

## **FACTORES NO MONETARIOS EN LA DEMANDA POR SERVICIOS DE SALUD: EL CASO DE LOS CONTROLES PREVENTIVOS EN CHILE**

**KATIA MAKHLOUF**

ILADES/Georgetown University

### **Abstract**

*The present article analyzes the main variables which affect the probability of 0-17 years-old attending preventive health care in the Metropolitan Region (Greater Santiago). The study covered a sample of 11,601 children of the rural and urban zones of the Metropolitan Region, based on the 1990 CASEN survey. The results of the binomial logit models used for both the rural and urban groups are similar. We noted that when a child is a PNAAC beneficiary, and, consequently, is accustomed to receiving food during perinatal health controls, there is an important impact on the probability of attendance. The age variable is also relevant, in that the older children were less likely to seek preventive medical attention. On the other hand, income variables were shown to have a low impact, as were those factors related to the parents' level of education attainment. Finally, the variable of distance to the nearest health center had a negative, although small, impact.*

### **I. Introducción**

El presente estudio realiza un análisis de los principales determinantes de la demanda por controles preventivos de salud para el grupo de menores entre los 0 y 17 años de edad de la Región Metropolitana. La elección de este grupo objetivo se debe básicamente a la constatación de que se trata de uno de los grupos poblacionales más vulnerables, siendo el estado de la salud infantil un factor de significativa importancia en el desarrollo económico y social de cualquier país. Por otro lado, se ha considerado importante trabajar con controles preventivos debido a que en este caso la decisión de acudir al centro de salud es una variable que depende enteramente del individuo o su familia, ya que el evento enfermedad

aún no se ha presentado. Por lo tanto, resulta mucho más clara la medición a nivel empírico de las variables que influyen en la demanda por servicios médicos.

Para el análisis se aplica una metodología basada en el estudio de las funciones de utilidad indirecta a través de un mecanismo de preferencias reveladas. Se trabaja con modelos Logit Binomial, uno para la zona urbana y otro para la zona rural. La base de datos utilizada procede de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) de 1990, y está conformada por una muestra de 11.601 menores.

El presente artículo se estructura de la siguiente manera: en la sección posterior se presenta una revisión de la literatura sobre el tema. En la tercera sección, se hace una breve referencia al sistema de atención primaria en Chile enfatizando el rol del Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC). A continuación se presentan las principales características de la muestra bajo estudio. La quinta sección contiene el modelo y los principales resultados de las regresiones. Finalmente, se presentan las conclusiones y algunas recomendaciones de política.

## II. Revisión de la Literatura sobre el Tema

Se han realizado diversos estudios sobre los factores que influyen en la demanda por servicios de salud. A partir del trabajo de Jan Acton (1975), la variable costo del tiempo ha ido adquiriendo importancia en los modelos de demanda de cuidados médicos debido, principalmente, a que el costo directo de la atención médica ha disminuido sustancialmente producto de la mayor cobertura de los seguros de salud y de los programas de salud del gobierno.

La base teórica sobre la cual descansan los trabajos que incorporan el tiempo en la ecuación de demanda por servicios de salud es la teoría del comportamiento del consumidor de Becker. Esta teoría considera al consumo como un proceso que requiere insumos de bienes y tiempo para producir un producto.

A partir de la década de los setenta numerosos estudios investigaron el efecto del tiempo en la demanda por servicios de salud, obteniendo resultados diversos. Es así que los trabajos de Acton (1975), Christianson (1976) y Grossman (1972) modificaron la formulación tradicional al incluir en la ecuación de demanda variables demográficas y de tiempo.

De acuerdo al trabajo de Acton (1975), la creciente difusión y cobertura que fueron adquiriendo los seguros de salud en los últimos años ha ocasionado que el desembolso monetario directo sea cada vez menor como proporción del precio total de la atención médica. Por lo tanto, se considera razonable esperar que factores no monetarios controlen la demanda por cuidados médicos. Es así que el tiempo de desplazamiento a los centros de salud, tomando en cuenta costos de oportunidad crecientes, es considerado una variable importante en la determinación de la demanda.

Acton realiza este estudio para la ciudad de Nueva York, aplicando un modelo de ecuaciones simultáneas donde las principales variables son los precios

monetarios, el precio del tiempo y el ingreso. Además, el modelo considera otras variables como educación, edad, raza, sexo, entre otras. Los resultados muestran que el tiempo de desplazamiento funciona como un precio en la determinación de la demanda por servicios médicos cuando éstos no tienen un costo monetario. Se obtuvieron elasticidades precio propias negativas en relación a la distancia hacia los proveedores de salud gratuitos (públicos) y elasticidades precio cruzadas positivas para los proveedores privados. Sin embargo, no se obtuvo el esperado efecto negativo del ingreso en relación a la distancia, pero los individuos con mayores ingresos tienen más probabilidad de acudir al sector privado que es menos intensivo en tiempo debido a que su costo de oportunidad es mayor.

De manera similar, el trabajo de Christianson (1976) considera la variable tiempo como un determinante importante de la demanda por cuidados médicos. Esta es utilizada con la finalidad de determinar la disposición a pagar para tener un centro de atención de salud cerca al lugar de residencia. Trabaja con dos ecuaciones de demanda: la primera considera que el individuo presenta una enfermedad que requiere un tratamiento; mientras que la segunda toma en consideración la visita médica de tipo preventivo. Los resultados muestran que existe una correlación negativa entre distancia y número de atenciones médicas. Además, en el caso de las consultas preventivas la demanda es mucho más sensible (más elástica) ante variaciones en el costo de desplazamiento (producto de una mayor distancia) hacia los centros de salud.

El estudio realizado por Coffey (1983) analiza el efecto que tiene el precio del tiempo sobre la demanda por cuidados médicos para una muestra de mujeres entre 13 y 44 años del condado de Dallas, Texas. Se seleccionaron únicamente los servicios médicos ambulatorios (ginecológicos, salud materna y planificación familiar), ya que éstos se realizan por lo general de manera discrecional debido a que no están referidos a la presencia de enfermedad. Esta selección minimiza el efecto negativo que produciría la inclusión de enfermedades transitorias sobre el valor del tiempo.

Coffey llega a la conclusión de que el precio del tiempo de la demanda por cuidados médicos<sup>1</sup> afecta de manera negativa la probabilidad de hacer uso del sistema de salud. Sin embargo, cabe señalar que este efecto es pequeño y no afecta el número de visitas demandadas en el año. Así, se observó que la decisión de buscar cuidados médicos y el número de visitas efectuadas están principalmente influenciadas por problemas de salud, mientras que la elección del proveedor de salud se encuentra casi exclusivamente influenciada por variables económicas, como los precios tanto monetarios como del tiempo, distancia, ingreso, etc. De acuerdo a los resultados, si se produce un incremento de un 10% en el precio del tiempo de acudir a un proveedor público en relación a uno privado, la probabilidad de elegir la alternativa pública disminuye en 5%.

El trabajo de Akin *et al.* (1986) plantea un modelo de demanda de salud tomando como base el modelo propuesto por Acton (1975).<sup>2</sup> La innovación consiste en que se realiza una desagregación del consumo médico en diferentes servicios debido a que el cuidado médico no es considerado un bien homogéneo. El estudio es realizado para la región Bicol de Filipinas, la cual es predominante-

mente rural, donde se consideraran tres tipos de proveedores de servicios de salud: públicos, privados y tradicionales.

Los resultados muestran que la relación entre la variable distancia y utilización de servicios médicos modernos es diferente a la esperada, ya que no queda claro para la muestra utilizada que exista una correlación negativa entre ellas. Los autores plantean que una posible explicación para estos resultados es la existencia de un punto a partir del cual la distancia se convierte en una variable relevante. Este punto no estaría incluido en el rango de distancias existente entre los diferentes tipos de proveedores y los usuarios del servicio.<sup>3</sup>

Finalmente se concluye, después de haber examinado prácticamente todos los costos directos involucrados en la utilización de los servicios médicos (precio de la visita, costo de las medicinas, costo de transporte, tiempo de transporte y tiempo de espera<sup>4</sup>), que en este caso estas variables no afectan sustancialmente los patrones de demanda, ni en aquellos servicios que son probablemente considerados por los pacientes como esenciales, ni en los que son por naturaleza opcionales. En cuanto al ingreso, el estudio muestra que si bien resulta ser significativo estadísticamente, en términos cuantitativos no es un factor importante en la determinación de la demanda. Los autores señalan que los individuos pertenecientes al cuartil más pobre gastan tanto o más en consultas ambulatorias y obstructivas que los demás cuartiles de ingreso. Esto indica que existen otras variables que influyen en los patrones de consumo de la gente más pobre, tales como la educación o el lugar de residencia.

El trabajo de Mwabu (1989) también trata de ver los efectos del tiempo en la demanda por servicios de salud. Plantea un modelo de demanda por servicios de salud utilizando una muestra de un sector rural del este de Kenya. A diferencia de otros estudios donde se plantea el supuesto de que la demanda por cuidados médicos es la misma en todas las estaciones, en este caso se considera la estacionalidad debido a que produce grandes variaciones en el costo de oportunidad de las familias en el sector rural. En particular, se estima la respuesta de los pacientes en función del costo del tiempo durante la época de lluvia y la época seca, controlando por las características socioeconómicas de los pacientes y por variables observadas y no observadas referentes al tipo de centro de atención médica.

Los resultados obtenidos coinciden con los esperados, es decir, existe una correlación negativa entre asistencia a un centro de salud y el costo del tiempo. De manera adicional, los factores monetarios, tales como los ingresos monetarios y los costos del tratamiento, tienen significancia estadística sobre la elección del tipo de proveedor de salud.

Dentro de los trabajos realizados por el Banco Mundial se pueden mencionar el de Dor y van der Gaag (1987) y Gertler y van der Gaag (1988).

En el primero, se realiza un estudio de los patrones de utilización de los servicios de salud en la zona rural de Costa de Marfil. Se analiza el racionamiento de los servicios médicos provistos por médicos y enfermeras al estimar las elasticidades propias y cruzadas del precio del tiempo. Para tal efecto, se plantean tres modelos, dividiendo la muestra en dos subgrupos, adultos y menores: en el

primero se estima la probabilidad de obtener cuidados médicos para aquellas personas que presentan enfermedad o accidente, considerando como variables exógenas del modelo una serie de características socioeconómicas del individuo y el tiempo de desplazamiento hacia los centros de salud. El segundo, analiza la probabilidad de escoger un determinado tipo de proveedor de cuidados médicos, es decir, médico o enfermera; considerando como variables independientes, además de las características socioeconómicas utilizadas en el primer modelo, el tiempo de desplazamiento hacia un determinado proveedor. Finalmente, se analiza la cantidad de visitas realizadas a cada tipo de proveedor de servicios médicos.

Los resultados obtenidos para la submuestra de adultos indican que las variables económicas son los principales determinantes de la demanda por cuidados médicos; siendo probablemente el resultado más importante el relacionado al tiempo de desplazamiento al proveedor más cercano (doctor o enfermera). Se obtuvo que la elasticidad precio del tiempo es negativa, siendo estas estimaciones prácticamente las mismas a las obtenidas por Coffey (1983). Esto permite a los autores confirmar la proposición de que, en ausencia de precios monetarios, la existencia de otros costos privados para la obtención de cuidados médicos desempeña el rol del mecanismo convencional de precios.

En cuanto a la elección del tipo de proveedor, el modelo confirmó los resultados anteriores, siendo los efectos propios del precio del tiempo negativos, mientras que los cruzados generalmente son positivos. Cabe señalar que la magnitud de estos efectos es sustancialmente mayor a los encontrados por Akin *et al.* (1986) para el estudio realizado para Filipinas.

Por otro lado, se observó que el impacto de las variables socioeconómicas es generalmente estable tanto en este modelo como en el anterior. En este punto es importante señalar que el efecto de la variable sexo es negativo y no significativo en el caso de la alternativa enfermera, pero positivo y significativo para las visitas al médico. Este es un indicador de que los hombres tienden a obtener cuidados médicos de mayor calidad. De acuerdo a los autores, estos resultados no son compatibles con los obtenidos por Acton (1975) donde se plantea que los individuos con mayores costos de oportunidad del tiempo demandan menos cuidados médicos, que en este caso serían los individuos de sexo masculino y en edad de trabajar.

En el tercer modelo se determina la cantidad de visitas realizadas a cada tipo de proveedor, las cuales se ven afectadas principalmente por determinadas variables demográficas como el número de adultos y el número de niños en el hogar. La primera variable tiene una correlación negativa, mientras que la segunda mantiene una correlación positiva con el número de consultas.<sup>5</sup> Sin embargo, la educación sólo tuvo un significativo efecto negativo sobre la cantidad de consultas realizadas al médico.<sup>6</sup> En cuanto a las variables económicas, también en este caso se confirma que el tiempo de desplazamiento reemplaza al mecanismo convencional de precios.

Finalmente, para la submuestra de menores se obtuvieron algunas diferencias respecto al caso anterior. Así, se observó que la variable edad tiene un impacto negativo ya que a medida que pasan los años disminuye la probabilidad de buscar atención médica para los menores. El resto de variables socioeconómicas y la

relacionada al tiempo de desplazamiento tuvieron el mismo impacto que en la población adulta.

A través del modelo de elección del tipo de proveedor se observó que el tiempo de desplazamiento es el mayor determinante de la utilización del servicio. En cuanto al modelo del número de consultas, se observó que la demanda se encuentra dominada principalmente por las variables económicas, habiéndose obtenido los signos esperados para los efectos del tiempo de desplazamiento y elasticidades ingreso bajas.

Gertler y Van der Gaag (1988) realizan también un estudio para la zona rural de Costa de Marfil, donde se utiliza el costo de desplazamiento como una medida de la disposición a pagar de los usuarios para tener un servicio de salud más cercano a su hogar.<sup>7</sup>

Para tal efecto, se utiliza un modelo de demanda de elección discreta y se evalúan los potenciales efectos en bienestar de emplear pagos por el uso de los servicios médicos para financiar una expansión de los mismos en la zona rural de Costa de Marfil. Los resultados muestran que es probable que se produzcan efectos altamente regresivos en bienestar, ya que se incrementaría el bienestar y la utilización de los servicios médicos de los individuos ubicados en la mitad superior de la distribución de ingresos, mientras que se reduciría el bienestar y la utilización de los servicios médicos de aquellos individuos que se encuentran en la mitad inferior de dicha distribución. Sin embargo, estos efectos distributivos adversos pueden ser evitados si se aplica discriminación de precios.

Gertler *et al.* (1987) realizan un estudio similar al anterior pero aplicado al caso de la zona urbana de Perú. Los resultados coinciden con los obtenidos para Costa de Marfil, es decir, que al encontrar que el precio juega un significativo rol en la demanda por cuidados médicos y que dicha demanda se vuelve más elástica a medida que el ingreso cae, implica que al efectuarse pagos por los servicios médicos se podría reducir el acceso a los pobres proporcionalmente más que a los ricos. Esto demuestra que los pagos realizados por los usuarios podrían ser regresivos tanto en términos de bienestar como de acceso. Para este problema se propone, al igual que en el caso anterior, la aplicación de discriminación de precios.

La literatura revisada investiga el efecto del costo del tiempo en la demanda por servicios de salud, obteniéndose diferentes resultados. En algunos estudios se ha encontrado evidencia estadística significativa que sustenta el efecto negativo del costo del tiempo en la demanda por servicios médicos. Sin embargo, otros estudios no han encontrado significancia estadística en esta variable.

A modo de conclusión se puede decir que la zona en donde se realice el estudio (urbana o rural, país desarrollado o en vías de desarrollo), las características socioeconómicas y culturales de la población objetivo son variables que pueden determinar los resultados de la investigación.

### III. La Atención Primaria de Salud en Chile

La atención primaria de salud comprende básicamente todas aquellas accio-

nes destinadas a la prevención y protección de la salud de los individuos. En los establecimientos del nivel primario se brinda atención médica integral, odontológica, medicamentos, vacunaciones, controles de salud para embarazadas y niños hasta los seis años de edad y entrega de alimentos del Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC). A continuación se hará una breve referencia al PNAC, debido al importante rol que juega en la asistencia a los controles de salud de los menores que son beneficiarios del mismo.

#### *El Programa Nacional de Alimentación Complementaria*

El Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC) está dirigido a dar apoyo nutricional, tanto de carácter preventivo como de recuperación, a los menores entre los 0 y 5 años. 11 meses de edad y a las mujeres embarazadas y nodrizas. Este apoyo se materializa a través de la entrega de leche y otros alimentos a través de los establecimientos del Sistema Nacional de Servicios de Salud o los adscritos al mismo.

EL PNAC tiene un carácter universal, ya que todo niño, mujer embarazada y nodriza tiene derecho a retirar los alimentos con la condición de que asista a los controles regulares de salud conforme a las normas establecidas por el Ministerio de Salud.

Cabe señalar que este Programa, además de cumplir con su rol básico nutricional, se vincula también con la medicina preventiva al condicionar la entrega de alimentos a la asistencia a controles preventivos. Estos controles implican la supervisión del crecimiento y desarrollo del niño, educación sanitaria y nutricional, inmunizaciones y detección precoz de enfermedades.

Con estas acciones se espera que el PNAC contribuya, en primer lugar, al desarrollo adecuado del embarazo, luego al otorgamiento de una adecuada lactancia al niño, y finalmente a lograr el normal desarrollo y crecimiento del menor. Cabe mencionar que los beneficiarios del PNAC pueden realizar los controles de salud en los establecimientos de atención primaria del Sistema Nacional de Servicios de Salud (S.N.S.S.) o en los adscritos al mismo mediante convenios y a través de las Instituciones de Salud Previsional (ISAPRE). Por lo tanto, los controles de salud pueden realizarse tanto en el sistema público de salud como en el privado. Sin embargo, la entrega de alimentos se realiza en forma exclusiva a través de los centros de atención primaria del SNSS o en los adscritos al mismo por convenio que correspondan al domicilio de los beneficiarios.

El Programa Nacional de Alimentación Complementaria está dividido en dos subprogramas:

- El Programa Básico: el cual tiene un carácter preventivo y está dirigido a todos los menores de 6 años y mujeres embarazadas y puérperas que cumplen con los controles de salud establecidos por el MINSAL.
- El Programa de Refuerzo: el cual está dirigido a los beneficiarios considerados con riesgo biomédico o en riesgo de desnutrir y a los desnutridos.<sup>8</sup> Finalmente, es importante tomar en consideración que el PNAC ha contribuido a la reducción de la tasa de desnutrición infantil en los últimos años y al

mantenimiento del buen estado de salud del menor, no sólo a través de la entrega de alimentos sino también gracias a la prevención de enfermedades debido a la asistencia a los controles de salud.

#### IV. Características de la Muestra

La base de datos utilizada en la presente investigación procede de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) de 1990, y está conformada por una muestra de 11.601 menores entre 0 y 17 años de edad de las zonas rural y urbana de la Región Metropolitana. La zona urbana cuenta con 8.960 observaciones y la zona rural con 2.641.

La situación socioeconómica de los hogares de los menores se observa en el Cuadro 4.1. En la zona urbana el 62,3% de los hogares pertenece a los cinco deciles de más bajos ingresos, mientras que en la zona rural este porcentaje alcanza el 79,5%. Esto indica que en la muestra analizada la zona rural concentra a la población más pobre.

El Cuadro 4.2 muestra que las zonas rural y urbana presentan importantes diferencias en cuanto al nivel educativo del jefe de hogar y el de su pareja. En la zona urbana, la tercera parte de los padres no llega a completar la educación básica, y sólo un 10,8% de los jefes de hogar y un 12,7% de las cónyuges logran culminar ese nivel educativo. Alrededor de un 40% de los padres de familia tienen entre 9 y 12 años de estudio, mientras que únicamente el 16% de los jefes de hogar y el 11,1% de sus parejas cuentan con más de 12 años de educación. En la

CUADRO 4.1

COMPOSICION DE LA MUESTRA POR DECILES DE INGRESO<sup>9</sup>  
(En porcentaje)

Decil	Zona Urbana	Zona Rural
1	14,0	23,2
2	13,9	19,7
3	13,0	17,0
4	11,2	13,1
5	10,2	6,5
6	8,6	7,5
7	8,4	4,5
8	6,6	2,4
9	6,9	3,5
10	7,1	2,6
N.D.	0,1	-
Total	100,0	100,0

Fuente: CASEN 1990  
Elaboración propia.

CUADRO 4.2

NIVEL EDUCATIVO DEL JEFE DE HOGAR Y DEL CONYUGE O PAREJA SEGUN ZONA  
(En porcentaje)

Nivel Educativo	Zona Urbana		Zona Rural	
	Jefe Hogar	Conyuge	Jefe Hogar	Conyuge
Básica Incompleta	27,9	29,7	52,3	51,3
Básica Completa	10,8	12,7	10,7	12,7
Media Incompleta	22,3	23,5	11,2	12,2
Media Completa	17,5	18,6	7,5	9,9
Superior Incompleta	7,2	6,9	1,7	3,8
Superior Completa	8,8	4,2	6,2	3,0
N.D.	5,6	4,4	10,4	7,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: CASEN 1990  
Elaboración propia.

zona rural se observa un nivel educativo relativamente bajo ya que más de la mitad de los padres no han llegado a completar la educación básica, y sólo el 18,7% de los jefes de hogar y el 22,1% de las cónyuges tienen entre 9 y 12 años de educación. Únicamente han alcanzado más de 12 años de estudio el 7,9% de los jefes de hogar y el 6,8% de las cónyuges.

De acuerdo a la información proporcionada por el Cuadro 4.3, el 17% de los niños de la muestra asisten a controles preventivos de salud. De éstos, en la zona rural, casi el 90% se encuentra entre los 0 y 5 años de edad; y en la urbana, aproximadamente el 84% corresponde a dicho rango de edad. En cambio, en el grupo de los que no asisten a consultas de tipo preventivo, alrededor del 70% son mayores a 5 años (ver Cuadro 4.4). Este es un indicador de que el ser beneficiario del Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC)<sup>10</sup> incentiva la asistencia a este tipo de consultas.

CUADRO 4.3

ASISTENCIA A CONTROLES PREVENTIVOS<sup>11</sup> SEGUN ZONA  
(En porcentaje)

Control	Zona Urbana		Zona Rural		Total
	Asiste	No Asiste	Asiste	No Asiste	
	17,1	82,9	14,9	85,1	17,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	83,0

Fuente: CASEN 1990  
Elaboración propia.



CUADRO 4.4  
ASISTENCIA A CONTROLES PREVENTIVOS SEGUN EDAD Y ZONA  
(En porcentaje)

Edad	Zona Urbana		Zona Rural	
	Asiste	No Asiste	Asiste	No Asiste
Entre 0 y 5 años	83.6	27.0	89.7	28.6
Entre 6 y 17 años	16.4	73.0	10.3	71.4
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: CASEN 1990  
Elaboración propia

El estado nutricional de los menores de la muestra analizada, según zona de residencia, se puede observar en el Cuadro 4.5, donde únicamente el 7.8% de los niños de la zona urbana y el 6.3% de la zona rural presenta algún tipo de problema nutricional<sup>12</sup>. Al analizar el estado nutricional por tramo de edad, se aprecia que los más pequeños son los que presentan mayores problemas nutricionales (ver Cuadro 4.6). Esto confirma que durante los primeros años de vida los niños son más propensos a tener problemas de salud, por lo cual resulta especialmente importante la prevención de enfermedades durante dicho período de vida.

Sin embargo, no deja de tener importancia el hecho de que aproximadamente un 35% de los que presentan problemas nutricionales son los menores entre 6 y 14 años de edad, los cuales ya no son beneficiarios del PNAC y tal como se observa en el Cuadro 4.4 asisten poco a los controles de salud. Este es un elemento fundamental a tomar en consideración al momento de evaluar el PNAC y el grupo objetivo al cual se quiere dirigir dicho programa, considerando que la asistencia a controles está fuertemente ligada al PNAC, como se vio anteriormente.

CUADRO 4.5

ESTADO NUTRICIONAL DEL MENOR SEGUN ZONA  
(En porcentaje)

Estado Nutricional	Zona Urbana	Zona Rural
Normal	71.8	73.9
Presenta Problemas Nutricionales	7.8	6.3
No Determinado*	21.1	19.8
Total	100.0	100.0

\*La mayor parte de estas observaciones se deben a la no existencia de respuesta sobre el estado nutricional para los menores entre 15 y 17 años de edad.  
Fuente: CASEN 1990  
Elaboración propia

CUADRO 4.6  
ESTADO NUTRICIONAL DEL MENOR SEGUN EDAD Y ZONA  
(En porcentaje)

Estado Nutricional	Zona Urbana		Total	Zona Rural		Total
	0-5 años	6-14 años*		0-5 años	6-14 años*	
Normal	43.8	56.2	100.0	44.6	55.4	100.0
Presenta Problemas Nutricionales	64.0	36.0	100.0	65.7	34.3	100.0

\* Cabe señalar que este rango de edad únicamente abarca hasta los 14 años debido a que en la CASEN la pregunta sobre el estado nutricional se efectúa a los menores entre 0 y 14 años de edad.  
Fuente: CASEN 1990  
Elaboración propia

En cuanto al retiro de alimentos dentro del marco del PNAC, el Cuadro 4.7 muestra que en la zona urbana sólo el 59% de los beneficiarios efectúan dicho retiro; mientras que en la zona rural este porcentaje se eleva de manera significativa, alcanzando el 72%. Las diferencias existentes entre ambas zonas podrían deberse a los mayores niveles de pobreza de las familias rurales, por lo que los alimentos entregados por el PNAC son más valorados por estas familias y, por lo tanto, acuden a retirarlos en una mayor proporción que las familias residentes en la zona urbana.

El Cuadro 4.8 vincula el estado nutricional y la edad del menor con el retiro de alimentos para la zona urbana, observándose que una proporción significativa de los menores entre 0 y 5 años que presentan problemas nutricionales (19%) no efectúan el retiro de alimentos. De manera adicional, una proporción significativamente mayor de menores beneficiarios del PNAC, pero cuyo estado nutricional es normal, tampoco realiza dicho retiro (44%). En su conjunto, estos niños que no

CUADRO 4.7

RETIRO DE ALIMENTOS<sup>13</sup> SEGUN EDAD Y ZONA  
(En porcentaje)

Edad	Zona Urbana			Zona Rural		
	Retira	No Retira	Total	Retira	No Retira	Total
Entre 0 y 5 años	59.0	41.0	100.0	71.1	28.3	100.0
Entre 6 y 17 años	0.3 <sup>(1)</sup>	99.7	100.0	0.1 <sup>(1)</sup>	99.9	100.0

(1) Las observaciones que se registran en este grupo podrían deberse a mujeres embarazadas ubicadas en este rango de edad o a errores en la encuesta.  
Fuente: CASEN 1990  
Elaboración propia

CUADRO 4.8

ESTADO NUTRICIONAL Y RETIRO DE ALIMENTOS SEGUN EDAD Y ZONA  
(En porcentaje)

Estado Nutricional/Edad	Zona Urbana			Zona Rural		
	Retira	No Retira	Total	Retira	No Retira	Total
<b>Presenta Problemas Nutricionales</b>						
Entre 0 y 5 años	81,3	18,7	100,0	80,2	19,8	100,0
Entre 6 y 14 años*	0,0	100,0	100,0	0,0	100,0	100,0
<b>Normal</b>						
Entre 0 y 5 años	56,0	44,0	100,0	71,9	28,1	100,0
Entre 6 y 14 años*	0,0	100,0	100,0	0,0	100,0	100,0
<b>Total</b>						
Entre 0 y 5 años	59,5	40,5	100,0	72,8	27,2	100,0
Entre 6 y 14 años*	0,0	100,0	100,0	0,0	100,0	100,0

\* Se ha considerado el rango de edad entre 6 y 14 años debido a que la información sobre el estado nutricional es solicitada a los menores entre 0 y 14 años.

Fuente : CASSEN 1990

Elaboración propia

retiran alimentos representan el 41% del total de menores de ese rango de edad. Resulta importante, por lo tanto, analizar las causas por las cuales los beneficiarios del PNAC no hacen uso de los beneficios de dicho programa.

El caso de la zona rural es bastante similar al anterior, como se puede apreciar en el Cuadro 4.8. Sin embargo, el porcentaje de niños sanos entre los 0 y 5 años que no retiran alimentos es menor que el correspondiente al de la zona urbana, ya que alcanza al 28%. También es bastante menor la proporción del total de niños beneficiarios del PNAC que no efectúan el retiro de alimentos, ya que en este caso representan el 27% del total correspondiente a ese rango de edad.

Finalmente, a través del Cuadro 4.9 se puede observar que la mayor parte de los menores de la muestra se atiende en el sistema público de salud (afiliados al sistema público más los indigentes). Además, cabe señalar que los beneficiarios del PNAC aun si estuvieran adscritos al sistema privado o a cualquier otro sistema pueden realizar los controles a través del sistema público previo pago del arancel correspondiente, por lo que en este caso particular de controles preventivos podrían estar subestimadas las cifras correspondientes a la atención brindada por dicho sistema.

CUADRO 4.9

SISTEMA PREVISIONAL DE SALUD AL QUE PERTENECE EL MENOR SEGUN ZONA  
(En porcentaje)

Sistema Previsional de Salud	Zona Urbana	Zona Rural
Sistema Publico*	35,2	44,3
ISAPRE**	22,1	9,1
Particular	10,7	7,7
Otro Sistema	1,0	0,3
Fuerzas Armadas	2,7	1,0
No tiene (Indigente: grupo A)	27,1	36,3
Sin Dato	1,3	1,4
Total	100,0	100,0

\* Comprende los grupos B, C y D.

\*\* Instituciones de Salud Previsional (seguro privado)

Fuente: CASSEN 1990

Elaboración propia

## V. El Modelo de Demanda por Controles Preventivos

### 5.1 Metodología de estimación<sup>14</sup>

Se va a trabajar con una función de utilidad indirecta del individuo que toma la decisión, la cual tomará la siguiente forma:

$$(1) \quad U_{ij} = V_{ij}(X_i, \beta_j) + e_{ij}, \quad j = 1, 2; \quad i = 1, \dots, N$$

donde:

$i$  representa las alternativas de decisión del individuo.

$V_{ij}(X_i, \beta_j)$  representa el componente determinístico de utilidad, el cual depende de un vector de características del individuo y su familia ( $X_i$ ) y de un vector de coeficientes desconocidos a estimar ( $\beta_j$ ).

$e_{ij}$  representa el componente aleatorio de utilidad.

En la ecuación (1)  $U_{ij}$  es una variable latente, la cual no es observada debido al componente aleatorio de la función de utilidad indirecta. Sin embargo, para cada individuo  $i$  en la muestra se observa una variable  $d$  definida de la siguiente manera:

$$(2) \quad d_i = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo } i \text{ eligió la alternativa } 1 \\ 0 & \text{de otro modo} \end{cases}$$

La información proporcionada por (2) resulta de mucha utilidad ya que a través de un análisis de preferencias reveladas se puede concluir que si el indivi-

duo  $i$  escogió la alternativa 1, entonces esta alternativa le brinda la mayor utilidad. Por lo tanto,

$$(3) \quad d_i = \begin{cases} 1 & \text{significa que } L_i = U_{i1} - U_{i2} > 0 \\ 0 & \text{significa que } L_i = U_{i1} - U_{i2} < 0 \end{cases}$$

Se establece el supuesto de que no se producen empates entre alternativas, lo cual resulta razonable dada la continuidad de las variables aleatorias  $\epsilon_{ij}$ , para  $j = 1$  y 2.

De (1) y (3) se tiene que:

$$(4) \quad L_i = W(X_i, \beta) + q_i$$

donde:

$W(X_i, \beta)$  representa la diferencia entre los términos determinísticos de la utilidad indirecta.

$q_i$  representa la diferencia entre los términos aleatorios  $\epsilon_{i1}$  y  $\epsilon_{i2}$ .

Dado el supuesto de que las variables aleatorias,  $\epsilon_{ij}$ , son independientes e idénticamente distribuidas con una distribución de valores extremos, su función de distribución acumulativa va a ser la siguiente:

$$(5) \quad F(\epsilon_{ij} < \epsilon) = \exp(-\exp(-\epsilon))$$

Con (5) se puede demostrar que  $q_i$  se distribuye como una función de probabilidad logística.<sup>15</sup> Así:

$$(6) \quad F(q_i < q) = 1/(1 + \exp(-q))$$

Entonces la probabilidad de escoger la alternativa 1 equivale a lo siguiente:

$$(7) \quad \Pr(d_i = 1) = \Pr(L_{i1} > 0) \\ = \Pr(q_i > -W(X_i, \beta)) \\ = \exp(W(X_i, \beta)/(1 + \exp(W(X_i, \beta))))$$

Como se puede apreciar (7) depende de  $X_i$  y de  $\beta$ . Para estimar el vector de parámetros,  $\beta$ , se utilizará el método de estimación de máxima verosimilitud con la finalidad de obtener estimadores insesgados y de mínima varianza.

Se tiene que para una muestra de  $N$  individuos la función de máxima verosimilitud está dada por:

$$(8) \quad L(\beta, X, Z) = \prod_{i=1}^N (\Pr(D_i = 1))^{d_i} (1 - \Pr(D_i = 1))^{(1-d_i)}$$

En la siguiente sección se planteará una especificación lineal de las variables con la finalidad de poder estimar el modelo.

## 5.2 Aplicación empírica

A continuación se plantearán dos modelos logit binomial uno para la zona urbana y otro para la zona rural, los cuales se referirán a la decisión de llevar al menor a las consultas médicas de tipo preventivo. La variable dependiente es una dummy que toma el valor de 1 cuando el menor asiste y de 0 cuando no lo hace.

### 5.2.1 Zona urbana

#### Modelo:

$$L_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \beta_4 X_{i4} + \beta_5 X_{i5} + \beta_6 X_{i6} + \beta_7 X_{i7} + \beta_8 X_{i8} + \beta_9 X_{i9} + \beta_{10} X_{i10} + \beta_{11} X_{i11} + q_i$$

donde:

$L_i$ : Diferencia entre los términos determinísticos de la utilidad indirecta y los términos aleatorios

- $X_{i1}$ : EDAD
  - $X_{i2}$ : DRETIRA
  - $X_{i3}$ : DMY6
  - $X_{i4}$ : TIMECA
  - $X_{i5}$ : INGPCH
  - $X_{i6}$ : DCARRO
  - $X_{i7}$ : CNTMNS
  - $X_{i8}$ : CNTMN617
  - $X_{i9}$ : EXISSD
  - $X_{i10}$ : OCCUPMA
  - $X_{i11}$ : ESCJH
- $q_i$ : Diferencia entre los términos aleatorios

La definición de las variables explicativas del modelo es la siguiente:

- EDAD: Edad del menor. El rango de edad considerado se encuentra entre 0 y 17 años.
- DRETIRA: Variable dummy que indica si se ha efectuado el retiro de alimentos. Toma el valor de 1 si retiró y 0 de otro modo.
- DMY6: Variable dummy que toma el valor de 1 si el niño tiene 6 años o más y 0 de otro modo.
- TIMECA<sup>16</sup>: Distancia al centro de salud más cercano al hogar del menor medida en minutos.
- INGPCH: Ingreso per cápita del hogar. Esta variable es igual a la suma de



todos los ingresos del hogar menos el valor del arriendo imputado al ingreso del jefe de hogar dividido por el total de miembros.  
**DCARRO:** Variable dummy que toma el valor de 1 si la familia posee automóvil y 0 de otro modo. Es una aproximación a la riqueza familiar o ingreso permanente.

**CNTMN5:** Número de menores entre 0 y 5 años en el hogar.  
**CNTMN617:** Número de menores entre 6 y 17 años en el hogar.

**EXISSD:** Variable dummy que toma el valor de 1 si existe servicio doméstico en el hogar del menor y 0 de otro modo.

**OCCUPMA17:** Variable dummy que toma el valor de 1 si la madre trabaja fuera del hogar y 0 si no lo hace.

**ESCIH:** Años de escolaridad del jefe de hogar.

**5.2.2 Zona rural**

El modelo aplicado a la zona rural difiere del anterior en determinadas variables explicativas. En este caso, se han excluido las variables DMY6, escolaridad del jefe de hogar, ingreso per cápita del hogar y la posesión de automóvil; y se han incorporado las variables escolaridad de la madre y la posesión de casa propia de la familia del menor.

La causa de estos cambios se debe a que las variables excluidas no eran significativas estadísticamente.<sup>18</sup> La incorporación de la escolaridad de la madre en vez de la del jefe de hogar permitió, por lo menos, obtener un coeficiente con una mayor significancia estadística aunque relativamente baja. Por último, el reemplazo de la variable DCARRO por DPROPIA arrojó valores significativos para el parámetro estimado.

La definición de las nuevas variables explicativas incorporadas a este modelo es:

**DPROPIA:** Variable dummy que toma el valor de 1 si la familia posee casa propia y 0 de otro modo. Es una aproximación al ingreso permanente o riqueza familiar.  
**ESCSMA:** Años de escolaridad de la madre de familia.

**5.3 Resultados econométricos**

En esta sección se presentarán y analizarán los resultados de la estimación de los modelos aplicados a las zonas rural y urbana. Como se mencionó anteriormente, existen algunas diferencias en cuanto a las variables explicativas consideradas en ambos modelos, por lo que el análisis estará circunscrito a las variables consideradas en cada caso.

**5.3.1 Zona urbana**

Los resultados de la estimación del modelo logit que aparecen en el Cuadro 5.1 muestran que todas las variables explicativas del modelo presentan los signos

esperados. Los valores del test t para los parámetros estimados muestran que la mayor parte de ellos tienen una significancia entre el 1% y 5%.<sup>19</sup> Cabe señalar que si bien las variables años de escolaridad del jefe de hogar e ingreso permanente tienen una baja significancia estadística presentan los signos correctos.

CUADRO 5.1

RESULTADOS DE LA ESTIMACION: ZONA URBANA

Variable	Parámetro Estimado	Error Estándar	Test T	Media
Intercepto	-0.7236	0.1604	-4.5	8.1719
EDAD	-0.1678	0.0139	-10.6	0.8879
CNTMN5	0.0975	0.0460	2.1	1.6527
CNTMN617	-0.1406	0.0345	-4.1	0.2185
DRETIRA	0.9336	0.0895	10.4	0.6334
DMY6	-0.4505	0.1555	-2.9	21.9818
TIMECA	-0.0045	0.0020	-2.3	35.753
INGRCH	1.45E-6	6.75E-7	2.2	0.2211
DCARRO	0.1521	0.1019	1.5	0.0414
EXISSD	0.3812	0.1646	2.3	0.3142
OCCUPMA	-0.1242	0.0770	-1.6	9.4714
ESCIH	0.0101	0.0091	1.1	
Número de observaciones	8 325			
-2 (Log Likelihood)	5661.16			
-2 (Log Likelihood) Rest.	7606.43			
Likelihood Ratio Test	1945.27			

Nota: 635 observaciones fueron eliminadas debido a la existencia de valores «missing».

A continuación se verá la manera en que las variables explicativas del modelo afectan la probabilidad de asistencia a los controles preventivos de salud de los niños y adolescentes del grupo bajo estudio.

a. **Edad del menor:** El coeficiente negativo de la variable edad del menor indica que a medida que el niño crece la probabilidad de asistir a controles preventivos disminuye. Esto se debe a que a mayor edad el menor se hace menos vulnerable a las enfermedades, lo que originaría una menor preocupación de los padres por llevarlo a dichos controles.

b. **Retiro de alimentos:** el signo del parámetro estimado es positivo, lo cual indica que el hecho de ser beneficiario del PNAC y, por lo tanto, tener el derecho de retirar alimentos incrementa la probabilidad de asistencia a controles preventivos. Como se mencionó anteriormente, para poder efectuar dicho retiro es necesario que el menor acuda a los controles preventivos de salud establecidos por el Ministerio de Salud, por lo que esta condición actúa de manera positiva sobre la probabilidad de asistencia.

- c. *Niño con 6 años o más de edad*: el coeficiente negativo de esta variable muestra que la probabilidad de asistencia a controles preventivos disminuye cuando el niño deja de ser elegible para el PNAC. Este resultado reafirma el obtenido en el punto anterior, es decir, que existe una fuerte relación entre la asistencia a consultas de tipo preventivo y el retiro de alimentos dentro del marco del PNAC.
- d. *Número de niños entre 0 y 5 años en el hogar*: el parámetro estimado de esta variable presenta un signo positivo, lo que indica que un mayor número de menores dentro de este rango de edad en el hogar aumenta la probabilidad de asistencia a los controles preventivos. La mayor cantidad de hijos beneficiarios del PNAC dentro del hogar puede actuar como un mecanismo incentivador a través de economías de escala, debido a que el costo en tiempo para llevar a más de un hijo al control de salud se incrementa levemente.
- e. *Número de menores entre 6 y 17 años en el hogar*: en este caso el parámetro estimado es negativo. Este resultado estaría indicando que la familia dispone de menos tiempo para llevar a su hijo al centro de salud ya que existen otros menores en el hogar que requieren cuidados. Además en este caso, a diferencia del anterior, ya no existen las economías de escala que podrían contribuir a motivar a los padres a llevar al menor al control junto con otros hijos que viven en el hogar, ya que este grupo de menores no son beneficiarios del PNAC. Por lo tanto, a mayor número de niños en este rango de edad en el hogar, menor es la probabilidad de asistencia a consultas preventivas.
- f. *Distancia al centro de salud más cercano*: el coeficiente negativo de esta variable estaría indicando que a mayor distancia menor es la probabilidad de que el menor asista a un control preventivo. Este es un resultado esperado, ya que el costo de oportunidad de llevar al menor al centro de salud se eleva en la medida que aumenta el tiempo invertido en el desplazamiento.
- g. *Ingreso per cápita del hogar*: el parámetro estimado presenta un signo positivo, lo que indica que a medida que aumenta el ingreso, mayor es la probabilidad de asistencia del menor al control preventivo. Un mayor nivel de ingreso per cápita estaría asociado a un mayor nivel educativo de los padres, lo que a su vez generaría una mayor preocupación por la salud de los hijos.
- h. *Ingreso permanente o riqueza familiar*: al igual que el caso anterior el parámetro estimado presenta un signo positivo, indicando que, de acuerdo a lo esperado, a medida que aumenta la riqueza familiar mayor es la probabilidad de que el menor sea llevado a una consulta preventiva. Sin embargo, presenta una significancia estadística del 10%.
- i. *Existencia de servicio doméstico*: el signo del parámetro estimado es positivo, lo que indica que la presencia de servicio doméstico en el hogar incrementa la probabilidad de que el menor asista a controles preventivos de salud. Lo anterior se relaciona con el hecho de que al existir una persona en el hogar que se haga cargo de las labores domésticas y del cuidado de los niños, permitiría a la madre de familia salir para llevar a su(s) hijo(s) al centro de salud.
- j. *Ocupación de la madre*: el signo del parámetro estimado es negativo, lo cual

indica que si la madre trabaja fuera del hogar dispondría de menos tiempo para el cuidado de los hijos, y por lo tanto, la probabilidad de que el niño acuda a una consulta preventiva disminuye.

- k. *Escolaridad del jefe de hogar*: el coeficiente positivo de la variable años de educación del jefe de hogar indica que a mayor nivel educativo mayor es la probabilidad de que el menor sea llevado a controles preventivos de salud. Esto se explica por la mayor preocupación que tienen los padres más educados por mantener la buena salud de sus hijos. Es importante señalar que si bien esta variable presenta el signo esperado, el test T indica que tiene una baja significancia estadística, ubicándose a un nivel de 20%.

Finalmente, cabe señalar que el modelo presenta un buen ajuste. La capacidad explicativa del modelo se comprueba a través del ratio de máxima verosimilitud, el cual compara el valor de la función de verosimilitud en su nivel óptimo con aquel evaluado en la proporción muestral observada. Esto equivale a comparar el valor de la función de verosimilitud para el modelo completo versus aquella para el modelo con sólo la constante. Este test arroja un valor de 1945.27, el cual es significativo al 1%.<sup>20</sup>

### 5.3.2 Zona rural

En el Cuadro 5.2 se presentan los resultados de la estimación del modelo logit, donde se observa que prácticamente todos los coeficientes de las variables explicativas consideradas tienen una significancia estadística entre el 1% y 5%, con excepción de las variables CNTMIN5 y ESCMA. Sin embargo, en todos los casos se obtuvieron los signos esperados para los parámetros estimados.

Resulta importante comparar los valores promedio de algunas de las variables explicativas de las zonas urbana y rural. Así, se tiene que en la zona rural una mayor proporción de la muestra realiza el retiro de alimentos debido probablemente a que, en general, las familias de esta zona cuentan con menores recursos que las de la zona urbana.

En cuanto a la distancia al centro de salud más cercano se tiene que, en promedio, en la zona rural el tiempo de desplazamiento es mayor al de la zona urbana, ya que en la primera éste alcanza a representar un poco más de 37 minutos mientras que en la segunda es de prácticamente 22 minutos. Por otro lado, en la zona rural existe una menor proporción de madres de familia que trabajan fuera del hogar, ya que este porcentaje alcanza el 31.4% en la zona urbana, mientras que en la rural sólo es de 16%. Finalmente, cabe señalar que en ambos casos la edad promedio de los menores del grupo bajo estudio es de 8 años.

Los resultados obtenidos de la estimación del modelo, al igual que en el caso de la zona urbana, permiten apreciar la direccionalidad del impacto de las variables explicativas sobre la probabilidad de que un menor asista a los controles preventivos de salud.

Los parámetros estimados de las variables: edad del menor, retiro de alimentos, número de niños entre 0 y 5 años en el hogar, número de niños entre 6 y 17 años en el hogar, distancia hacia el centro de salud más cercano, riqueza familiar

## CUADRO 5.2

## RESULTADOS DE LA ESTIMACION: ZONA RURAL

Variable	Parámetro Estimado	Error Estándar	Test T	Media
Intercepto	-1.4091	0.3519	4.0	8.1119
EDAD	-0.2270	0.0294	-7.7	0.2723
DRETIRA	1.5339	0.2016	7.6	0.9655
CNTMN5	0.1264	0.0914	1.4	1.8863
CNTMN617	-0.1555	0.0625	-2.5	37.3894
TIMECA	-0.0048	0.0024	-2.0	0.4121
DPROPIA	0.3827	0.1471	2.6	0.1601
OCUPMA	-0.6695	0.2326	-2.9	7.0312
ESCPMA	0.0214	0.0195	1.1	
No. de Observaciones	2.385			
-2 (Log Likelihood)	1296.05			
-2 (Log Likelihood) Rest.	1957.70			
Likelihood Ratio Test	661.64			

Nota: 256 observaciones fueron eliminadas debido a la existencia de valores "missing".

(medida en términos de la posesión de vivienda) y ocupación de la madre, presentan los mismos signos que en el modelo aplicado a la zona urbana, por lo que no habría ninguna diferencia con el análisis realizado para esa zona. En cuanto a la variable educación, en este caso se ha considerado el nivel educativo de la madre, por las razones expuestas anteriormente, presentando también el parámetro estimado un signo positivo, por lo cual esta variable va a tener un efecto positivo sobre la probabilidad de asistencia del menor a los controles preventivos de salud. El modelo de la zona rural también tiene un buen ajuste como lo muestra el ratio de máxima verosimilitud, el cual arroja un valor de 661.64 que implica una significancia del 1%.<sup>21</sup>

## 5.4 Análisis de elasticidades

A continuación se presenta el impacto de los cambios en las diferentes variables explicativas del modelo sobre la probabilidad de asistencia de los menores a las consultas preventivas de salud. De esta manera, se pueden predecir en este caso los efectos de cambios en las variables independientes sobre la probabilidad de asistencia del menor al control de salud.

## 5.4.1 Zona urbana

A través del Cuadro 5.3, se observa que la variable retiro de alimentos tiene un impacto importante sobre la probabilidad de asistencia del menor al centro de

salud. Así, el hecho de que el niño sea beneficiario del PNAC incrementa la probabilidad de asistencia a controles preventivos de salud en 9.92 puntos porcentuales.

De manera adicional, en el Cuadro 5.4 se observa la fuerte variación en la probabilidad de asistencia si se efectúa o no el retiro de alimentos. Así, si la familia del menor va a efectuar el retiro de alimentos, la probabilidad de que éste asista a controles preventivos de salud va a ser de 17.74%; en cambio si no va a efectuar dicho retiro entonces la probabilidad de asistencia se reduce significativamente alcanzando el 7.81%.

Por otro lado, si el menor deja de ser elegible para el PNAC, es decir si es mayor o igual a 6 años de edad, se reduce la probabilidad de que acuda a controles preventivos en 4.05 puntos porcentuales.

## CUADRO 5.3

## ELASTICIDAD Y EFECTO IMPACTO DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS DEL MODELO: ZONA URBANA

Variable	Efecto Impacto	Elasticidad
EDAD	-0.0143	-1.2421
CNTMN5	0.0083	0.0784
CNTMN617	-0.0120	-0.2105
DMY6	-0.0405	-0.2724
DRETIRA	0.0992	0.2302
TIMECA	-0.0004	-0.0904
INGPCH	1.2E-07	0.0470
DCARRO	0.0134	0.0315
EXISSD	0.0352	0.0154
OCUPMA	-0.0104	-0.0347
ESCPMA	0.0009	0.0867
Probabilidad de asistencia	9.42%	

Nota: Las elasticidades y los efectos impacto han sido calculados sobre la base de los promedios muestrales de las variables explicativas del modelo.

## CUADRO 5.4

## PROBABILIDAD DE ASISTENCIA SEGUN RETIRO DE ALIMENTOS: ZONA URBANA

Retiro de alimentos	Probabilidad de asistencia
Retira	17.74%
No retira	7.81%

Nota: El resto de las variables explicativas del modelo están evaluadas en los promedios muestrales.

En cuanto a la edad del menor, se puede apreciar que tiene un impacto negativo sobre la probabilidad de asistencia, reduciendo ésta en 1.43 puntos porcentuales. El Cuadro 5.5 vincula el retiro de alimentos con la edad del menor, observándose diferencias significativas en la probabilidad de asistencia a los controles preventivos de salud, a medida que el niño crece y dependiendo si la familia del menor va a efectuar o no el retiro de alimentos. Así, si el niño aún no ha cumplido un año de edad y tiene la posibilidad de retirar alimentos su probabilidad de asistir a un control preventivo va ser prácticamente de un 46%, mientras que si no va a realizar dicho retiro esta probabilidad se reduce a un 25%. Este resultado tiene importantes implicancias de política en la medida que el retiro de alimentos, y por lo tanto ser beneficiario del PNAQ, influye de manera decisiva en que el menor sea llevado a la consulta preventiva.

La existencia de servicio doméstico en el hogar tiene un efecto positivo relativamente importante en la decisión de la madre (o persona a cargo) de llevar al menor a una consulta preventiva de salud. Así, si existe servicio doméstico la probabilidad de asistencia se ve incrementada en 3.52 puntos porcentuales. Como se mencionó anteriormente, esto se debe al hecho de que al existir una persona que se haga cargo de las labores domésticas y del cuidado de los otros niños, la madre se encuentra en condiciones de salir del hogar.

En cuanto a la variable distancia hacia el centro de salud más cercano al hogar (medida en minutos), si bien tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de asistencia, éste es pequeño ya que ocasiona una disminución de 0.04 puntos porcentuales en la misma.

Las variables de ingreso mostraron tener un bajo impacto sobre la probabilidad de asistencia, principalmente el correspondiente al ingreso per cápita del hogar, donde un aumento de un 1% genera un incremento en la asistencia a controles preventivos de sólo un 0.047 por ciento. La riqueza familiar, medida en términos

CUADRO 5.5

PROBABILIDAD DE ASISTENCIA SEGUN EDAD DEL MENOR  
Y RETIRO DE ALIMENTOS: ZONA URBANA

Edad del Menor	Probabilidad de Asistencia	
	Sin Retiro	Con Retiro
0	25.04%	45.93%
1	22.02%	41.80%
2	19.27%	37.79%
3	16.80%	33.93%
4	14.58%	30.27%
5	12.61%	26.85%
6	10.88%	23.69%
7	9.35%	20.79%

Nota: El resto de las variables explicativas del modelo están evaluadas en los promedios muestrales.

de la posesión de automóvil, tiene un efecto positivo traducido en un aumento de la probabilidad de asistencia de un 1.34 puntos porcentuales si la familia posee automóvil.

El número de menores en el hogar tiene efectos opuestos sobre la probabilidad de asistencia a controles preventivos, dependiendo de la edad de los mismos. Así, la existencia de un mayor número de niños entre 0 y 5 años en el hogar tiene un efecto positivo y pequeño, que equivale a un incremento de 0.83 puntos porcentuales. Sin embargo, si éstos se encuentran entre los 6 y 17 años se genera un impacto negativo y relativamente mayor al anterior, que se traduce en una disminución en la probabilidad de asistencia de 1.2 puntos porcentuales.

Por otro lado, el hecho de que la madre trabaje fuera del hogar reduce la probabilidad de asistencia del menor a consultas preventivas en 1.04 puntos porcentuales.

Por último, si bien el nivel educativo del jefe de hogar afecta de manera positiva la probabilidad de asistencia del menor a consultas preventivas, este efecto es bastante reducido. De esta manera, cada año adicional de estudio del jefe de hogar incrementa la probabilidad de asistencia únicamente en 0.09 puntos porcentuales.

Cabe mencionar que la elasticidad de las variables explicativas con respecto a la probabilidad de asistencia al control de salud, es en su mayor parte baja, con excepción de la variable edad del menor que presenta una elasticidad mayor a uno. (Ver Cuadro 5.3).<sup>22</sup>

Finalmente, cabe señalar que la probabilidad promedio estimada a través del modelo de que un menor asista a un control preventivo de salud es de 9.42%, mientras que esta probabilidad calculada con los datos muestrales es de 17.1%.<sup>23</sup>

#### 5.4.2 Zona Rural

Al observar el Cuadro 5.6 se aprecia, al igual que en la zona urbana, que la variable retiro de alimentos tiene un impacto importante sobre la probabilidad de asistencia del menor a los controles preventivos.

Así, el hecho de que la familia del menor retire alimentos aumenta la probabilidad de asistencia en 10.17 puntos porcentuales. El Cuadro 5.7 permite visualizar claramente la diferencia en la probabilidad de asistencia si la familia del menor tiene o no la posibilidad de retirar los alimentos.

Por otro lado, la edad del menor tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de asistencia, ya que a medida que el niño crece esta probabilidad se ve reducida en promedio en 1.04 puntos.

Si se relaciona la edad con el retiro de alimentos se observa que se produce una diferencia sustancial en la probabilidad de asistencia a los controles, principalmente a una mayor edad del niño (ver Cuadro 5.8). Asimismo, el Gráfico 5.1 permite visualizar con mayor claridad este efecto, observándose un mayor impacto en la zona rural que en la urbana. Esto se explica por el hecho de que a medida que el niño crece se hace menos vulnerable a las enfermedades y, por lo tanto, los padres tienden a preocuparse menos por su salud.

CUADRO 5.6  
ELASTICIDAD Y EFECTO IMPACTO DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS  
DEL MODELO: ZONA RURAL

Variable	Efecto Impacto	Elasticidad
EDAD	-0.0104	-1.7526
CNTMNS	0.0058	0.1162
CNTMN617	-0.0071	-0.2792
DREIRA	0.1017	0.5742
TIMECA	-0.0002	-0.1708
DPROPIA	0.0182	0.1554
OCUPMA	-0.0253	-0.0841
ESCSMA	0.0010	0.1432
Probabilidad de Asistencia	4.82%	

Nota: Las elasticidades y los efectos impacto han sido calculados sobre la base de los promedios muestrales de las variables explicativas del modelo.

CUADRO 5.7

PROBABILIDAD DE ASISTENCIA SEGUN RETIRO DE ALIMENTOS: ZONA RURAL

Retiro de alimentos	Probabilidad de asistencia
Retira	13.40%
No retira	3.23%

Nota: El resto de las variables explicativas del modelo están evaluadas en los promedios muestrales.

CUADRO 5.8

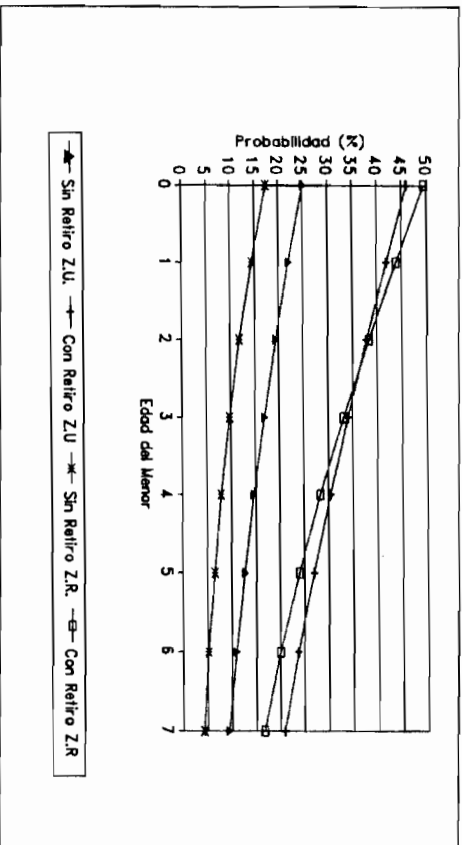
PROBABILIDAD DE ASISTENCIA SEGUN EDAD DEL MENOR  
Y RETIRO DE ALIMENTOS: ZONA RURAL

Edad del Menor	Probabilidad de Asistencia	
	Sin Retiro	Con Retiro
0	17.38%	49.38%
1	14.36%	43.73%
2	11.79%	38.25%
3	9.62%	33.05%
4	7.82%	28.23%
5	6.33%	23.87%
6	5.11%	19.99%
7	4.12%	16.60%

Nota: El resto de las variables explicativas del modelo están evaluadas en los promedios muestrales.

GRAFICO 5.1

PROBABILIDAD DE ASISTENCIA SEGUN EDAD Y RETIRO DE ALIMENTOS



En cuanto al número de menores en el hogar, se presenta la misma situación que en el caso de la zona urbana, aunque con un impacto sobre la probabilidad de asistencia relativamente menor. Como se mencionó anteriormente, estos resultados se deben a que una mayor presencia en la familia de hijos que son beneficiarios del PNAC contribuye a que el menor sea llevado al control, mientras que en el caso contrario el efecto es más bien negativo.

En lo que se refiere al tiempo de desplazamiento hacia el centro de salud más cercano al hogar del menor se observa que si bien tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de asistencia, éste es pequeño. Este resultado podría estar relacionado al hecho de que la mayor parte de los menores que asisten a controles preventivos son beneficiarios del PNAC,<sup>24</sup> por lo que el factor distancia es compensado con el retiro de alimentos. Cabe señalar que a pesar de que el tiempo de desplazamiento promedio al centro de salud es mayor en la zona rural que en la urbana, el efecto negativo de esta variable sobre la probabilidad de asistencia es menor en la zona rural. Esto podría explicarse por una mayor valoración por el retiro de alimentos de las familias de la zona rural, considerando que en esta zona la proporción de familias pobres es mayor.

En la zona rural la ocupación de la madre tiene un efecto relativamente importante sobre la probabilidad de que el menor sea llevado a un control de salud. Si la madre trabaja fuera del hogar la probabilidad de asistencia del menor es de 2.8%, mientras que si la madre no trabaja la probabilidad aumenta significativamente alcanzando el 5.3%.



En lo que se refiere al nivel educativo de la madre se observa que no afecta significativamente la decisión de llevar a los hijos a controles preventivos de salud. El Cuadro 5.6 muestra que cada año adicional de estudios afecta positivamente la probabilidad de asistencia en 0.1 puntos porcentuales.

Cabe señalar que, al igual que en la zona urbana, la educación de los padres no juega un rol importante en la decisión de llevar a los hijos a los controles preventivos de salud. Probablemente, este resultado se deba a que existe una fuerte influencia del PNAC en la asistencia a controles de salud de los menores.<sup>25</sup> Lo que no permite diferenciar con claridad las actitudes de padres más educados.

Finalmente, la riqueza familiar (medida en términos de la posesión de vivienda propia) produce un aumento en la probabilidad de asistencia del menor al control preventivo de 1.8 puntos porcentuales.

En cuanto a la elasticidad de la probabilidad de asistencia respecto a las variables explicativas del modelo, se observa que éstas en general son bajas, aunque ligeramente superiores a las presentadas en la zona urbana. También en este caso la variable edad del menor presenta una elasticidad relativamente alta, como se puede apreciar en el Cuadro 5.5.

Resulta importante mencionar que la probabilidad de asistencia promedio estimada a través del modelo es de 4.82%, y la evaluada con los datos de la muestra es de 14.9%.<sup>26</sup>

## VI. Conclusiones

Este trabajo ha tenido como principal objetivo determinar y analizar las variables que influyen en la probabilidad de asistencia a controles preventivos de salud de los menores entre 0 y 17 años de la Región Metropolitana.

Los resultados obtenidos, en general, están dentro del marco de lo esperado. Sin embargo, la magnitud del impacto de determinadas variables (como distancia, educación de los padres, ingreso) sobre la asistencia a los controles de salud ha sido diferente a la esperada. Esto último probablemente se deba a que se ha trabajado exclusivamente con controles preventivos,<sup>27</sup> y a la presencia del PNAC que condiciona la entrega de alimentos a la asistencia a controles de salud periódicos.<sup>28</sup>

Así, al observar el efecto de los movimientos en las variables explicativas sobre la probabilidad de asistencia a los controles de salud, se tiene que la variable retiro de alimentos (es decir, ser beneficiario del PNAC) genera un impacto importante sobre la probabilidad de asistencia. Las variables que mostraron un impacto positivo relativamente importante son, la riqueza familiar y la existencia de servicio doméstico —en el caso de la zona urbana. En cambio, la edad del menor y la ocupación de la madre impactan de manera negativa a la probabilidad de asistencia.

La edad del menor aparece como la variable con mayor elasticidad, mostrando de esta manera la probabilidad de asistencia una significativa sensibilidad ante cambios en esta variable. El impacto negativo de ella reflejaría la menor preocu-

pación de los padres por controlar la salud de sus hijos al alejarse éstos de la etapa infantil. Sin embargo, resulta importante garantizar el adecuado crecimiento y desarrollo del menor a través de una nutrición balanceada y del mantenimiento de un buen estado de salud evitando la presencia de enfermedades que son factibles de ser prevenidas, principalmente en los grupos poblacionales con menores recursos, que son los que presentan el mayor riesgo. En este sentido, resulta importante que se investiguen y analicen las causas de la inasistencia a los controles de salud de los beneficiarios del PNAC, principalmente de aquellos que presentan problemas nutricionales.<sup>29</sup>

Como se mencionó anteriormente, el retiro de alimentos influye de manera decisiva en la asistencia a los controles, principalmente en la zona rural. Un elemento que confirma lo mencionado es que la mayor parte de los que asisten a los controles son los niños entre los 0 y 5 años de edad, alcanzando esta proporción el 90% en la zona rural y el 84% en la zona urbana.

Contrariamente a lo esperado, la distancia hacia el centro de salud tiene un impacto negativo bastante pequeño sobre la probabilidad de asistencia.<sup>30</sup> Esto se explica en la medida que el retiro de alimentos actúa como un mecanismo de compensación del costo de desplazamiento. Esto último se confirma al observar que a pesar de que en la zona rural el tiempo promedio de desplazamiento es mayor, la proporción de niños entre los 0 y 5 años que retiran alimentos es de 72%, porcentaje superior al correspondiente a la zona urbana (59%). Esto estaría asociado al hecho de que las familias que residen en la zona rural al ser relativamente más pobres valoran más los alimentos que les entrega el PNAC.

Estos resultados estarían indicando que el peso que tiene el retiro de alimentos sobre la asistencia aminora el impacto de otras variables explicativas, como la educación de los padres, el ingreso per cápita del hogar, la riqueza familiar, entre otras. Es posible visualizar esto con mayor claridad al observar que a pesar de que en la zona rural la distancia promedio hacia los centros de salud es mayor, el nivel educativo de los padres es menor y la situación socioeconómica de las familias es relativamente más baja, se tiene que la mayor parte de los beneficiarios del PNAC asiste a los controles de salud.

Por lo tanto, la principal conclusión que se deriva del presente trabajo es el hecho de que el niño sea beneficiario del PNAC influye de manera decisiva en que el menor sea llevado al control de salud. Esto tiene fuertes implicancias de política, en la medida que cualquier variación del grupo objetivo de dicho programa podría tener repercusiones importantes en el estado de la salud infantil; ya sea positivas si se amplían los beneficios a niños mayores a los 5 años, o negativas si se restringe a los niños más pequeños. Cabe recordar que el PNAC, además de cumplir con un rol nutricional, también desempeña una función educativa en torno a las actividades de prevención de enfermedades y conservación del buen estado de salud del menor.

Finalmente, cabe señalar que los modelos utilizados en esta investigación podrían ser aplicados al resto de regiones del país con lo cual se lograría obtener un panorama mucho más amplio y exacto de las variables que explican la asistencia a los controles de salud, principalmente en aquellas regiones con un mayor



componente rural donde es probable que existan mayores dificultades de acceso a los servicios de salud que en la región metropolitana.

De manera adicional, una extensión de la presente investigación podría considerar la posibilidad de evaluar los determinantes de la asistencia a controles preventivos separando la muestra de menores en dos subgrupos: los que son beneficiarios del PNAAC y los que se encuentran entre los 6 y 17 años de edad. Esto podría permitir visualizar con mayor claridad el rol que juegan las demás variables explicativas (aislando el efecto del retiro de alimentos) en la asistencia del menor a los controles de salud.

## Notas

- 1 Traducido en tiempo de desplazamiento, de espera y de tratamiento.
- 2 El modelo teórico utilizado en esta investigación es prácticamente el mismo que propuso Heller, el cual es una versión modificada del modelo planteado por Acton.
- 3 A pesar que la distancia entre estos proveedores y los usuarios es relativamente grande, ya que fluctúa entre 4 horas para el proveedor público y 1.25 para el tradicional, aparentemente se encuentra fuera del punto a partir del cual la distancia sería significativa para el modelo.
- 4 La variable tiempo de espera no resultó ser significativa. La explicación de este resultado se centra en que la gente está dispuesta a esperar por consideraciones de calidad. Si bien la reducción del tiempo de espera reduciría el costo para el paciente, no es posible aislar los efectos de calidad y costo.
- 5 Estas variables también afectaron la decisión de buscar cuidados médicos y la elección del tipo de proveedor.
- 6 Esto coincide con lo planteado por Grossman (1972), es decir que una mayor educación está relacionada con mejores cuidados en el hogar, lo que ocasiona una menor demanda por cuidados médicos.
- 7 Este modelo utiliza el planteamiento de Becker (1965), el cual indica que el costo de oportunidad del tiempo actúa como un mecanismo de racionamiento en el mercado cuando los precios monetarios son pequeños o inexistentes.
- 8 Los criterios para determinar esta condición se aplican de acuerdo a las normas del Ministerio de Salud. Además, los niños pueden ser considerados dentro de este subprograma a partir del tercer mes de vida, ya que antes de esa etapa el único refuerzo posible es la lactancia materna.
- 9 La metodología del cálculo de los deciles de ingreso, de la muestra bajo estudio, se realizó sobre la base del ingreso per cápita de cada hogar. Una vez determinado éste, se ordenaron los hogares de la muestra en forma ascendente respecto a sus ingresos per cápita y se dividieron en 10 grupos con igual número de observaciones cada uno. Cabe señalar que el ingreso per cápita utilizado es igual al total de ingresos del hogar descontado el valor del arriendo imputado al jefe de hogar dividido por el total de miembros.
- 10 Los beneficiarios del PNAAC son los niños entre los 0 y 5 años de edad inclusive. Este programa condiciona la entrega de alimentos a la realización de controles de salud periódicos en los centros de atención primaria de salud del SNS.
- 11 Se refiere a la asistencia del menor al control de salud durante los últimos tres meses previos a la encuesta.
- 12 De acuerdo a la Encuesta CASEN (1990), un niño no es considerado sano si se encuentra en riesgo biomédico, si está desnutrido o si presenta problemas de obesidad.
- 13 Se refiere al retiro de alimentos efectuado durante los últimos tres meses previos a la encuesta.
- 14 Se tomó como base la metodología utilizada en el trabajo de Aedo (1993).
- 15 Johnson y Korz (1972).
- 16 Esta variable ha sido calculada como un promedio del tiempo de desplazamiento hacia el centro de salud en verano e invierno. Es importante mencionar que el cruce de esta variable con la del ingreso per cápita del hogar no resultó significativa estadísticamente.

- 17 Para determinar esta variable se ha supuesto que la madre es la cónyuge de sexo femenino o los casos en que el jefe de hogar es mujer.
- 18 Esto probablemente se deba a que el número de observaciones de la muestra en la zona rural es significativamente menor al de la zona urbana y, además, a la presencia de características relativamente homogéneas en la población rural.
- 19 De acuerdo a los valores de tabla:  $t_{0.05} = 1.645$ ,  $t_{0.10} = 1.282$ ,  $t_{0.01} = 2.326$
- 20 El test basado en la razón de verosimilitud se distribuye chi-cuadrado, con grados de libertad iguales al número de variables explicativas del modelo. En este caso el estadístico de tabla con 11 grados de libertad arroja un valor de 24.73, menor al valor estimado del test.
- 21 El LRT se distribuye chi-cuadrado con 8 grados de libertad, con un valor en tabla de 20.09, menor al valor estimado del test.
- 22 No obstante, es importante señalar que las elasticidades, en general, no son constantes sino que cambian cuando se miden en diferentes puntos de la regresión. En este caso, las elasticidades han sido calculadas en los valores promedio de cada una de las variables explicativas.
- 23 Cabe señalar que esta diferencia podría deberse a que el modelo estimado no incorpora el total de observaciones de la muestra debido a la existencia de valores "missing" en determinadas variables explicativas.
- 24 En la zona rural el 89.7% de los que asisten a controles preventivos de salud son beneficiarios del PNAAC. En la zona urbana este porcentaje asciende a 83.6%.
- 25 Considerando que casi un 90% de los que asisten son beneficiarios del PNAAC.
- 26 Al igual que en el caso de la zona urbana, la diferencia existente entre ambas probabilidades se debe probablemente a la eliminación de 256 observaciones de la muestra debido a la existencia de valores "missing" en determinadas variables explicativas.
- 27 La mayor parte de las investigaciones se centran en la demanda por cuidados médicos cuando el individuo presenta enfermedad.
- 28 Coffey (1983) también trabaja con servicios médicos ambulatorios debido a que éstos se realizan de manera discrecional al no estar referidos a la presencia de enfermedad. De esta manera evita el sesgo negativo que se produciría al considerar todo tipo de servicios médicos.
- 29 Como se vio en la sección 4, existe en la zona urbana un 41% de niños entre los 0 y 5 años de edad que no retiran alimentos, y en la zona rural esta proporción alcanza el 28%.
- 30 Esto concuerda con el resultado obtenido por Coffey (1983), donde si bien el precio del tiempo de la demanda por cuidados médicos afecta de manera negativa la probabilidad de hacer uso del sistema, dicho efecto es pequeño.

## Referencias

- ACTON, JAN PAUL (1975). "Non-Monetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence", en: *Journal of Political Economy*.
- AMEMIA, TAKESHI (1981). "Qualitative Response Models: A Survey", en: *Journal of Economic Literature*, pp. 1483-1516.
- AEDO, CRISTIAN (1993). *Determinantes de la tasa de consultas de salud del niño y del adolescente*. Santiago, Programa de Postgrado en Economía ILADES-Georgetown University, setiembre.
- BARTEL, ANN Y PAUL TAUBMAN (1979). "Health and Labor Market Success: The Role of Various Diseases", en: *Review of Economics and Statistics*, No. 61, pp. 1-8.
- BECKER, GARY (1965). "A Theory of the Allocation of Time", en: *The Economic Journal*, No. 75, setiembre.
- BESLEY, TIMOTHY (1989). "The Demand for Health Care and Health Insurance", en: *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 5, No. 1, pp. 21-33.
- COFFEY, ROSANNA (1983). "The Effect of Time Price on the Demand for Medical-Care Services", en: *The Journal of Human Resources*, No. 3, pp. 407-424.
- DOR, AVI Y JACQUES VAN DER GAAG (1987). *The Demand for Medical Care in Developing Countries: Quantity Rationing in Rural Care d'Ivoire*. Living Standards Measurement Study, Working Paper No. 35, Washington D.C., The World Bank.

- GERTLER, PAUL y JACQUES VAN DER GAAG (1990). *The Willingness to Pay for Medical Care*, Washington D.C., World Bank.
- GERTLER, PAUL (1988). *Measuring the Willingness to Pay for Social Services in Developing Countries*, Living Standards Measurement Study, Working Paper No. 45, Washington D.C., The World Bank.
- GERTLER, PAUL, LUIS LOCAY y WARREN SANDERSON (1987). "Are User Fees Regressive? The Welfare Implications of Health Care Financing Proposals in Peru", en: *Journal of Econometrics*, No. 36.
- GOLDMAN, FRED y MICHAEL GROSSMAN (1978). "The Demand for Pediatric Care: An Hedonic Approach", en: *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 2.
- GRESTI, ALAN (1984). *Analysis of Ordinal Categorical Data*, John Wiley & Sons Inc.
- GROSSMAN, MICHAEL (1972). "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", en: *Journal of Political Economy*, 80, pp. 223-255.
- JOHNSON, J.D. y S. KOTZ (1972). *Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions*, New York, John Wiley and Sons.
- LUFT, H. (1976). "The Impact of Poor Health on Earning", en: *Review of Economics and Statistics*, No. 57, pp. 43-57.
- MADDALA, G.S. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- MIDEPLAN (1991). "Manual Encuesta CASEN 1990". *Documentos Sociales*.
- MINISTERIO DE SALUD (1988). *Manual para los Establecimientos del Nivel Primario Traspasados a la Administración Municipal*, Departamento de Planificación, febrero.
- MINISTERIO DE SALUD (1988). *Manual del Programa Nacional de Alimentación Complementaria*, Ministerio de Salud.
- MINISTERIO DE SALUD (1991). *Programa de Salud del Niño y Adolescente*, Ministerio de Salud, División de Programas de Salud.
- MINISTERIO DE SALUD (1992). *Anuario. Atención y Recursos*, Ministerio de Salud, Departamento de Coordinación e Informática.
- MINISTERIO DE SALUD: "Manejo Ambulatorio del Niño con Malnutrición", División Programas de Salud, mimeo.
- MWABU, GERMANO (1989). "Nonmonetary Factors in the Household Choice of Medical Facilities", en: *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, enero.
- MWABU, GERMANO, MARTHA AINSWORTH y ANDREW NYAMETE (1993). "Quality of Medical Care and Choice of Medical Treatment in Kenya", en: *The Journal of Human Resources*, Vol. 28, No. 4, pp. 838-862.
- PARKIN, DAVID (1989). "Comparing Health Service Efficiency Across Countries", en: *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 5, No.1, pp. 75-88.
- PHELPS, CHARLES y JOSEPH NEWHOUSE (1974). "Coinsurance, the Price of Time, and the Demand for Medical Services", en: *Review of Economics and Statistics*, 56, No. 3, agosto.
- POLLACK, ROBERT y MICHAEL WACHTER (1975). "The Relevance of the Household Production Function and its Implications for the Allocation of Time", en: *Journal of Political Economy*, University of Chicago, Vol. 83, No. 2.
- TORCHE, ARISTIDES (1985). "Una Evaluación Económica del Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAO)", en: *Cuadernos de Economía*, No. 66, año 22.
- WEDIG, GERARD J. (1988). "Health Status and the Demand for Health: Results on Price Elasticities", en: *Journal of Health Economics*, Vol. 7, No. 2, junio.