

DETERMINANTES DE LA TASA DE CONSULTAS DE SALUD DEL NIÑO Y DEL ADOLESCENTE

CRISTIAN AEDO*

ILADES/Georgetown University

Abstract:

Este artículo presenta un análisis de los principales determinantes socio-económicos de la tasa de consultas de salud y la frecuencia de atenciones para una muestra de niños y adolescentes de las ciudades de Santiago, Concepción y Valparaíso. Los resultados obtenidos permiten concluir que las variables explicativas más importantes de ambas decisiones son el nivel nutricional de los menores, su edad y su elegibilidad al Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC). La recomendación de política que surge de esta comprobación es que una manera de aumentar la tasa de consulta y la frecuencia de atenciones es a través de expandir la población objetivo del PNAC. Esto se debe a que un incremento en su cobertura tendría efectos muy positivos sobre los niveles de salud de los niños y sobre su nivel nutricional.

I. Introducción

Dentro de las políticas vinculadas con el ámbito de la salud, el Gobierno chileno ha puesto un énfasis especial en la acción preventiva de las enfermedades crónicas del niño y la problemática de salud del adolescente. El objetivo último perseguido es el de contribuir a su desarrollo integral —a través de actividades de fomento, protección, recuperación de la salud y rehabilitación del daño— de tal manera que sea posible formar un adulto sano, que alcance una mejor calidad de vida y que contribuya al crecimiento económico del país.

* El autor desea agradecer la cooperación prestada por Arlette Beltrán en la elaboración del presente artículo y los valiosos comentarios recibidos por un comentarista anónimo. Por supuesto, errores u omisiones son responsabilidad estricta del autor.

Es en este sentido que se ofrece el Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC), cuyo objetivo es elevar el nivel nutricional de los niños menores de 6 años y reforzar su estado de salud, permitiendo de este modo que ambos objetivos—estrechamente vinculados—sean logrados en forma conjunta y se refuercen mutuamente: un niño con un nivel nutricional adecuado será menos propenso a presentar un estado de salud frágil y, a la vez, quien mantenga buenas condiciones de salud podrá asimilar mejor cualquier programa nutricional.

En este trabajo se busca estudiar los principales determinantes de la tasa de consultas de los niños y adolescentes. Esta tasa se refiere a las atenciones ambulatorias, controles y consultas recibidas por un menor en un período determinado¹. Se estudiará no sólo la decisión de asistir o no a una consulta y/o control de salud sino que además se analizarán los determinantes de la frecuencia de éstos.

La hipótesis central que se intenta probar es que la demanda de consultas y/o controles de salud y su frecuencia se ve afectada por las diversas características socioeconómicas de la familia del menor. También, y dada la restricción existente para acceder a los beneficios del PNAC, una variable explicativa importante de esta demanda y su frecuencia podría ser la elegibilidad del niño a este programa.

Para realizar este análisis se utiliza una muestra de 9.612 niños entre 0 y 17 años de las ciudades de Santiago, Valparaíso y Concepción, la cual ha sido extraída de la encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) de 1990.

Este artículo está estructurado como sigue. En la siguiente sección se presenta un marco analítico respecto de la complementariedad existente entre los diversos programas de salud, así como una breve descripción del Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC) y su impacto redistributivo. En la tercera sección se analizan los determinantes de la tasa de consulta y/o controles de salud; se presenta, en primer lugar, una descripción de la muestra a utilizar, así como la metodología de estimación de dichos determinantes; luego se procede a mostrar los resultados econométricos de la estimación de los factores que inciden sobre la decisión de asistencia a las consultas y/o controles de salud y la frecuencia de las mismas, realizando además una análisis de elasticidades. En la última sección, se presentan las principales conclusiones del trabajo y las recomendaciones de política que surgen del mismo.

II. Marco Conceptual

II.1 Los programas de salud y la complementariedad de sus objetivos

A objeto de analizar la complementariedad de los programas sociales es conveniente utilizar un enfoque de conducta de los hogares. Esto se debe a que muchas de las decisiones importantes que relacionan a los recursos humanos con pobreza son efectuadas por los hogares².

La teoría neoclásica presenta una clara distinción entre la teoría de la producción y la teoría del consumo: las actividades de producción las realizan las empresas, mientras que las actividades de consumo pertenecen al dominio de los hogares o individuos. Las empresas venden productos finales—bienes y servicios— a los hogares a cambio de insumos, trabajo y servicios de capital.

Esta visión comenzó a ser cuestionada a partir de los años sesenta. La línea de argumentación desarrollada reexamina el supuesto de que los bienes y servicios consumidos en el mercado constituyen la fuente última de utilidad. De acuerdo a este nuevo enfoque³, la fuente de bienestar no son los bienes y servicios en sí mismos sino las "actividades" en las cuales ellos sirven como insumos. Así por ejemplo, lo que afecta a la función de utilidad no es la cantidad de alimentos que se compra en el mercado sino lo que el hogar produce a partir de ellos.

Un segundo aspecto de importancia que brinda esta literatura tiene que ver con la definición de los insumos relevantes para la producción en el hogar. Así, se otorga importancia a la asignación de tiempo de los integrantes del hogar en la producción de las distintas "actividades".

Bajo esta perspectiva la optimalidad de un conjunto de bienes de mercado depende de: i) la utilidad que el hogar deriva de las distintas "actividades" y ii) el proceso productivo—función de producción—según el cual los bienes y servicios de mercado se transforman en "actividades".

En un modelo de hogares estándar, los padres toman las decisiones de asignación básicas actuando como si se maximizara las preferencias del hogar. Estas preferencias dependen del consumo de "actividades"—las cuales utilizan como insumos bienes y servicios de mercado—, del uso del tiempo y de la calidad de los recursos humanos de cada uno de los integrantes del hogar.

Se supone que los padres maximizan estas preferencias sujeto a restricciones de ingreso pleno, valor del total de recursos con que cuenta el hogar más transferencias totales recibidas, y sujeto a funciones de producción del hogar, las que relacionan los bienes producidos por el hogar—"actividades"— con los insumos de mercado y de tiempo.

Dentro de las "actividades" producidas por el hogar está el estado de salud de sus miembros. Este es producido de acuerdo a funciones de producción que relacionan, técnica y biológicamente, insumos con el estado de salud de cada integrante del hogar. Algunos de estos insumos son endógenos al hogar o controlados por éste, como por ejemplo la cantidad de proteínas y calorías consumidas diariamente, el nivel educacional de los niños, y el tiempo dedicado por la madre y los menores a la producción de esta "actividad"; otros insumos son exógenos o predeterminados para el hogar, como el nivel educacional de los padres.

Este contexto analítico permite considerar muchas posibles interacciones entre los insumos, algunas de las cuales pueden ser objeto de política. Por ejemplo, una mayor educación nutricional de la madre—quien es en general la persona que toma las decisiones críticas sobre salud en el hogar—condiciona el impacto de programas de reparto de alimentos a menores. A la vez, existen efectos indirectos que no es posible incorporar en este contexto. Por ejemplo, una mejor salud en los perceptores de ingreso puede aumentar su productividad, lo cual redundará, a su vez, en un mayor ingreso que puede ser utilizado para aumentar la demanda por insumos de salud.

Entender estas interacciones y efectos indirectos es crucial para el diseño apropiado de la política social. Por ejemplo, existe una doble causalidad entre nutrición y salud: por una parte, un programa nutricional permite, si no hay dilución familiar, que mejore la salud del individuo debido a aumentos en los insumos dedicados a esta actividad; por otra parte, el grado de aprovechamiento de estos mayores insumos depende del estado de salud del individuo. Así también, una política de saneamiento de las viviendas aumenta la efectividad de un programa nutricional al disminuir la probabilidad de enfermedades infecciosas en el menor.

Un tipo de complementariedad importante se puede dar entre programas sociales concurrentes en su ejecución. Por ejemplo, el caso del Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC) y los controles de salud. Basado en la experiencia obtenida a través del desarrollo de este programa, las autoridades de salud estiman conveniente el enfatizar el vínculo alimento-servicios de salud, como el control de la embarazada o del niño sano. Desafortunadamente, no existe una estimación sobre la sensibilidad del nivel de participación en los programas de salud frente a cambios en la cantidad y calidad de los alimentos entregados por el programa. Sin embargo, observaciones casuales indican que existe una caída importante en la tasa de consulta⁴ cuando el menor deja de ser elegible para los beneficios del programa⁵. Esto sugiere que existe una sinergia importante entre nutrición y salud, la cual aumenta la efectividad del programa.

II.2 El Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC)⁶

En Chile la acción del Estado y de otros organismos en materia de nutrición se ha centrado en los grupos poblacionales clasificados como biológicamente vulnerables, es decir, aquellos con mayores requerimientos nutricionales y, por lo tanto, más expuestos a sufrir deficiencias en su consumo de calorías.

Actualmente, una parte importante del gasto social alimentario está concentrado en el Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC). El PNAC es un programa gubernamental que ha operado durante más de 20 años. Su propósito es mejorar el nivel de salud de la población menor de 6 años y de las embarazadas. Un objetivo específico del programa es prevenir y recuperar la desnutrición infantil mediante la entrega de productos lácteos (leche 26%, leche cereal y leche descremada) arroz y sopa puré.

El programa condiciona la obtención de los alimentos a controles regulares de salud en los establecimientos de atención primaria del SNSS. Ello permite, entre otras cosas, vigilar el desarrollo del niño, prevenir enfermedades e implementar programas de inmunización y educación sanitaria.

Su cobertura es universal: todo menor de 6 años, mujer embarazada y madre lactante, que cumpla con los controles de salud establecidos, puede acceder al beneficio. Además, la población adscrita al sistema privado de salud puede retirar los alimentos del PNAC previa presentación de un certificado de control de salud otorgado por algún médico de la ISAPRE.

El PNAC está constituido por dos subprogramas: el básico, que se aplica a los menores, embarazadas y lactantes en situación nutricional normal; y el de refuerzo, cuyos beneficiarios son personas en riesgo biomédico.

El aporte nutricional del PNAC, expresado en calorías y proteínas, decrece con la edad del niño. Los alimentos del programa básico cubren en promedio un 50% de las necesidades diarias de calorías y un 170% de las proteínas, durante el primer año de vida. La cobertura de calorías y proteínas disminuye a un 14% y 43%, respectivamente, en el grupo de 1 a 2 años, y a un 10% y 33% para los preescolares.

La administración y financiamiento del PNAC se realiza en forma descentralizada, asignándose un presupuesto anual a cada servicio de salud sobre la base de la población objetivo. El Ministerio de Salud tiene un rol normativo, de supervisión y evaluación en el logro de los objetivos del programa.

El PNAC representa alrededor del 10% del gasto público en salud. Los principales determinantes del gasto en el PNAC son el número y tipo de beneficiarios, las fluctua-

ciones en los precios de los productos distribuidos y las restricciones presupuestarias del Ministerio de Salud.

A pesar de la cobertura universal del PNAC, la entrega de alimentos en los controles de salud de los centros de atención primaria contribuye a la focalización por autoselección. De acuerdo a información entregada por la encuesta CASEN 1990, la cobertura del PNAC era de alrededor de 90% y 85% para los quintiles primero y segundo, respectivamente. En cambio, menos de la cuarta parte de la población del quintil de ingresos superior era beneficiario del programa.

La alta cobertura de los programas de control de salud y distribución de alimentos del PNAC es una causa importante detrás del significativo mejoramiento de los indicadores de salud materno-infantil que el país ha experimentado en las últimas décadas. Allí destacan la sustancial reducción en la desnutrición infantil, la erradicación de la desnutrición grave, la reducción en las tasas de mortalidad infantil y la caída del porcentaje de niños con peso insuficiente al nacer.

El Cuadro 1 presenta la incidencia distributiva de este programa para el año 1990. Se aprecia que el gasto del PNAC se concentra en los sectores más pobres de la población: alrededor del 70% del gasto en el PNAC es captado por el 40% de la población de más bajos ingresos.

CUADRO 1

INCIDENCIA DISTRIBUTIVA DEL PNAC EN 1990 (%)

	I	II	III	IV	V
PNAC	38,0	30,9	18,1	9,5	3,5
					100,0

Fuente: MIDEPLAN (1992) y (1993).

III. Los Determinantes de la Tasa de Consulta Infantil:

Análisis del Modelo

Para analizar los determinantes de la tasa de consulta de los menores y su frecuencia, se plantea el desarrollo de un modelo logit binomial, el que utilizará una muestra extraída de la encuesta CASEN 1990. En primer lugar se analizarán las características principales de esta muestra, para luego revisar el modelo y los principales resultados obtenidos de su aplicación a dicha muestra.

III.1 Características de la muestra

La muestra está conformada por 9.612 niños entre 0 y 17 años, provenientes de las ciudades de Santiago, Valparaíso y Concepción. A continuación se presentan algunas características generales de la misma y sus particularidades en cuanto a diversos indicadores de salud.

CUADRO 2

COMPOSICION DE LA MUESTRA POR DECILES DE INGRESO PER CAPITA Y SEXO (porcentajes)

	Masculino	Femenino	Total
1	11,93	12,44	12,18
2	12,26	13,50	12,87
3	13,00	13,88	13,43
4	11,95	11,95	11,95
5	10,75	10,74	10,74
6	9,39	8,92	9,16
7	9,28	7,89	8,60
8	7,46	6,34	6,91
9	6,28	6,81	6,54
10	7,69	7,53	7,61
TOTAL	100,00	100,00	100,00

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta CASEN 1990.

En primer lugar, el Cuadro 2 permite observar que el 61,17% de los niños de la muestra pertenecen a familias cuyos ingresos se ubican en los cinco deciles más pobres, mientras que sólo un 7,61% de las familias se ubica en el decil de mayor nivel de ingresos. Se observa una composición similar de la muestra en lo relativo al nivel de ingresos al desagregar por el sexo del menor.

El Cuadro 3 ofrece una visión bastante general del nivel educativo de los jefes de hogar de las familias que se analizan y el de sus cónyuges o parejas. Se observa que los jefes de hogar tienen principalmente un nivel educativo de entre 5 y 12 años y sólo un 16,63% de los mismos muestran más de 12 años de educación. Una situación bastante similar se observa para el caso de las cónyuges o parejas de los jefes de hogar, ya que el 61,2% de las mismas ha recibido entre 5 y 12 años de educación formal.

CUADRO 3

AÑOS DE EDUCACION DEL JEFE DE HOGAR Y DEL CONYUGE O PAREJA (porcentajes)

	Jefe de hogar	Cónyuge o pareja
0	4,06	1,61
1 a 4	14,03	10,20
5 a 8	30,36	27,49
9 a 12	31,98	33,71
Más de 12	16,63	11,70
N.D. ^a	2,94	15,29
TOTAL	100,00	100,00

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta CASEN 1990.

Observaciones que no tienen información sobre la educación de los padres. En el caso de los cónyuges incluye, además, los casos en que el jefe de hogar reporta no tener pareja.

CONSULTAS DE SALUD DEL NIÑO Y ADOLESCENTE

En el Cuadro 4 se observa el parentesco de los niños de la muestra analizada con el jefe de hogar. Estos son principalmente hijos del jefe —en casi un 80% de los casos— o de lo contrario son nietos del mismo (16% de las veces). Como se observa, la relación del niño con el jefe de hogar es en general bastante estrecha. Lo que tendrá repercusiones positivas en el interés que muestra el jefe por el nivel de salud del menor.

CUADRO 4

DISTRIBUCION DE LOS NIÑOS DE LA MUESTRA SEGUN EL PARENTESCO CON EL JEFE DE HOGAR

	Porcentajes
HILIO	79,80
YERNO O NUERA	0,15
NIETO	15,90
HERMANO/CUÑADO	0,21
OTROS	3,20
NO FAM.	0,74
TOTAL	100,00

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta CASEN 1990.

En el Cuadro 5 se presentan los diferentes tipos de consulta que recibe el grupo de niños que se analizan. Se muestra una desagregación por tipo de atención, bien sean controles de salud preventivos, consultas por enfermedad o accidente, o consultas por especialidad con orden médica. Es importante mencionar que un 27,5% de los menores en la muestra presenta algún tipo de control o consulta de salud, de las cuales alrededor de un 60% corresponden a controles de tipo preventivo (controles de salud).

En cuanto a la frecuencia de atenciones, el comportamiento de los tres tipos de éstas es bastante homogéneo: alrededor del 50% de los niños que asistieron al médico recibieron sólo una consulta de cada uno de estos tipos durante el período de tres meses y casi el 90% de ellos entre 1 y 4 consultas. Los dos primeros tipos de control son recibidos ligeramente con más frecuencia por las niñas, mientras que más niños hombres asisten a las consultas por especialidad.

CUADRO 5

a) CONTROLES PREVENTIVOS SEGUN SEXO (porcentajes)

Frecuencia	Masculino	Femenino	Total
1	54,49	55,68	55,07
2	12,97	11,81	12,40
3	27,02	27,18	27,10
4	2,50	2,55	2,53

Frecuencia	Masculino	Femenino	Total
1 a 4	96,98	97,22	97,10
5 a 8	2,12	2,22	2,17
9 a 12	0,79	0,44	0,62
13 y más	0,10	0,12	0,11
TOTAL	100,00	100,00	100,00

b) CONSULTA POR ENFERMEDAD O ACCIDENTE SEGUN SEXO
(porcentajes)

Frecuencia	Masculino	Femenino	Total
1	54,03	53,50	53,77
2	20,89	15,67	18,28
3	9,74	16,63	13,19
4	3,69	2,89	3,29
1 a 4	88,36	88,69	88,53
5 a 8	6,14	7,46	7,46
9 a 12	3,77	1,32	2,54
13 a 22	0,90	0,55	0,72
23 y más	0,84	0,66	0,75
TOTAL	100,00	100,00	100,00

c) CONSULTA POR ESPECIALIDAD CON ORDEN MEDICA SEGUN SEXO
(porcentajes)

Frecuencia	Masculino	Femenino	Total
1	44,99	43,10	44,10
2	21,02	25,56	23,16
3	17,51	13,77	15,75
4	4,97	5,39	5,17
1 a 4	88,49	87,82	88,18
5 a 8	7,10	8,30	7,66
9 a 12	2,26	3,20	2,70
13 y más	2,15	0,68	1,46
TOTAL	100,00	100,00	100,00

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta CASEN 1990.

El Cuadro 6 vincula el nivel nutricional de los niños de la muestra con el número de atenciones de salud recibidas, ya sea en consulta o control de salud. Se puede observar que la mayor parte de los niños recibió sólo una atención de salud en el trimestre; sin embargo, en el caso de aquellos con riesgo biomédico o desnutrición, la frecuencia de atenciones es mayor.

CUADRO 6
CONTROLES DE SALUD Y ESTADO NUTRICIONAL DEL NIÑO
(porcentajes)

Atenciones de Salud	Sano	Riesgo biomédico	Estado nutricional			Total
			Desnutrido	Obeso	Sin dato	
1	51,6	32,2	26,1	48,3	41,4	48,9
2	15,2	24,2	12,3	18,8	25,9	15,8
3	20,8	26,0	44,9	25,7	11,7	22,4
4	4,9	0,2	7,6	4,1	7,7	4,8
5 y más	7,5	17,4	9,1	3,1	13,3	8,1
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta CASEN 1990.

Finalmente, en el Cuadro 7 se observa la relación entre la asistencia a las consultas de salud y el retiro de los alimentos en los consultorios. En este Cuadro se consignan sólo aquellos niños que están en el derecho de retirarlos, es decir, los menores de seis años. De los mismos, sólo un 24,07% fue a las consultas sin retirar alimentos, mientras que el resto sí lo hizo. El incentivo que representa el alimento para lograr una asistencia más o menos periódica del niño a la consulta de salud queda reflejado en estas cifras y quedará confirmado en el análisis econométrico que se hará a continuación.

CUADRO 7
CONTROLES DE SALUD Y RETIRO DE ALIMENTOS DE LOS CONSULTORIOS
(porcentajes)

Atenciones de Salud	Retira		No retira		Total ^a
	Retira	No retira	No retira	Retira	
1	67,06	27,33	21,81	100,00	100,00
2	70,00	18,60	27,02	100,00	100,00
3	75,31	24,59	67,44	100,00	100,00
4	67,07	24,59	67,44	100,00	100,00
5 y más	67,44	24,59	67,44	100,00	100,00
TOTAL	69,62	24,07	69,62	100,00	100,00

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta CASEN 1990.
^a Incluye un porcentaje de familias que no responden.

III.2 Metodología de estimación

En esta sección se presenta una descripción de la metodología empleada en la estimación econométrica de la decisión de asistir a controles de salud y su frecuencia. La idea esencial de la metodología es suponer que la función de utilidad indirecta de la unidad que toma la decisión (familia o individuo) se puede escribir como sigue:

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

en donde $j = 1$ representa la situación con proyecto y $j = 2$ representa la situación sin proyecto. La situación con proyecto puede representar el haber recibido una atención de salud, ya sea consulta y/o control de salud, o presentar una frecuencia de atenciones de salud mayor que 1. La situación sin proyecto puede representar el no haber recibido una atención de salud o el tener una frecuencia de atenciones igual a 1. En esta especificación $V_{ij}(X_i; \delta)$ representa el componente determinístico de utilidad, el cual depende de un vector de características del individuo y de su familia (X_i), tales como ingreso familiar per cápita, existencia de seguro previsional de salud, edad, educación, residencia urbana o rural y características demográficas de la familia, y de un vector de coeficientes desconocidos a estimar, δ . Por su parte ϵ_{ij} representa el componente aleatorio de utilidad, la cual depende de variables observadas por el agente pero no observadas por el econométrista. Así, ϵ_{ij} es una variable aleatoria desde el punto de vista del econométrista.

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

$$(2) \quad d_i = \begin{cases} 1 & \text{si la alternativa 1 fue elegida por el} \\ & \text{individuo } i, \text{ y} \\ 0 & \text{de otro modo.} \end{cases}$$

Esta información es de mucha utilidad para el econométrista, pues a través de un análisis de preferencias reveladas se puede concluir que, si el individuo i escogió la alternativa 1, entonces esta alternativa le brinda mayor utilidad o satisfacción que la alternativa 2. Es decir,

$$(3) \quad d_i = \begin{cases} 1 & \text{significa que } L_1 = U_{1i} - U_{2i} > 0; \text{ y} \\ 0 & \text{significa que } L_1 = U_{1i} - U_{2i} < 0. \end{cases}$$

Se supone que no hay empates entre ambas alternativas, supuesto que es razonable dada la continuidad de las variables aleatorias ϵ_{ij} , para $j = 1$ y 2.

Utilizando (1) y (3) se puede escribir:

$$(4) \quad L_1 = W(X_i; \delta) + \theta_i$$

donde $W(X_i; \delta)$ representa la diferencia entre los términos determinísticos de la utilidad indirecta y θ_i representa la diferencia entre los términos aleatorios ϵ_{1i} y ϵ_{2i} .

Bajo el supuesto que las variables aleatorias, ϵ_{1i} , son independientes e idénticamente distribuidas, con valores extremos, cuya función acumulativa está dada por:

$$(5) \quad F(\epsilon_{1i} < \epsilon) = \exp(-\exp(-\epsilon))$$

se puede demostrar que (ver Johnson and Kotz, 1972) θ_i se distribuye de acuerdo a una función de probabilidad logística, $L\mathcal{E}$:

$$(6) \quad F(\theta_i < \theta) = 1 / (1 + \exp(-\theta))$$

Así la probabilidad de optar por la alternativa 1 es equivalente a:

$$(7) \quad \begin{aligned} \Pr [d_i = 1] &= \Pr [L_1 > 0] \\ &= \Pr [\theta_i > -W(X_i; \delta)] \\ &= \exp(W(X_i; \delta)) / (1 + \exp(W(X_i; \delta))) \end{aligned}$$

Note que esta expresión depende de características de las familias, X_i , y de un vector de parámetros δ .

El problema, desde el punto de vista econométrico, consiste en usar los datos recolectados en la muestra, los cuales contienen las elecciones de cada individuo y las características del individuo y de su familia, para estimar el vector de parámetros δ . Aplicando un procedimiento de estimación de máxima verosimilitud se pueden obtener estimadores insesgados y de mínima varianza para δ .

La función de máxima verosimilitud para una muestra de N individuos está dada por:

$$(8) \quad L(\delta; X, Z) = \pi \prod_{i=1}^N [\Pr [d_i = 1]]^{d_i} [1 - \Pr [d_i = 1]]^{(1-d_i)}$$

Finalmente, para estimar este modelo de decisiones individuales es necesario precisar la forma del componente determinístico $V_{ij}(X_i; \delta)$. Para este efecto se ha adoptado una especificación lineal en las variables con utilidad marginal del ingreso constante.

III.3 La decisión de asistencia al establecimiento de salud

En primer lugar, se analiza la decisión de llevar al niño o adolescente al establecimiento de salud ya sea para una consulta o control, por lo que se recurre a un modelo logit binomial: la variable dependiente es una *dummy* que toma el valor de 1 cuando el joven asiste y de 0 si no lo hace. El análisis se realiza sobre la muestra total⁷.

Es importante mencionar que las consultas por morbilidad o accidentes son diferentes a los controles de niño sano o preventivos. Por una parte, la mayoría de las personas que se enferman presentan consultas médicas (un 94% lo hace en la muestra utilizada) por lo que el evento *asistir* para ellos es casi equivalente al evento *enfermarse*. Por otra parte, para aquellos que asisten por controles preventivos no se cumple esta equivalencia. Así, parece conveniente separar estos distintos tipos de atención de salud

en las estimaciones econométricas. Sin embargo, dado que en la muestra utilizada no hay suficientes observaciones que permitan realizar este análisis por separado, se ha optado por un análisis conjunto de todos los tipos de atención⁸.

Las variables explicativas del modelo son, entre otras: el sexo del niño (variable *dummy* que toma el valor de 1 si el niño es hombre y 0 si es mujer), el número de menores en la familia, el parentesco del niño con el jefe de hogar (1 si es hijo(a) del jefe y 0 de otro modo), el nivel nutricional del niño (1 si tiene problemas nutricionales y 0 de otro modo), el ingreso familiar total, la edad del niño y la variable edad al cuadrado, la educación del jefe de hogar y su *cónyuge* (medida en años), la zona de procedencia (1 si es urbana y 0 si es rural) y una *dummy* que toma el valor de 1 si el niño es mayor de 6 años y 0 de otro modo⁹.

Los resultados principales se presentan en el Cuadro 8. Se observa un coeficiente positivo de la variable sexo del niño indicando que son los hombres los que tienen mayor probabilidad de asistencia a las consultas y/o controles de salud, posiblemente porque su utilidad como fuerza de trabajo familiar hace indispensable asegurarles un nivel mínimo de salud que les permita mantener un nivel adecuado de esfuerzo en el

CUADRO 8

MODELO PARA LA DETERMINACION DE LA ASISTENCIA A CONSULTAS.
ESTIMACION, EFECTOS IMPACTO Y ELASTICIDADES

Variables	B	Media	Efecto impacto	Elasti- cidades
Intercepto	0,6577 (0,1262)	1,0000		
Sexo	0,0876 (0,0430)	0,5107	0,0196	0,0296
Número de menores	-0,0900 (0,0170)	2,6042	-0,0201	0,1552
Parentesco	0,1054 (0,0520)	0,7706	0,0234	0,0533
Estado nutricional	-0,4647 (0,0712)	0,1042	0,1091	0,0336
Ingreso del hogar	0,0002 (0,0001)	156,5060	0,0001	0,0256
Edad	-0,3436 (0,0242)	6,1354	-0,0368	-0,6681
Edad*Edad	0,0146 (0,0014)	55,9293		
Zona	0,1817 (0,0987)	0,9499	0,0401	0,0590
Ser mayor de 6 años	-0,3736 (0,0897)	0,5096	-0,0835	-0,1260
-2 (LOG - LIKELIHOOD) LIKELIHOOD RATIO TEST	= 10,675,1 = 1,727,8			

Errores estándar entre paréntesis.
Tamaño de la muestra: 9.612 niños.

trabajo. Además el hecho de que las niñas tiendan a permanecer durante más tiempo en el hogar, no sólo por razones de trabajo sino incluso por la naturaleza diferencial de sus distracciones respecto a las de los hombres, las hace menos propensas a enfermedades y accidentes.

El número de hijos en la familia muestra un coeficiente negativo: a mayor cantidad de hijos, menor la capacidad en tiempo y dinero que la familia tiene para llevarlos al establecimiento de salud. De otro lado, el hecho de que el niño sea hijo del jefe de hogar aumenta sus posibilidades de recibir atención médica, como reflejo de la mayor preocupación que mostrará el jefe de hogar por la salud del niño en el caso de que éste sea su hijo y no un pariente, aunque sea cercano.

Los niños con problemas nutricionales tienen una mayor probabilidad de asistencia, ya sea porque generalmente son éstos la población objetivo de los programas de salud estatales o porque presentan mayores episodios de morbilidad.

El coeficiente del ingreso familiar es positivo, indicando que la asistencia a un establecimiento de salud para este grupo objetivo es un bien normal: a mayor nivel de ingresos de la familia mayor la probabilidad de asistencia, no sólo porque aumenta la posibilidad de la familia de financiarlas, sino porque un mayor nivel de ingresos está generalmente asociado con un mejor nivel educativo del jefe de hogar, lo que incrementa su percepción sobre los beneficios asociados a un buen estado de salud.

La relación entre la variable edad del niño y la probabilidad de asistencia es cuadrática y en forma de U, tal como lo demuestran los coeficientes de las variables edad (negativo) y edad al cuadrado (positivo), alcanzándose el mínimo alrededor de los 12 años. Lo más destacable de esta relación es la caída en la asistencia a medida que el niño crece, producto de la menor preocupación de los padres por las consultas periódicas o debido a la menor fragilidad de la salud del menor, asociada con su mayor edad. Es posible que la relación positiva que implica la curva a partir de los doce años sea tan leve que, básicamente, represente una estabilización de la relación entre la edad y la probabilidad de asistencia.

El coeficiente positivo de la variable zona de procedencia indica que los niños que provienen de áreas urbanas tienen mayores posibilidades de asistir a un establecimiento de salud que los de la zona rural. Esto no es más que un reflejo del mejor acceso a las instalaciones de salud existentes en la zona urbana, lo que facilita el recibir la atención.

Finalmente, el hecho de que el niño tenga 6 años o más de edad, y por tanto deje de ser elegible para recibir los beneficios del PNAAC, disminuye su probabilidad de asistencia. Esto se debe a que se reducen los incentivos que su familia enfrenta para llevarlos al establecimiento de salud, por cuanto éstas no estarán asociadas con el retiro de alimentos. Este resultado sugiere la existencia de una complementariedad entre el PNAAC y la asistencia a establecimientos de salud. Tal relación tiene importantes implicaciones de política, pues permite magnificar el impacto de este tipo de programas para incrementar el nivel de salud de la población objetivo. A la vez sugiere una herramienta posible de utilizar para aumentar la asistencia para los menores que no estén en la población objetivo del PNAAC (aqueños mayores de 6 años).

Es importante mencionar que todas las variables son estadísticamente significativas al 5%, con la única excepción de la variable ZONA, la que es significativa al 10%¹⁰.

El efecto de movimientos en las variables explicativas sobre la probabilidad de asistencia a las consultas de salud, por parte del grupo objetivo, puede observarse a través de las elasticidades y efectos impacto respectivos¹¹.

La variable de mayor impacto sobre la probabilidad de asistencia es el estado nutricional del niño; así, el hecho de tener algún problema nutricional incrementa la probabilidad de asistir en 10,9 puntos. Como se mencionara, esto responde al hecho de que, en general, los niños desnutridos forman parte de algún tipo de programa social, y reciben además una atención especial por parte de sus padres.

Otra variable de importancia en las variaciones de la probabilidad de asistencia es el hecho de ser mayor de 6 años, la cual permite aproximar el efecto sobre la asistencia de la pérdida de la elegibilidad al PNAC. El hecho de no ser elegible para el PNAC genera una caída de la probabilidad de asistencia a los mismos por parte del niño de 8,4 puntos. Las recomendaciones de política que se desprenden de este resultado son directas: una ampliación del grupo objetivo del programa tendrá efectos positivos importantes sobre el nivel de salud (y posiblemente reforzará el nivel nutricional) de los niños que puedan acceder a él.

Un incremento en la edad del niño en un año produce una caída de la probabilidad de asistencia de 3,7 puntos, mostrando el efecto que genera sobre la preocupación de los padres por ofrecer atención médica periódica a sus hijos, el hecho de que se alejen de la etapa infantil.

Antes de finalizar el análisis sobre la probabilidad de asistencia a los establecimientos de salud resulta de interés analizar la capacidad explicativa del modelo. Para ello es posible utilizar diversas alternativas. Una de ellas es la llamada razón de verosimilitud: comparar el valor de la función de verosimilitud en su nivel óptimo *versus* aquella evaluada en la proporción muestral observada; esto es equivalente a comparar el valor de la función de verosimilitud para el modelo completo *versus* aquella para un modelo con sólo una variable constante¹². Esta comparación tiene una justificación teórica, dado que las proporciones muestrales observadas representan los estimadores máximo verosímiles para este modelo dicotómico. Desde este punto de vista, éste es el "modelo ingenuo", por lo que la precisión de nuestro modelo puede ser comparado contra éste.

La aplicación del test genera un valor de 1.727,8 (ver Cuadro 8), el cual es significativo al 5%¹³, por lo que es posible concluir que el modelo presentado tiene poder explicativo respecto de la decisión de asistir a las consultas médicas¹⁴.

III.4 Frecuencia de atenciones de salud

Una segunda decisión familiar que se analiza es la frecuencia de atenciones de salud. La idea es determinar las variables explicativas del número de atenciones recibidas por la población objetivo, en los últimos tres meses *dado que efectivamente asisten a tales consultas*. Es decir, se consideran aquellos jóvenes que efectivamente asisten a los establecimientos de salud y se analizan los determinantes que explican su frecuencia.

La variable dependiente es una *dummy* que toma el valor de 1 si el niño presenta más de una atención de salud dentro de un periodo de tres meses y 0 de otro modo. La selección de una *dummy* binaria (logit binomial) en vez de una variable de opciones múltiples (logit multinomial) se debió a la constatación empírica de que el grueso de la frecuencia de atenciones de salud, en los niños de la muestra que se utiliza, se encuentra entre 1 y 2 atenciones de salud (ver Cuadro 5).

Los principales resultados de la estimación se muestran en el Cuadro 9. Se puede observar que el número de niños de la familia afecta de manera negativa la frecuencia de atenciones: a mayor el número de hijos en una familia, el dinero y el tiempo que los

CUADRO 9

MODELO PARA LA DETERMINACIÓN DE LA FRECUENCIA DE ATENCIONES DE SALUD, ESTIMACION, EFECTOS IMPACTO Y ELASTICIDADES

Variables	β	Media	Efecto impacto	Elasti- cidades
Intercepto	1,0248 (0,1322)	1,0000		
Número de menores	-0,0592 (0,0311)	2,4067	-0,0148	-0,0699
Educ. jefe de hogar	-0,0372 (0,0087)	8,8531	-0,0093	-0,1616
Estado nutricional	0,6680 (0,1072)	0,1507	0,1626	0,0481
Ingreso del hogar	0,0003 (0,0002)	168,1690	0,0001	0,0210
Edad	-0,3986 (0,0357)	3,8356	-0,0565	-0,4254
Edad*Edad	0,0225 (0,0026)	27,9461		
Ser mayor de 6 años	0,9808 (0,1657)	0,2453	0,2358	0,1136
$-2(\text{LOG-LIKELIHOOD})$ LIKELIHOOD RATIO TEST		= 4,1672 = 197,7		

Errores estándar entre paréntesis.

Tamaño de la muestra: 3.128 niños.

padres asignan a la atención de salud de los mismos tendrá que ser repartido entre un número mayor de niños, lo que provocará una disminución de la posibilidad de poder llevarlos más de una vez a los establecimientos de salud.

El ingreso familiar muestra un efecto neto positivo sobre la frecuencia de atenciones de salud que reciben los menores. Cabe notar, sin embargo, que este efecto neto es el resultado de la combinación de dos elementos con signo contrario. Por un lado, un mayor ingreso familiar implica una mejor posibilidad de poder financiar, directamente o a través de un seguro, un mayor número de atenciones por hijo, por lo que asegura una mayor frecuencia de las mismas. Por otro lado, el hecho de que la familia cuente con un ingreso mayor implicará que pueda pagar por una atención de mejor calidad, reduciendo la necesidad de realizar visitas posteriores. Asimismo, un mayor ingreso familiar incrementa las posibilidades de recuperación del niño, ya que un hogar de ingresos más elevados ofrece, en general, condiciones de vida mejores en cuanto a niveles de nutrición, higiene, etc., lo que redundará en un mejor estado de salud de sus miembros.

Alguna de estas razones permiten explicar también el signo aparentemente contraintuitivo del coeficiente de la variable educación del jefe de hogar: una mayor educación del jefe de hogar disminuye la probabilidad de que el niño reciba más de una

atención de salud en el periodo de análisis. Para entender este resultado es importante recordar que se está controlando por nivel de ingreso familiar o por capacidad de financiamiento de bienes de salud. Por lo tanto, si se toman dos niños con características similares, incluyendo el ingreso total de su hogar, pero cuyos jefes de hogar presentan niveles de educación diferentes, aquel que provenga de un hogar donde el jefe sea más educado mostrará menor frecuencia de atenciones de salud. La explicación se encuentra en el hecho de que este mayor nivel de educación está generalmente asociado a una mejor capacidad de recuperación de cualquier enfermedad por parte del niño, dado que el más alto nivel educativo del jefe de hogar implicará mejores hábitos de consumo, de higiene y alimenticios dentro de la familia y conocimientos específicos sobre el cuidado de las enfermedades, que permitirán incrementar las probabilidades de una rápida recuperación del niño.

La variable estado nutricional afecta de manera positiva la frecuencia de atenciones. Como era de esperarse, y por las mismas razones que en el caso de la decisión de asistencia, la presencia de problemas nutricionales en el menor generará un número mayor de atenciones de salud dentro del periodo de análisis, respecto a las que tendría si no mostrara estas deficiencias.

La misma relación cuadrática y con forma de U del modelo anterior se presenta otra vez entre la variable edad del niño y la frecuencia de atenciones; así, la probabilidad de recibir más de una atención dentro de un periodo de tres meses disminuye a medida que el niño crece, mientras que alrededor de los 9 años (nivel mínimo de la curva estimada) esta relación se estabiliza.

Finalmente, se verifica una relación significativa y positiva entre la frecuencia de atenciones y el hecho de que el niño tenga más de 6 años. Este resultado sugiere que el menor que no es elegible para el PNAAC (con 6 años o más de edad), todo lo demás constante, presenta un mayor número de atenciones de salud que el menor elegible para el PNAAC. La explicación para este resultado es que, dado que ambos asisten, el menor no elegible es más probable que consulte por enfermedad o accidente, mientras que el menor elegible es más probable que asista para cumplir con los controles de salud obligatorios y así acceder a los beneficios del PNAAC.

Las coeficientes reportados en el Cuadro 9 son significativos al 5%, con la única excepción de la variable Ingreso del hogar, la que es significativa al 10%.¹⁵

Las variables de mayor impacto sobre la frecuencia de atenciones son el estado nutricional del niño, su edad y el hecho de que tenga más de 6 años. En relación con el nivel nutricional, se observa que un niño con problemas nutricionales tiene una probabilidad de mostrar más de una atención de salud durante un periodo de tres meses 16,3 puntos mayor que aquel niño nutricionalmente sano. El hecho de que el niño crezca tiene un impacto negativo sobre la frecuencia de atenciones. Así, un aumento de un año en la edad del niño provoca una reducción de 5,7 puntos en la probabilidad de que él muestre más de una atención de salud en un trimestre. El hecho de que el niño supere la edad de 6 años genera un importante incremento en la probabilidad de que la frecuencia de sus atenciones de salud sea mayor a una atención. Así, el hecho de tener más de 6 años incrementa la probabilidad de recibir más de una atención de salud en un trimestre en 23,6 puntos.

Finalmente, es importante destacar el buen poder explicativo de este modelo: el test basado en la razón de verosimilitud arroja un valor de 197,7, mayor que el estadístico chi-cuadrado de tabla, que con 7 grados de libertad (correspondientes a las siete variables explicativas de esta versión del modelo) presenta un valor de 14,07, al 5% de significación.¹⁶

IV. Conclusiones y Recomendaciones de Política

Este artículo se ha orientado a analizar los principales determinantes de la tasa de consultas de salud de los niños y adolescentes y la frecuencia de atenciones de salud en un periodo de tres meses.

La importancia de este análisis se origina en el hecho que la salud infantil es la base del bienestar social de la población futura, no sólo al garantizar un adecuado nivel de vida para la misma, sino al asegurar la eficiencia de la inversión en capital humano que permita contribuir al crecimiento económico del país.

Dadas estas consideraciones se plantean dos modelos logit binomiales para explicar tanto la tasa de consulta como su frecuencia. Estas decisiones se vinculan con un conjunto de variables socioeconómicas del niño y de su familia.

Los principales resultados de este análisis nos llevan a concluir que las variables explicativas más importantes de ambas decisiones son el nivel nutricional de la población objetivo, su edad y su elegibilidad al PNAAC.

Un deficiente nivel nutricional del menor incide en la decisión de los padres de ofrecer una atención preferencial para el niño, aumentando así la probabilidad de que éstos participen en algún programa asistencial, por lo que es de esperar que se incremente su probabilidad de asistencia y la frecuencia de atenciones.

La edad del menor muestra un comportamiento cuadrático y en forma de U, de tal manera que la probabilidad de asistencia y la frecuencia de las atenciones disminuyen a medida que el niño crece, para luego, a partir de un nivel mínimo, mostrar una relación más estable.

Finalmente, cabe resaltar la importancia de la constatación realizada en torno a la variable explicativa vinculada con la elegibilidad del PNAAC. El hecho de que los niños mayores de 6 años disminuyan su probabilidad de asistencia demuestra que parte de los incentivos de los padres de llevarlos proviene de la posibilidad de acceder a la entrega de alimentos. Al ser así, la recomendación de política que surge de esta comprobación es que una manera de aumentar la probabilidad de asistencia a los establecimientos de salud en los menores no elegibles para el PNAAC es a través de expandir la población objetivo del programa. Esto se debe a que, dada la relación directa entre el PNAAC y asistencia, un incremento de su cobertura tendría efectos muy positivos sobre los niveles de salud de la niñez y sobre su nivel nutricional.

Notas

1. Debido a los datos utilizados, se seleccionó un periodo de tres meses.
2. Behrman, 1990.
3. Becker, 1975.
4. Esta se refiere a las atenciones ambulatorias, controles y consultas recibidas por un menor en un periodo determinado.
5. El análisis econometría posterior presenta evidencia que apoya la hipótesis de una caída importante en la tasa de consulta al perder el menor la elegibilidad para acceder a los beneficios del PNAAC.
6. Para un análisis más detallado sobre el tema ver Torche (1985), Vergara (1990) y Vial y Canthi (1991).
7. Sin embargo, como los jóvenes son elegibles para la mayoría de los programas de salud sólo hasta los 14 años, la muestra estará restringida a los menores entre 0 y 14 años de edad.
8. Esto indica que los resultados aquí reportados deben ser analizados con precaución.
9. El propósito de esta variable es incorporar la elegibilidad del niño al PNAAC al análisis de la decisión de la asistencia al establecimiento de salud.
10. La variable educación del jefe de hogar y educación del cónyuge no fue estadísticamente significativa.

- 11 Se llama efecto impacto al cambio en el nivel de la variable dependiente ante un cambio en el de cualquiera de las variables explicativas.
- 12 Lo que resulta ser similar a evaluar la función de verosimilitud en las proporciones muestrales observadas para los casos en que se asiste y no se asiste a la consulta médica.
- 13 Este test se distribuye chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de variables explicativas, que en el caso del modelo analizado son 9. Por tanto el chi-cuadrado de tabla al 5% es 16,92, menor al valor estimado del estadístico.
- 14 Como otra manera de medir bondad de ajuste, el modelo estimado predice una probabilidad promedio de asistencia de 33,4% versus un 27,5% observado.
- 15 Las variables zona y parentesco con el jefe de hogar no resultaron significativas.
- 16 Como otra manera de medir bondad de ajuste, el modelo estimado predice una probabilidad de mostrar más de una atención de salud en un trimestre de 50,9% versus un 51,3% observado.

Referencias bibliográficas

- BECKER, G. (1975), "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, Nº 75, USA.
- BEHRMANN, J. (1990), "The Action of Human Resources and Poverty on One Another: What We Have Yet to Learn", *LMSS Working paper* Nº 74, The World Bank.
- JOHNSON, J.D., Y S. KOTZ, (1972), "Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions", New York, John Wiley and Sons.
- MIDEPLAN (1993), *Programas Sociales: Su Impacto en los Hogares Chilenos*. En prensa. Santiago, Chile.
- _____. (1992). *Población, Educación, Vivienda, Salud, Empleo y Pobreza*. CASEN 1990. Santiago, Chile.
- TORCHE, A. (1985), "Una evaluación económica del Programa Nacional de Alimentación Complementaria (PNAC)", Pontificia Universidad Católica de Chile, *Cuadernos de Economía*, Nº 66, Año 22.
- VERGARA, PILAR (1990), "Políticas hacia la extrema pobreza en Chile", 1973/1988. Ffacsso.
- VIAL, I. Y CAMHI, R. (1991), *Experiencias y Dilemas en la Focalización del Programa Nacional de Alimentación Complementaria*. Instituto Libertad y Desarrollo. Documento mimeografiado. Santiago, Chile.