana; MLOP, suma del producto externo de las derivadas primeras; NB1, $w=z'u$; NB2, $w=u+a'u^2$; RS: estimación "robust sandwich" de w no especificado.

La tabla 4.6 reporta una especificación básica y dos variantes. La primera variante incorpora como regresores i) el número de enfermedades crónicas y ii) el número de discapacidades limitantes. La segunda, agrega el tipo de cobertura (obra social, seguro privado o ambas). Las estimaciones corresponden a modelos Pseudo-Poisson MV y Binomial Negativa MV. Los estadísticos t del modelo de Poisson se calcularon utilizando los errores estándares NB1. La tabla 4.7 reporta tres tipos de test de sobre-dispersión y en todos los casos se rechaza la hipótesis de equidispersión.

De la tabla 4.6 surge que un peor estado de salud (enfermedades crónicas o discapacidades limitantes) incrementa la utilización del servicio. Además de los determinantes ya encontrados en el caso del acceso a servicios médicos, como edad y posición relativa del niño en la familia, es importante destacar que el hecho que ambos padres tengan trabajos full-time, y por ende poco tiempo disponible, restringe las visitas al médico. Este último resultado sugiere que las políticas públicas deben contemplar seriamente las restricciones de tiempo de los padres y considerar alternativas tanto por el lado de la demanda -a través de políticas laborales, como por el lado de la oferta, por ejemplo, ampliando el horario o incrementando el número de días de atención en los hospitales (Gasparini y Panadeiros, 2003).

Tabla 4.6
Número de Visitas al Médico (1997)

	poisson	Binomial Neg	poisson	Binomial Neg	poisson	Binomial Neg
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
edad	-0.05659	-0.05611	-0.06769	-0.06769	-0.06764	-0.06750
	-4.60	-4.84	-5.57	-5.86	-5.57	-5.85
edad^2	0.00266	0.00261	0.00336	0.00338	0.00338	0.00339
	2.43	2.55	3.13	3.31	3.15	3.32
hombre	-0.00956	-0.01024	-0.02564	-0.02532	-0.02459	-0.02425
	-0.38	-0.43	-1.04	-1.08	-0.99	-1.03
hijo mayor	0.05652	0.05645	0.05059	0.05146	0.05068	0.05149
	1.98	2.10	1.80	1.93	1.80	1.93
nro enf crónicas			0.23306	0.24745	0.23532	0.24871
			10.36	10.36	10.40	10.43
nro discap limit			0.12856	0.11604	0.12181	0.10968
			2.21	2.01	2.09	1.90
nro menores a 12	-0.00375	-0.00403	-0.00267	-0.00236	-0.00170	-0.00140
	-0.35	-0.40	-0.26	-0.24	-0.16	-0.14
cobertura	0.00847	0.00787	0.00962	0.01103		
	0.28	0.27	0.32	0.39		
obra social					0.00194	0.00260
					0.06	0.09
pública y privada					-0.03996	-0.02715
					-0.59	-0.42
privada					0.08729	0.08712
					1.60	1.66
edad del jefe	-0.00679	-0.00658	-0.00668	-0.00638	-0.00675	-0.00650
	-1.09	-1.12	-1.09	-1.09	-1.10	-1.11
edad del jefe^2	0.00006	0.00005	0.00006	0.00005	0.00006	0.00006
	0.83	0.85	0.85	0.85	0.88	0.89
años de educ padres	0.00431	0.00435	0.00397	0.00402	0.00432	0.00435
	1.00	1.07	0.94	1.00	1.02	1.08
log ingreso equiv	0.02826	0.03273	0.01876	0.01906	0.01705	0.01689
	0.27	0.33	0.18	0.19	0.17	0.17
log ingreso equiv^2	-0.00314	-0.00355	-0.00139	-0.00139	-0.00132	-0.00127
	-0.30	-0.37	-0.14	-0.14	-0.13	-0.13
H compl no nucl	0.02459	0.02451	0.02189	0.02083	0.02200	0.02101
	0.76	0.80	0.69	0.69	0.69	0.69
H monoparental	0.05015	0.05114	0.06438	0.06359	0.06293	0.06237
	0.68	0.73	0.88	0.92	0.87	0.90
H no conyugal	-0.00510	-0.00707	0.00140	-0.00173	0.00528	0.00150
	-0.05	-0.07	0.01	-0.02	0.05	0.02
jefa	-0.02417	-0.02369	-0.03581	-0.03613	-0.03679	-0.03725
	-0.36	-0.37	-0.54	-0.58	-0.56	-0.60
padres trabajan + 30hs	-0.07600	-0.07628	-0.07308	-0.07297	-0.07157	-0.07183
	-2.06	-2.21	-2.01	-2.13	-1.97	-2.09
1 padres asalariados	0.00775	0.00657	0.00847	0.00585	0.01763	0.01532
	0.25	0.22	0.28	0.20	0.57	0.52
cerca centro salud	0.00871	0.00802	0.01588	0.01446	0.01518	0.01412
	0.34	0.33	0.63	0.61	0.60	0.59
cerca hospital	0.00405	0.00433	0.00033	0.00150	0.00038	0.00165
	0.13	0.15	0.01	0.05	0.01	0.06
nro hosp/poblac	0.04193	0.03972	0.03855	0.03420	0.04147	0.03715
	0.56	0.56	0.52	0.48	0.56	0.53
VARIABLES REGIONALES	si	si	si	si	si	si
Alpha		0.13916		0.12636		0.12600
		11.71		11.00		10.98
N	4513	4513	4513	4513	4517	4517
Log-likelihood	-8076.9103	-7965.7823	-8003.9355	-7908.0578	-8007.7084	-7912.354
Pseudo R2	0.0094	0.0073	0.0183	0.0145	0.0186	0.0147

Nota: Los estadísticos t se reportan debajo de cada coeficiente, para Poisson se utilizaron los errores estándares NB1.

Coefficientes en negrita son significativos a un nivel de signif del 10%

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de EDS

Tabla 4.7
Test de sobre-dispersión*
Número de Visitas al Médico

	Modelos (i), (ii)	Modelos (iii), (iv)	Modelos (v), (vi)
Test de Wald (H: alpha=0)	11.71 (0.000)	11.00 (0.000)	10.98 (0.000)
Test LR	222.26 (0.000)	191.76 (0.000)	190.71 (0.000)
Test LM	6.99 (0.000)	6.80 (0.000)	6.80 (0.000)

*Correspondiente a los modelos de la tabla 4.6

Días de internación

En este caso, se mantienen los comentarios sobre el método de estimación y todas las observaciones realizadas sobre los errores estándares con relación al número de visitas al médico.

La tabla 4.8 reporta los modelos estimados. La estadía en el hospital es mayor para los varones y decrece con la edad. Además, los niños de hogares pobres y con bajo nivel educativo permanecen por períodos más prolongados. Esto se encuentra en línea con el argumento mencionado en la sección 2 acerca de que los niños de hogares pobres y con baja educación están más días internados porque tienen un peor estado de salud, o bien, porque los médicos prefieren asegurarse que concluyan el tratamiento. Sin embargo, a diferencia de los resultados de la sección 2, se observa que la tenencia de cobertura de salud o el tipo de plan de salud no influyen en el número de días de internación.

No se consideran como variables explicativas el número de enfermedades crónicas ni el número de discapacidades limitantes porque la encuesta del 2001 no recoge esa información.

Los tests de sobre-dispersión realizados se presentan en la tabla 4.9. En todos los casos se rechaza la hipótesis de equidispersión.

Resumiendo, a partir de los modelos de una parte para la utilización de servicios de salud se observa que los determinantes difieren de acuerdo al servicio en consideración. Entre los principales resultados encontrados se destaca que el tipo de trabajo de los padres (full-time o no) afecta el número de visitas al médico, en tanto que, la educación y el ingreso impactan sobre el número de días de internación.

Tabla 4.8
Número de Días de Internación (2001)

	Poisson	Binomial Neg	Poisson	Binomial Neg
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
edad	-0.30757 -5.41	-0.39552 -6.12	-0.30849 -5.47	-0.39500 -6.12
edad^2	0.01379 2.68	0.02037 3.89	0.01376 2.69	0.02041 3.90
hombre	0.17968 1.46	0.29332 2.35	0.17751 1.45	0.30118 2.41
hijo mayor	0.09247 0.64	0.13889 0.99	0.10146 0.71	0.15467 1.10
nro menores a 12	0.07913 1.94	0.06985 1.54	0.07766 1.91	0.06962 1.54
cobertura	0.18928 1.28	0.15928 1.03		
obra social			0.25737 1.73	0.20663 1.31
privada			-0.44497 -1.17	-0.26911 -0.93
edad del jefe	-0.01656 -0.59	-0.01562 -0.52	-0.01520 -0.54	-0.01408 -0.47
edad del jefe^2	0.00019 0.66	0.00020 0.64	0.00018 0.61	0.00019 0.59
años de educación padres	-0.04134 -2.03	-0.02685 -1.28	-0.04000 -1.99	-0.02201 -1.04
log ingreso equiv	-0.24672 -2.87	-0.30721 -3.10	-0.24283 -2.84	-0.30960 -3.14
H compl no nuclear	0.02804 0.17	0.08036 0.48	0.02618 0.16	0.07550 0.46
H monoparental	-0.04409 -0.14	-0.30025 -0.87	-0.05222 -0.17	-0.26213 -0.76
H no conyugal	0.56236 1.54	0.76963 1.50	0.55204 1.52	0.78008 1.53
jefa	0.09550 0.39	0.34808 1.17	0.10054 0.42	0.34430 1.15
padres trabajan +30hs	-0.37333 -1.66	-0.14310 -0.75	-0.36783 -1.65	-0.14789 -0.78
1 padres asalariados	-0.11873 -0.83	-0.02900 -0.19	-0.13991 -0.98	-0.04482 -0.30
cerca centro de salud	0.08823 0.71	-0.06392 -0.49	0.09065 0.73	-0.06800 -0.53
cerca hospital	0.19444 1.38	0.12075 0.79	0.20368 1.46	0.10293 0.67
nro camas/poblacion	0.02221 0.23	-0.02837 -0.41	0.02429 0.36	-0.02779 -0.40
norte	-0.14996 -0.63	0.06460 0.26	-0.14975 -0.64	0.07769 0.31
centro	-0.33722 -1.38	-0.16724 -0.67	-0.33840 -1.39	-0.16955 -0.68
sur	-0.14273 -0.52	-0.09186 -0.33	-0.17296 -0.64	-0.10038 -0.37
constante	1.44509 1.75	1.70207 1.94	1.39640 1.70	1.62349 1.86
Alpha		48.44746 21.85		48.32308 21.86
N		14495		14542
Log-likelihood		-4939.70		-4951.25
Pseudo R2		0.0163		0.0166

Nota: Los estadísticos t se reportan debajo de cada coeficiente, para Poisson se utilizaron los errores estándares NB1.

Coefficientes en negrita son significativos a un nivel de signif del 10%

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de ECV

Tabla 4.9
Test de sobre-dispersión*
Número de Días de Internación

	Modelos (i), (ii)	Modelos (iii), (iv)
Test de Wald (H: $\alpha=0$)	21.85 (0.000)	21.86 (0.000)
Test LR	24959.7 (0.000)	24914.1 (0.000)
Test LM	4.45 (0.000)	4.69 (0.000)

*Correspondiente a los modelos de la tabla 4.8

▪ **Modelos en dos partes**

Como se explica en la sección 3, la principal idea detrás de los modelos en dos partes de demanda de salud es que las decisiones de contacto y las de frecuencia pueden tratarse como dos procesos estocásticos distintos. Aún cuando ambos procesos consideran las mismas variables explicativas, las interpretaciones pueden diferir de acuerdo a la etapa que se analiza.

Las estimaciones realizadas para la utilización de servicios médicos y hospitalarios se presentan en las tablas 4.10 y 4.11, respectivamente. En la parte inferior de las tablas se reportan los tests LR. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de que las decisiones de contacto y frecuencias están gobernadas por un mismo proceso estocástico.

Visitas al médico

Los coeficientes de edad y el número de enfermedades crónica son significativos tanto para el contacto como para la frecuencia pero el número de discapacidades limitantes sólo influye en el último. En general, los determinantes del contacto difieren de los de intensidad de uso.

El seguro de salud puede afectar la utilización del servicio. Este efecto suele identificarse como “riesgo moral”. Dicho problema puede surgir antes o después de que el individuo enferme. El último caso ocurre cuando por la existencia del seguro, los individuos no enfrentan el costo total de utilizar el servicio de salud y, por ende, realizan un mayor consumo del mismo¹². Los resultados indican que la presencia de algún tipo de cobertura es importante al momento de contactar al médico pero no respecto al número de visitas. Esto último sugeriría que no hay un problema de riesgo moral en la intensidad de uso del servicio de salud.

La restricción de ingreso de los padres afecta la decisión de llevar a niño al médico en tanto que la restricción de tiempo (medida por la participación full-time de ambos padres en el mercado laboral) afecta el número de veces que lo llevan.

Una mayor cantidad de establecimientos per cápita en la provincia incrementa la probabilidad de que se contacte al médico pero no impacta sobre la frecuencia de utilización de este servicio.

¹² Otro argumento que suele considerarse con respecto al seguro de salud es el siguiente. La tenencia de un seguro privado podría impulsar al médico a prolongar el tratamiento (más de lo necesario) ya que la remuneración que recibe del seguro privado es mayor a la del público. Esta hipótesis podría considerarse como demanda inducida por la oferta.

Finalmente, los niños de la región de Cuyo y Pampeana tienen una mayor probabilidad de contactar al médico que los del área metropolitana, pero no hay diferencias respecto al número de visitas que realizan.

Tabla 4.10
Número de Visitas al Médico (Hurdle Models)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Contacto	Frecuencia	Contacto	Frecuencia	Contacto	Frecuencia
	Probit	BN truncada	Probit	BN truncada	Probit	BN truncada
edad	-0.06965	-0.04858	-0.08254	-0.05803	-0.08411	-0.05738
edad^2	0.00154	0.00288	0.00236	0.00348	0.00250	0.00344
hombre	0.04298	-0.01529	0.02582	-0.02818	0.02721	-0.02760
hijo mayor	0.15030	0.02824	0.14481	0.02482	0.14567	0.02455
nro enf crónicas			0.35169	0.19617	0.35597	0.19711
nro discap limit			0.20654	0.09773	0.15563	0.09615
nro menores a 12	0.00718	-0.00793	0.00921	-0.00641	0.01049	-0.00560
cobertura	0.15991	-0.02446	0.16727	-0.02347		
obrasocial					0.15088	-0.02983
publico y privado					0.27361	-0.06928
privado					0.26185	0.03975
edad del jefe	-0.00141	-0.00617	0.00022	-0.00640	0.00011	-0.00652
edad del jefe^2	0.00001	0.00005	-0.00001	0.00005	0.00000	0.00005
años de educ padres	-0.00471	0.00507	-0.00581	0.00513	-0.00538	0.00531
log ingreso equiv	-0.37459	0.09462	-0.40898	0.08471	-0.39946	0.08200
log ingreso equiv^2	0.04470	-0.01079	0.04894	-0.00909	0.04776	-0.00888
H compl no nucl	-0.02876	0.03200	-0.04044	0.03123	-0.04132	0.03143
H monoparenal	0.04394	0.06138	0.05963	0.07226	0.05203	0.07189
H no conyugal	-0.11268	0.03532	-0.11170	0.04178	-0.11582	0.04535
jefa	-0.08428	-0.02505	-0.09687	-0.03489	-0.09844	-0.03548
padres trabajan +30hs	-0.09853	-0.06271	-0.09466	-0.06151	-0.09371	-0.06046
1 padres asalariados	0.00286	0.00838	0.00309	0.00910	0.00656	0.01797
cerca centro salud	0.02022	0.00855	0.02663	0.01476	0.02693	0.01386
cerca hospital	0.10824	-0.01800	0.11132	-0.02117	0.10772	-0.02094
nro hosp/poblac	0.29605	-0.02478	0.29443	-0.02781	0.29678	-0.02497
norte	0.14176	0.03294	0.13725	0.02346	0.13977	0.02192
centro	0.42066	0.06758	0.41576	0.05897	0.41707	0.05684
sur	0.13812	0.01531	0.14584	0.01903	0.15366	0.02135
constante	1.83099	0.86403	1.83040	0.84612	1.80109	0.84425
N	4,513	4,042	4,513	4,042	4,517	4,045
Log-likelihood	-1391.45	-7070.32	-1375.34	-7026.82	-1376.98	-7029.82
Pseudo R2	0.043	0.005	0.054	0.011	0.054	0.011
Test LR (modelos en 1 parte vs 2 partes)		-991.97 (0.000)		-988.20 (0.000)		-988.90 (0.000)

Nota: Los coeficientes en negritas son significativos al 10%.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS

Días de hospitalización

De la tabla 4.11 se observa que, los niños más pequeños tienen una mayor probabilidad de quedar internados y permanecen durante períodos más prolongados. Los varones y los primogénitos tienen una mayor probabilidad de acceso mientras que los que provienen de hogares numerosos tienen una estadía más prolongada.

Tabla 4.11
Número de Días de Internación (Hurdle Models)

	Modelo 1		Modelo 2	
	Contacto	Frecuencia	Contacto	Frecuencia
	Probit	BN truncada	Probit	BN truncada
edad	-0.13720	-0.09826	-0.13795	-0.09593
edad2	0.00657	0.00626	0.00660	0.00615
hombre	0.14228	-0.01337	0.13921	-0.00361
hijo mayor	0.07789	-0.03708	0.07961	-0.02469
nro menores a 12	-0.01619	0.10708	-0.01718	0.10892
cobertura	0.07015	0.00132		
obrasocial			0.07995	0.04078
privado			-0.01141	-0.37762
edad del jefe	-0.00494	-0.00596	-0.00409	-0.00515
edad del jefe^2	0.00003	0.00015	0.00002	0.00014
años de educ padres	-0.00557	-0.02236	-0.00528	-0.01936
log ingreso equiv	-0.05876	-0.12659	-0.05639	-0.13296
H compl no nucl	0.06295	-0.09323	0.06253	-0.09932
H monoparenal	0.02014	-0.14137	0.02291	-0.11820
H no conyugal	0.06777	0.32251	0.06496	0.35495
jefa	0.11979	-0.01815	0.11986	-0.02673
padres trabajan +30hs	-0.07695	-0.14229	-0.07961	-0.13624
1 padres asalariados	0.05747	-0.19650	0.05229	-0.20231
cerca centro salud	-0.01446	0.02339	-0.01281	0.02048
cerca hospital	0.00391	0.15683	0.00599	0.14691
nro camas/poblac	-0.01132	0.04279	-0.01025	0.04286
norte	-0.01794	0.01334	-0.01337	0.01516
centro	-0.02787	-0.14654	-0.02668	-0.14356
sur	-0.03032	0.05627	-0.03257	0.04806
constante	-0.78347	2.58949	-0.81424	2.55386
N	14497	748	14544	750
Log-likelihood	-2834.81	-2134.97	-2841.77	-2136.77
Pseudo R2	0.0395	0.034	0.0399	0.0353
Test LR (modelos en 1 parte vs 2 partes)		-60.17 (0.000)		-54.59 (0.000)

Nota: Coeficientes en negritas son significativos al 10%.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de ECV

Los niños que están afiliados a una obra social tienen más chances de ser admitido en el hospital y los afiliados a un plan privado permanecen menos días en el hospital. Por otro lado, los niños de hogares donde uno de los padres es asalariado están menos días internados. Este último resultado puede estar captando el efecto de la cobertura (obra social) y, por ende, debería combinarse con el efecto del seguro de salud privado. Luego, la permanencia en el hospital se reduce con la tenencia de cualquier tipo de plan de salud.

El número esperado de días de internación se incrementa cuando el niño vive cerca del hospital pero no cuando hay una mayor cantidad de camas disponibles (per cápita).

El nivel de ingreso afecta a ambas etapas. Ser pobre incrementa tanto la probabilidad de estar hospitalizado como el número de días de estadía en el hospital.

4.2 Descomposiciones micro-económicas

Durante 1997 y 2001, se reduce el acceso a los servicios médicos. La proporción de consultas médicas curativas cae un 12% (pasando de 88.4% en 1997 a 77.6% en 2001).

A partir del año 1999 la Argentina entra en recesión, la situación económica continúa agravándose y hacia fines de 2001 se sumerge en una profunda crisis económica. La fuerte caída en el ingreso promedio pudo haber obligado a los hogares a modificar su demanda por servicios de salud. Por ejemplo, “el sistema de información del Proyecto PROMIN (MSN) indicaba que, entre julio de 2000 y septiembre de 2001, se había dado un aparente descenso en la cobertura y calidad de los servicios materno-infantiles para un conjunto de centros de salud situados en zonas urbanas con alto índice de NBI” (Banco Mundial (2003), pág. 20).

Durante el período de estudio también se reduce el acceso a los seguros de salud, la tasa de cobertura de salud de los niños desciende casi un 9%. Asimismo, durante la década de los noventas se realizaron reformas en el sistema de salud que también podrían haber impactado en el acceso a los servicios. Hacia fines de los noventas se elimina la posibilidad de poseer doble cobertura de salud, los afiliados debieron optar por una de ellas.

En esta sección se examina si la reducción en la tasa promedio de acceso a los servicios médicos se debió a los cambios socioeconómicos u a otra razón. Para ello se emplea la metodología de descomposiciones micro-económicas implementada en Gasparini (2002). Esta metodología permite identificar en qué magnitud los cambios en la tasa de acceso a servicios de salud se deben a cambios en las características socioeconómicas del individuo (por ejemplo, caída en el ingreso) y en qué magnitud son la consecuencia de cambios en forma en que esas características se relacionan con la decisión de utilizar el servicio. En el anexo se presenta una breve descripción de esta metodología.

El punto central consiste en simular una tasa promedio de acceso al servicio médico contrafactual para un determinado momento t si el proceso por el cual se determina la decisión de utilizar el servicio fuese el vigente en otro momento t' . Para implementar esta idea es necesario estimar económicamente modelos de acceso al médico en función de una serie de determinantes como los de la tabla 4.2 (columnas i y iv). Los parámetros de esa estimación para el año t' son aplicados a la población del período t para obtener una tasa de acceso contrafactual.

Tabla 4.12
Descomposición del cambio en la tasa de
acceso a los servicios médicos

	1997-2001
Cambio Real	-10.8
Efecto Características (promedio)	-0.8
Efecto Parámetros (promedio)	-10.0

Nota: Elaboración propia sobre la base de EDS y ECV

Los resultados de las descomposiciones se muestran en la tabla 4.12. Nótese que los efectos características y parámetros se acompañan aunque con distinta intensidad. Resulta interesante destacar que la caída en el acceso a los servicios médicos (-10.82) se explica casi en su totalidad por el cambio en los parámetros. En consecuencia, la reducción en el ingreso y cobertura de salud explican muy poco de la caída en tasa de acceso. Por el contrario, la caída en las consultas médicas se debe principalmente a cambios en la estructura de decisión de la utilización de servicios médicos.

5 Comentarios Finales

En este estudio se investigan los determinantes del acceso y la utilización de los servicios médicos y hospitalarios utilizando diversos métodos de estimación y su evolución en el tiempo. Como resultado se encuentra que:

- Los hijos primogénitos tienen una mayor probabilidad de acceder a los servicios médicos y hospitalarios. Sin embargo, esta posición relativa dentro de la familiar no es relevante en la decisión de frecuencia de uso.
- Los niños más pobres (en relación a los más ricos) tienen una menor probabilidad de consultar al médico y una mayor probabilidad de acceder a los servicios hospitalarios. Además, una vez que quedan internados permanecen por períodos más prologados.
- La tenencia de algún tipo de cobertura de salud incrementa la probabilidad de contactar al médico pero no afecta la frecuencia de uso del servicio. Este resultado podría sugerir que no hay un problema de riesgo moral en la intensidad de uso del servicio médico
- Con relación a la oferta de los servicios de salud, un mayor número de establecimientos de salud incrementa la probabilidad de consultar al médico pero no impacta sobre el número de visitas.
- La restricción de tiempo de los padres afecta la frecuencia de uso del servicio médico. Controlando por el nivel de ingreso y educación, los niños de hogares donde ambos padres trabajan full-time van menos veces al médico.
- La caída en la tasa de utilización de los servicios médicos no se explica por los bruscos cambios económicos ni la caída en la cobertura. Por el contrario, se debe principalmente a cambios en la estructura de decisión de la utilización de servicios médicos.

Este estudio presenta, sin embargo, algunas limitaciones. En primer lugar, no se controla por la posible endogeneidad que podría generarse al utilizar la cobertura de salud para estimar la demanda de servicios médicos. En segundo lugar, debido a la falta de información no se controla por algunas variables que serían relevantes como, por ejemplo, gasto en el servicio de salud o nivel de salud del niño.

6 Bibliografía

- Banco Mundial (2003), “*El Sector Salud Argentino: Situación Actual y Opciones para Mejorar su Desempeño*”, Departamento de Desarrollo Humano, Reporte N° 26144-AR.
- Bertanou, F. (1993), “Demanda por consultas preventivas de salud en el Gran Mendoza”, *Anales de la XXVIII Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Bertranou, F. (1998), “Health Care Services Utilization and Health Insurance Coverage: Evidence from Argentina”, *Revista de Análisis Económico*, Vol.13, N°2, November, págs. 25-52.
- Bertranou, F. (1999), “Moral Hazard and Prices in Argentina’s Health Markets”, *Anales de la XXXIV Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política*, Rosario.
- Cameron, A.C. y Trivedi, P.K. (1998), “*Regression Analysis of Count Data*”, Cambridge University Press, Cambridge.

- Cauley, S. D. (1987). "The Time Price of Medical Care", *Review of Economics and Statistics*, Vol.13, págs. 56-66.
- Coulson, N. E., Terza, J. V., Neslusan, C. A. y Stuart, B. (1995), "Estimating the Moral Hazard Effect of Supplemental Medical Insurance in the Demand for Prescription Drugs by the Elderly", *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, vol. 85, N°2, Mayo, págs.112-126.
- Gasparini, L. (2002), "Micro-econometric Decompositions of Aggregate Variables. An Application to Labor Informality in Argentina", *Applied Economics*, N° 34, págs. 2257-2266.
- Gasparini, L. y Panadeiros, M. (2003), "*Targeting Health and Nutrition Policies: The Case of Argentina*", FIEL.
- Gerdtham, Ulf-G. (1997), "Equity in Health Care Utilization: Further Test Based on Hurdle Models and Swedish Micro Data", *Health Economics*, vol.6, págs. 303-319.
- Giovagnoli, P. y Busso, M. (2001), "Aspectos Demográficos de la Demanda por Servicios de Salud", IADB.
- Grana, J. y Stuart, B. (1996), "The Impact of Insurance on Access to Physician Services for Elderly People with Arthritis", *Inquiry*, N°33, Winter, págs. 326-338.
- Grossman, M. (1972), "*The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*", New York: Columbia University Press.
- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47(1), págs. 153-61.
- Hurd, M. D. y McGarry, K. (1997), "Medical Insurance and the Use of Health Care Services by the Elderly", *Journal of Health Economics*, 16, págs. 129-154.
- Kenkel, D. (1990), "Consumer Health Information and the Demand for Medical Care", *Review of Economics and Statistics*, Vol.72, N°4, November, págs. 587-595.
- Manning W. G. et al (1981), "A Two-Part Model of the Demand for Medical Care: Preliminary Results from the Health Insurance Study", in *Health, Economics and Health Economics*, ed. Jacques van der Gaag y Morris Perlman, págs. 103-123, Amsterdam: North-Holland.
- Mullahy, J., (1986), "Specification and Testing of Some Modified Count Data Models", *Journal of Econometrics*, vol. 33, págs. 341-365.
- Pohlmeier, W. y Ulrich, V. (1995), "An Econometric Model of the Two-Part Decision-Making Process in the Demand for Health Care", *Journal of Human Resources*, vol. 30, págs. 339-61.
- Strauss, J y Thomas, D. (1995), "Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions", *Handbook of Development Economics*, in: Srinivasan y Behrman eds., Vol. 3A, págs. 1883-2023.
- Trivedi, P.K. (2002), "*Patterns of Health Care Utilization in Vietnam: Analysis of 1997-98 Vietnam Living Standards Survey Data*", Mimeo, Indiana University.
- Zweifel, P. (1981), "Supplier-Induced Demand in a Model of Physician Behavior", *Health, Economics and Health Economics*, ed. Jacques van der Gaag y Morris Perlman, págs. 245-67, Amsterdam: North-Holland.

Anexo

Descomposiciones micro-económicas de la tasa de utilización de servicios médicos

El objetivo de esta metodología es descomponer los cambios en el valor promedio de una variable Y_{it} ; en este caso, la tasa de acceso al servicio de salud.

Siguiendo a Gasparini (2002), sea Y_{it} una función H de un vector de características observables X_{it} , un vector de parámetros β_t y factores inobservables por el analista ε_{it} .

$$Y_{it} = H(X_{it}, \beta_t) + \varepsilon_{it}$$

Asumiendo por simplicidad que el número de observaciones N no cambia en el tiempo, el cambio del valor promedio de Y_{it} entre t y t' puede expresarse como

$$\Delta Y = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{H}(X_{it'}, \hat{\beta}_{t'}) + \varepsilon_{it'}) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{H}(X_{it}, \hat{\beta}_t) + \varepsilon_{it})$$

donde $\hat{\cdot}$ indica valores estimados (o simulados en el caso de H).

Efecto características: mide el cambio en Y si sólo las características observables de la población cambiaran entre t y t' . Analíticamente,

$$CE_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{H}(X_{it'}, \hat{\beta}_{t'}) + \varepsilon_{it'}) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{H}(X_{it}, \hat{\beta}_t) + \varepsilon_{it})$$

Esta ecuación toma a t como año base. Una ecuación similar puede computarse tomando a t' como período base (CE_2).

Efecto parámetros: mide el cambio en Y como consecuencia de cambios en β , dejando constante el resto. Tomando a t como año base,

$$PE_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{H}(X_{it}, \hat{\beta}_{t'}) + \varepsilon_{it}) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{H}(X_{it}, \hat{\beta}_t) + \varepsilon_{it})$$

Al tomar a t' como base se definiría un efecto parámetros alternativo (PE_2). Puede mostrarse que

$$\Delta Y = \frac{(CE_1 + CE_2)}{2} + \frac{(PE_1 + PE_2)}{2} + R$$

donde $R = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_{it'} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_{it}$. Este residuo es, o bien cero por construcción, o insignificante en la mayoría de los casos prácticos.