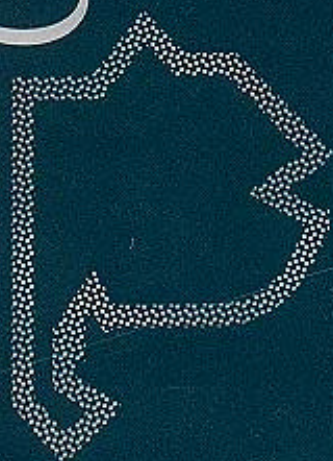


DE ECONOMIA

Nº 45

CUADERNOS

Acceso a la educación
y la salud en la
provincia de Buenos Aires



Ministerio de Economía
de la Provincia de Buenos Aires
República Argentina

Acceso a la educación y la salud en la provincia de Buenos Aires

Leonardo Gasparini*

Este trabajo fue realizado en el marco del convenio vigente entre el Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires y la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata. La coordinación general de dicho convenio está a cargo del Dr. Atilio Elizagaray.

Las opiniones vertidas no comprometen la posición oficial del Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires.

La Plata, Noviembre de 1998.

* Departamento de Economía, UNLP. Colaboraron en este trabajo Laura C. Iglesias y Laura Ripani.

Autoridades

Dr. Eduardo Duhalde
Gobernador

Sr. Rafael Romá
Vicegobernador

Lic. Jorge Emilio Sarghini
Ministro de Economía

Lic. Sergio Bugallo
Secretario de Ingresos Públicos

Lic. Gerardo Otero
Subsecretario de Finanzas

Lic. Carlos Fernández
Subsecretario de Política y Coordinación Fiscal

Director: **Lic. Jorge Emilio Sarghini**

Coordinador: **Lic. Matías Sebastián Gomis**

Prólogo

La contención y, fundamentalmente, la prevención de los problemas sociales (exclusión, pobreza, desigualdad, desocupación) se han transformado en las principales preocupaciones no sólo en Argentina, sino en todas las naciones sin importar su grado de desarrollo. Tanto el crecimiento económico como la equidad con que se distribuyen sus beneficios, surgen como los elementos más importantes en esta tarea.

Los servicios sociales, como son el caso de la salud y la educación, aparecen como factores centrales en ambos aspectos. Por un lado, toda vez que inciden en la acumulación de "capital humano", estos servicios son determinantes de la tasa de crecimiento a largo plazo de cualquier economía. En segundo término, al ser condicionantes de la posibilidad de éxito individual de cada agente, la igualdad de oportunidades en el acceso a la salud y a la educación es crucial para alcanzar un grado razonable de equidad distributiva.

Desde esta perspectiva, garantizar la cobertura, la calidad y la pertinencia de las prestaciones, no sólo hace a las tradicionales funciones del Estado, sino que hoy también reviste características estratégicas.

En nuestro país, luego del proceso de descentralización del gasto social, gran parte de la responsabi-

lidad de cumplir con este objetivo ha sido asignada a las jurisdicciones provinciales. Conscientes de este desafío, en nuestra provincia hemos ubicado a la reforma de los sistemas de prestación de estos servicios en un lugar destacado dentro de las prioridades de política.

El éxito en estas reformas no sólo exige una férrea voluntad política y la habilidad en el diseño de pautas de gestión adecuadas; la bondad de la información con que se nutre la toma de decisiones resulta imprescindible para poder detectar en tiempo y forma las distorsiones en que incurrir estos sistemas y así poder actuar en consecuencia.

En este último sentido, se abre un valioso espacio para la interacción entre investigadores y hacedores de políticas: los primeros, acercando los avances de la ciencia en cuanto al desarrollo de indicadores destinados a perfeccionar el diseño y evaluación de los programas sociales; los segundos, transmitiendo sus necesidades informativas y adecuando la generación de estadísticas básicas de modo que sirva para nutrir a dichos indicadores.

En esta entrega, Cuadernos de Economía presenta un estudio dedicado a la medición de la equidad en el acceso de la educación y a la salud en la Provincia de Buenos Aires.

Jorge Emilio Sarghini

Ministro de Economía
Provincia de Buenos Aires

Indice

Acceso a la educación y la salud en la provincia de Buenos Aires

	pág.
INTRODUCCION	9
CAPITULO 1: MARCO ANALITICO	10
1. ACCESO Y CALIDAD	11
2. FUENTES DE INFORMACION	11
CAPITULO 2: EDUCACION	12
1. SECUNDARIA	12
1.1 COMPARACION POR AGLOMERADO	19
2. EDUCACION SUPERIOR	21
3. PRIMARIA	26
4. PREESCOLAR	27
CAPITULO 3: SALUD	29
1. COBERTURA MEDICA	29
2. CONSULTAS AL MEDICO	31
3. ESTUDIOS Y TRATAMIENTOS	35
CAPITULO 4: DETERMINANTES DE LA DECISION DE ASISTENCIA A ESCUELAS Y HOSPITALES	37
1. EDUCACION	37
2. SALUD	43
CAPITULO 5: COMENTARIOS FINALES	48
BIBLIOGRAFIA	49

Introducción

El Estado provincial tiene importantes responsabilidades en los sectores de educación y salud. Una de sus principales metas en estas áreas es la de garantizar la igualdad de oportunidades en el acceso a ciertos servicios educativos y de salud básicos. Así, por ejemplo, el artículo 198 de la Constitución de la provincia de Buenos Aires señala que “La Educación es responsabilidad indelegable de la Provincia, la cual coordinará institucionalmente el sistema educativo y proveerá los servicios correspondientes, asegurando el libre acceso, permanencia y egreso a la educación en igualdad de oportunidades y posibilidades”. El objetivo central de este trabajo es estudiar el grado de cumplimiento de esta meta. Para tal fin se desarrolla un marco analítico destinado a medir el grado de desigualdad de oportunidades en el acceso a los servicios básicos de educación y de salud. Se derivan indicadores que pueden ser calculados periódicamente y que le permiten al gobierno provincial analizar la evolución de la inequidad en el acceso a los servicios sociales básicos en el tiempo, y/o evaluar la situación de la provincia en comparación con otras jurisdicciones.

La inequidad en el acceso a varios servicios sociales es un fenómeno conocido. Por ejemplo, la distribución de los asistentes a la escuela secundaria está concentrada en los deciles de ingresos medios y altos. El objetivo central del trabajo no es detectar situaciones de inequidad como la mencionada, sobre la que existe sobrado conocimiento y documentación, sino

evaluar el grado de esa inequidad, con el objeto de hacer comparaciones en el tiempo y en el espacio. En síntesis, la meta del trabajo no consiste en responder a la pregunta ¿existe inequidad en el acceso a la escuela secundaria?, sino en aportar elementos para evaluar si esa inequidad es un problema más o menos grave que en el pasado y si esa inequidad es un problema mayor en los aglomerados urbanos de la provincia de Buenos Aires que en el resto del país. Estas preguntas serán analizadas para los distintos niveles educativos (pre-escolar, primaria, secundaria y superior) y para varios servicios de salud.

En el trabajo se pretende además ahondar en el estudio de los factores que determinan la decisión de una persona (o de sus padres o tutores) de asistir a un establecimiento educativo o a un centro de salud. La identificación de estos factores resulta crucial para el análisis de las políticas públicas destinadas a aumentar la igualdad de oportunidades en el acceso a estos servicios.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En el Capítulo 1 se presenta una discusión teórica sobre el diseño de indicadores de inequidad en el acceso a servicios sociales básicos. Estas medidas son aplicadas al caso de educación en el Capítulo 2 y al caso de salud en el 3. En el Capítulo 4 se examinan con mayor detalle los determinantes de la decisión de asistencia a escuelas y hospitales. El estudio concluye en el Capítulo 5 con los comentarios finales.

Capítulo 1

Marco analítico

El objetivo central del trabajo consiste en medir el grado de inequidad en el acceso a la educación y la salud. Dos caminos alternativos son explorados para alcanzar esa meta. El primero es el de computar los coeficientes de uso de un determinado servicio por deciles o quintiles de ingreso. Coeficientes distintos implican una situación desigual y, por ende, potencialmente inequitativa. El segundo tipo de análisis se basa en el marco planteado en *Gasparini* (1998) y consiste en el cálculo de índices de desigualdad que tienen como argumentos las probabilidades condicionales individuales de uso de un determinado servicio social.

La implementación de la primera metodología es sencilla, una vez que se definieron las variables relevantes. La implementación de la segunda metodología implica el cumplimiento de las siguientes etapas básicas:

1) *Determinación de las principales variables potencialmente explicativas de la decisión de usar un servicio social.* Este primer paso se realiza mediante un análisis de regresión múltiple de aquellos factores que la teoría o la experiencia indican como potenciales determinantes de la variable objetivo.

2) *Clasificación de las variables explicativas en fuentes aceptables o inaceptables de diferencias en la decisión de uso.* La necesidad de este paso parte de la concepción de que sólo las diferencias en el uso de un servicio social que surgen de diferencias en variables explicativas *inaceptables* deben ser consideradas injustas. La idea puede ejemplificarse con el acceso a la universidad. Supongamos que un individuo asiste a ese nivel educativo y otro no lo hace aunque califica para hacerlo (es decir, terminó la secundaria). Existen varios factores que determinan la decisión de asistencia. Para mencionar sólo algunos: el ingreso familiar, el nivel educativo de los padres, la condición ocupacional de los padres, las preferencias del joven y de sus padres por una educación universitaria, la disposición del joven al estudio, su preferencia temporal (manifestada en la disposición a resignar ingresos por al menos 5 años), su talento relativo para las actividades intelectuales, etc. Por alguna razón las sociedades tienden a considerar a algunas de estas variables como fuentes *aceptables* de diferencias en la decisión de asistir a la universidad y a otras variables como fuentes *inaceptables* de diferencias. Por ejemplo, es factible que se coincida en clasificar como fuente inaceptable al ingreso de los padres y como fuente aceptable

a la disposición del joven al estudio. La partición del conjunto de factores que determinan una variable depende de los juicios de valor de las personas que hacen esa partición. Para una persona con ideas de derecha el conjunto de factores *aceptables* será seguramente más amplio que para una persona de izquierda. Le corresponde al usuario del análisis clasificar a los factores en aceptables e inaceptables como paso preliminar inevitable de todo estudio de inequidad.

3) *Estimación de la probabilidad de usar un determinado servicio social.* Este paso implica previamente aislar a todas aquellas observaciones que comparten el mismo valor de las variables explicativas consideradas aceptables. Dentro de ese grupo se debe computar la probabilidad de uso de un servicio social condicional al valor de las variables explicativas consideradas inaceptables. Existen básicamente dos opciones para estimar estas probabilidades: la estimación paramétrica y la no paramétrica. Dado que en este trabajo por restricciones en la información las variables dependientes a investigar son dicotómicas (se accede o no a un servicio), el análisis paramétrico requiere de modelos de variables binarias. Para este estudio se decidió aplicar un modelo paramétrico de tipo *logit*.¹ En cuanto al análisis no paramétrico se utiliza la técnica conocida como *lowess*.²

4) *Cómputo de índices de inequidad.* Para medir el grado de inequidad se aplican indicadores usuales en la literatura de desigualdad (el coeficiente de Gini y el índice de Atkinson). Sin embargo, a diferencia de esa literatura, los argumentos usados en los índices no son los ingresos u otra variable de resultado, sino las probabilidades condicionales calculadas en la etapa 3.

Nótese que el uso de esta segunda metodología implica en la práctica tres diferencias básicas respecto a la práctica de computar coeficientes de uso de servicios sociales por deciles:

a) El análisis no se limita a analizar la relación entre el ingreso y el acceso a un servicio social básico

¹ Ver Green (1996) o Johnston y Di Nardo (1997).

² Ver Hardle (1990), Deaton (1997) o Stata (1997). El método *lowess* implica la búsqueda de un valor “promedio” para cada observación. Para ello se fija un grupo (o “banda”) de observaciones con valores de las variables independientes semejantes a la observación seleccionada, se corre una regresión ponderada usando sólo información dentro de la banda y se utiliza el valor estimado de esa regresión como valor “suavizado” de la observación seleccionada.

sino que incorpora otras variables explicativas (ej.: educación de los padres, edad, sexo, etc.).

b) Se evita trabajar con deciles o quintiles, los cuales presentan problemas de continuidad; en su lugar se aplican técnicas econométricas más precisas y confiables.

c) Se introduce el uso de índices para medir el grado de inequidad. El uso de índices es también posible en el primer método, aunque no ha sido aplicado en la literatura.

1. ACCESO Y CALIDAD

La variable objetivo en este estudio es el acceso de los individuos a determinados servicios sociales, como educación o salud. Se pretende medir el grado de inequidad en el acceso a esos servicios y analizar su evolución en el tiempo y entre aglomerados urbanos. La variable objetivo es *dicotómica*, es decir puede tomar dos valores: el individuo accede (valor 1) o no accede (valor 0) a un servicio. En la realidad la situación es más compleja ya que los servicios a los que las personas tienen acceso no son de igual calidad. Tanto las escuelas como los establecimientos de salud difieren en la calidad del servicio que ofrecen. Sin embargo, en esta etapa del trabajo se ignora la dimensión *calidad*, no por considerársela irrelevante sino por otras dos razones: (i) con la información existente en Argentina es imposible hacer un análisis de calidad diferencial en los servicios sociales consumidos a nivel de individuos u hogares; y (ii) aún obviando la calidad del servicio usado o consumido, subsisten enormes diferencias en el acceso a buena parte de los servicios sociales básicos. Muchos individuos no tienen acceso a varios servicios, ni siquiera de la mínima calidad.

2. FUENTES DE INFORMACION

La fuente de información en este trabajo es la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Esta encuesta se efectúa en dos ondas (Mayo y Octubre) en varias zonas urbanas de la provincia de Buenos Aires y del resto del país. La EPH contiene información sobre la asistencia a establecimientos educativos y varias características demográficas y socioeconómicas de los individuos y hogares relevados. La encuesta no brinda información sobre el uso de servicios de salud. Sólo el “Módulo especial sobre el uso de servicios públicos” incluido en la EPH de Mayo de 1992 del Gran Buenos Aires incluye preguntas sobre ese sector.

Se cuenta con las ondas de Mayo y Octubre de la EPH para el Aglomerado del Gran Buenos Aires desde 1988 a 1997. En todos los casos ha sido posible obtener tanto la base de usuarios (donde figuran las características demográficas y socioeconómicas de cada individuo y del hogar al que pertenece) como el anexo de ingresos. Estas bases de datos incluyen dos preguntas relevantes para el análisis del sector educativo: si la persona asiste o asistió a algún establecimiento y cual es el nivel educativo máximo alcanzado. La comparación de corte transversal (es decir, entre aglomerados urbanos) se hace en base a la onda de Octubre de 1996, ya que es la onda más reciente de la que se cuenta con información para la mayoría de los aglomerados. Se obtuvieron las bases de datos de Gran Buenos Aires, La Plata, Mar del Plata, Concordia, Río Gallegos, La Pampa, La Rioja, Mendoza, Neuquén, Paraná, Rosario, San Juan, San Luis, Santa Fe y Tucumán.

Capítulo 2 Educación

En esta sección se presentan los resultados que surgen de aplicar la metodología delineada en el Capítulo 1. La esencia del estudio es relacionar la utilización de servicios sociales con variables socioeconómicas del individuo o el hogar. Una de las variables más representativas captadas por la EPH es el ingreso. En este trabajo se utiliza al ingreso familiar ajustado por adulto equivalente y economías de escala internas al hogar (en adelante *ingreso ajustado*) como variable indicadora del bienestar individual.³ Para calcular el ingreso ajustado se divide el ingreso familiar por el número de adultos equivalentes elevado a un coeficiente. La escala de adulto equivalente es la comunemente usada en los trabajos de pobreza. El coeficiente que captura el grado de economías de escala internas al hogar se supuso igual a 0,8, un valor intermedio entre los estimados en estudios previos.

Otra variable potencialmente relevante en las decisiones de asistencia es el nivel educativo de los padres o tutores del niño o joven. Para construir esta variable se tomó el máximo nivel educativo de los dos cónyuges jefes de familia, asumiéndose implícitamente que es el cónyuge de mayor nivel educativo el que ejerce mayor influencia sobre las decisiones educativas de los hijos. Por problemas de falta de datos se dividió a la población en sólo dos grupos. El grupo B (educación *baja*) reúne a aquellas personas que viven en familias en donde ninguno de los jefes terminó la secundaria. El grupo A (educación *alta*) comprende al resto de los individuos.

Otras dos variables que pueden obtenerse de la encuesta son la edad y el sexo de la persona, las que también se suponen variables potencialmente determinantes de la decisión de asistencia a un nivel educativo.

Como fue señalado en la sección anterior, para un análisis de inequidad es esencial clasificar a las variables explicativas en fuentes *aceptables* e *inaceptables* de diferencias en el acceso a la educación. Para este estudio se utilizaron los siguientes criterios:

- 1) El ingreso se consideró fuente inaceptable.

³ Las dos alternativas más usuales al uso del *ingreso ajustado* son el ingreso total familiar y el ingreso per cápita familiar. El problema con el ingreso total es que considera como “ricos” a hogares que simplemente tienen un número alto de perceptores. El problema del ingreso per cápita es que pondera de igual modo a un adulto que a un niño, cuando en realidad tienen necesidades claramente distintas.

2) La educación de los padres se consideró en algunos ejercicios inaceptable y en otros aceptable. Un argumento para considerarla inaceptable es que es el reflejo de diferencias en ingreso o riqueza de generaciones pasadas, las cuales son fuentes inaceptables. Un argumento para considerarla aceptable es que el nivel educativo de los padres captura esencialmente las preferencias de los padres por la educación de sus hijos. A igualdad de otras variables, padres más educados prefieren una mejor educación para sus hijos. Si bien estas preferencias paternales por la educación fueron moldeadas por el hecho de haber sido educados, un gobierno puede tomarlas como preferencias dadas y legítimas y, por ende, considerarlas fuentes *aceptables*.

- 3) La edad es considerada fuente aceptable.

4) El sexo de la persona es considerada fuente inaceptable de diferencias en el grado de acceso a un determinado nivel educativo.

En este trabajo se estudian los cuatro niveles educativos existentes antes de la reforma: preescolar, primaria, secundaria y superior. Pese a que la reforma educativa ha modificado los nombres y edades de asistencia a esos niveles, se mantendrá la clasificación antigua, dado que la EPH no ha ajustado sus preguntas.

Las primeras subsecciones estudian los niveles secundario y superior, niveles en donde la inequidad en el acceso es un fenómeno importante. Los niveles preescolar y primario son estudiados con menor profundidad en las subsecciones siguientes por no presentar problemas graves de inequidad.

1. SECUNDARIA

Antes de la reforma la escuela secundaria constaba de 5 años. Las edades típicas para cursar estudios secundarios eran de 13 a 17 años. El Cuadro N° 1 presenta las tasas de asistencia al colegio secundario para jóvenes en ese rango de edades.⁴ Las tasas para el total de la población objetivo han fluctuado sin una tendencia clara hasta 1993. A partir de ese año se evidencia una tendencia creciente en las tasas de asistencia. Este fenómeno se acentúa en 1997, res-

⁴ Se excluyen de este análisis a aquellos jóvenes entre 13 y 17 años que aún se encuentran en la escuela primaria.

pondiendo a la obligatoriedad de la educación formal para aquellos jóvenes que ingresaron al primer año de secundaria (octavo de la básica). La tasa global de asistencia en 1997 trepó a más del 80%. Además de información para el total de la población objetivo, el Cuadro N° 1 presenta información discriminada por

quintiles de ingreso ajustado. Las tasas de asistencia son claramente crecientes en el ingreso. Para 1997, mientras que casi el 60% de los jóvenes pertenecientes al quintil más pobre asistían al colegio secundario, ese porcentaje ascendía al 96,6% para aquellos del quintil más rico.

CUADRO N° 1
GRAN BUENOS AIRES. NIVEL SECUNDARIO. TASAS DE ASISTENCIA
POR QUINTILES. JOVENES DE 13 A 17 AÑOS. 1988-1997

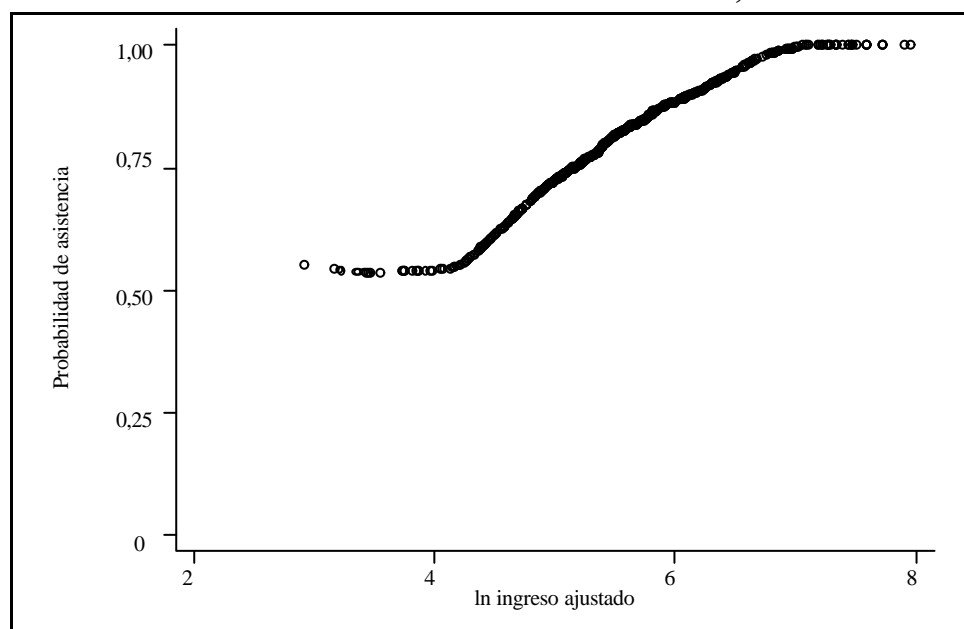
Quintil	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	59,1	52,7	56,9	48,6	67,2	58,3	57,2	49,6	50,1	59,8
2	61,5	64,3	60,0	71,2	70,6	64,2	61,9	65,7	72,1	75,4
3	73,5	75,8	72,1	64,7	63,3	68,3	68,7	73,1	79,8	79,8
4	84,8	81,2	80,5	86,7	78,2	83,0	81,6	86,5	80,8	87,7
5	94,5	93,2	88,4	91,5	93,2	91,1	93,0	96,2	95,7	96,6
Total	75,7	74,7	72,7	73,4	75,1	73,8	74,1	74,5	76,5	80,1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

El Gráfico N° 1 ilustra las diferencias en la asistencia al colegio secundario por niveles de ingreso. Cada punto del gráfico representa la probabilidad de asistencia al secundario para un joven cuyo ingreso

familiar ajustado (en logaritmos) está indicado en el eje horizontal. Para obtener este gráfico se utiliza la técnica *lowess*.

GRAFICO N° 1
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL SECUNDARIO
JOVENES ENTRE 13 Y 17 AÑOS. MAYO, 1997



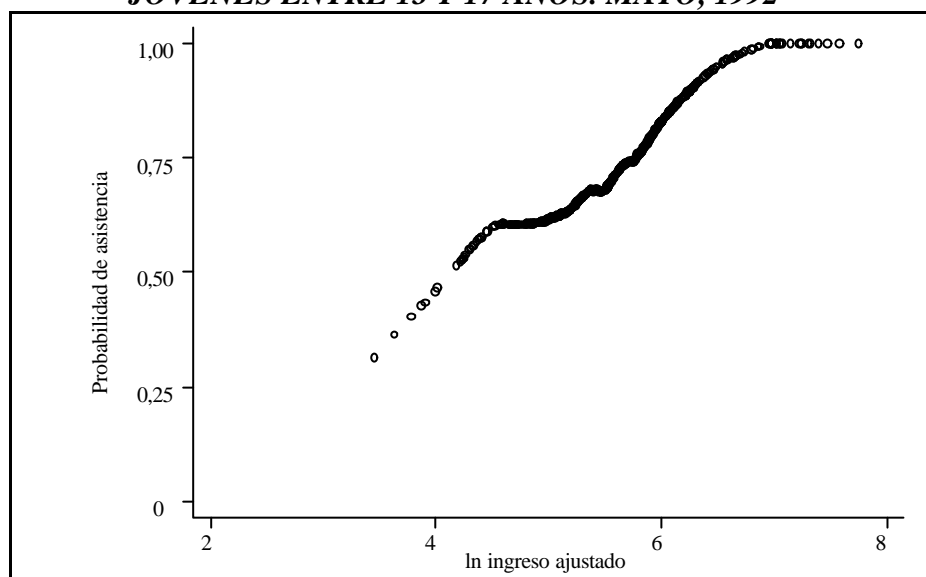
Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

La probabilidad de los niños de menores recursos es apenas superior al 50%. En cambio, existe casi certeza de que un joven de familia de altos recursos asista al secundario.

El Gráfico N° 2 reproduce el análisis para el año 1992. Tal como ocurre para el año 1997, la inequidad

en el acceso al nivel secundario es evidente a partir del gráfico. Nótese, adicionalmente, que la línea imaginaria que une los puntos del gráfico de 1992 es más empinada que la del gráfico de 1997. Esto indicaría una situación más inequitativa en 1992.

GRAFICO N° 2
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL SECUNDARIO
JOVENES ENTRE 13 Y 17 AÑOS. MAYO, 1992



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

Es importante señalar dos comentarios en este punto:

1) Nótese que la situación más inequitativa de 1992 con respecto a 1997 no es evidente en el Cuadro N° 1. Por el contrario, en principio la tasa de asistencia del primer quintil es mayor en 1992. Parte de este fenómeno puede deberse a que si bien en promedio el 20% más pobre tuvo una tasa de asistencia mayor en 1992 que en 1997, la realidad pudo haber sido la opuesta al considerar el subgrupo más pobre de ese quintil. De hecho, de acuerdo al gráfico anterior, y a diferencia de lo que se concluye del Cuadro N° 1, las tasas de asistencia de los más pobres fueron inferiores en 1992 que en 1997.

2) En los gráficos anteriores, la probabilidad de cada joven de asistir al secundario se estima en base a la asistencia de jóvenes con ingresos familiares semejantes.⁵ Sin embargo, es posible que sea más incorrecto limitar la muestra usada a efectos de la estima-

ción a sólo aquellos jóvenes cuyos padres tienen similares niveles educativos, o a jóvenes del mismo sexo, la misma edad, etc.

Para introducir estas consideraciones se realiza un análisis de inequidad en base al marco delineado en el capítulo anterior. La metodología utilizada para las estimaciones es la siguiente:

a) *Lowess*:

1) Se estima la probabilidad de asistencia de cada uno de los jóvenes pertenecientes al grupo de educación familiar *A*, utilizando la técnica *lowess*. Como variable dependiente se utiliza el logaritmo del ingreso familiar ajustado.

2) Se estima la probabilidad de asistencia de cada uno de los jóvenes pertenecientes al grupo de educación familiar *B*, utilizando una metodología similar a la del punto 1.

3) Se computa el coeficiente de Gini y los índices de Atkinson utilizando como argumentos los valores de las probabilidades obtenidas en 1 y 2.

⁵ Esto es así también para el análisis en base a quintiles.

b) *Logit*:

1) Se estima la probabilidad de asistencia de cada uno de los jóvenes pertenecientes al grupo de educación familiar *A*, utilizando los valores estimados de una regresión tipo *logit*. Como variables dependientes se utilizan el logaritmo del ingreso familiar ajustado, la edad y el sexo. Para obtener los valores estimados se fija la edad en 15 años.

2) Se estima la probabilidad de asistencia de los jóvenes del grupo *B* de manera similar al punto 1.

3) Se calcula el coeficiente de Gini y los índices de Atkinson con las probabilidades estimadas en 1 y 2.

El Cuadro N° 2 presenta los índices de inequidad

de la asistencia al colegio secundario calculados en base a las ondas de Mayo de cada año del aglomerado Gran Buenos Aires. Los índices de Atkinson son calculados en base a una función de bienestar social del tipo CES (elasticidad de sustitución constante). Se presentan los índices para dos valores alternativos del parámetro de aversión a la desigualdad (parámetro *a*). El valor $a = -0,5$ indica un juicio valorativo en el que las transferencias en las dos colas de la distribución tienen ponderaciones semejantes. En cambio para una función con $a = -1$ las transferencias en la cola inferior tienen una ponderación mayor.

CUADRO N° 2

GRAN BUENOS AIRES. NIVEL SECUNDARIO. INDICES DE INEQUIDAD. 1988-1997

Método	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Lowess										
Gini	0,123	0,129	0,131	0,133	0,136	0,129	0,136	0,134	0,127	0,094
Atkinson ($a=-0,5$)	0,349	0,434	0,418	0,459	0,428	0,389	0,457	0,444	0,420	0,233
Atkinson ($a=-1$)	0,461	0,589	0,561	0,621	0,566	0,518	0,609	0,596	0,571	0,317
Logit										
GINI	0,128	0,127	0,124	0,131	0,143	0,125	0,130	0,127	0,125	0,094
Atkinson ($a=-0,5$)	0,482	0,484	0,423	0,462	0,651	0,398	0,424	0,467	0,454	0,296
Atkinson ($a=-1$)	0,667	0,673	0,580	0,633	0,918	0,539	0,571	0,645	0,628	0,413

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

El Gráfico N° 3 ilustra los valores del coeficiente de Gini. La inequidad en el acceso al colegio secundario ha fluctuado sin un patrón claro entre 1988 y 1994. A partir de ese año los valores cayeron, suavemente los dos primeros años y fuertemente en 1997. Esta conclusión se mantiene cualquiera sea el indicador de desigualdad utilizado, y cualquiera sea el método implementado para estimar las probabilidades de asistencia.

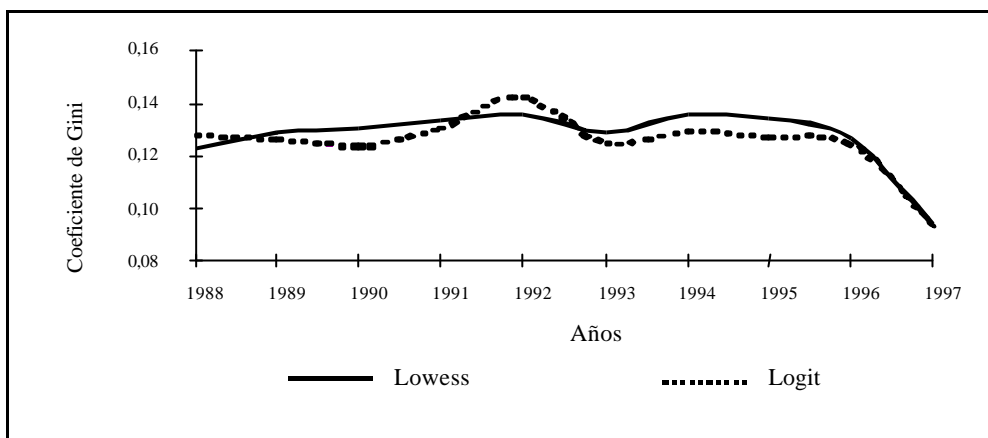
Los resultados obtenidos sugieren una relación negativa entre grado de inequidad y tasas globales de asistencia. El Gráfico N° 4 reafirma esta relación. La relación entre estas dos variables tiene una explicación intuitiva. La gran mayoría de los jóvenes de familias de altos ingresos asiste al secundario. Todo incremento de la tasa global de asistencia refleja esencialmente un aumento en la asistencia de los jóvenes de familias de ingresos medios y bajos, lo cual tiende a disminuir los niveles de inequidad. Esta

conclusión sugiere que las políticas exitosas en aumentar la asistencia al secundario probablemente redunden en una caída en los niveles de inequidad en el acceso. Sin embargo, el Gráfico N° 4 alerta que la correlación asistencia-inequidad no es perfecta, por lo que es aconsejable medir el grado de inequidad pese a conocer la evolución de los niveles globales de asistencia.

El punto situado arriba a la izquierda en el Gráfico N° 4 representa al año 1997, un año de alta asistencia y baja inequidad. La obligatoriedad introducida en 1997 parece haber estado acompañada de un aumento significativo en los niveles globales de asistencia y de una sustancial caída en el grado de inequidad.

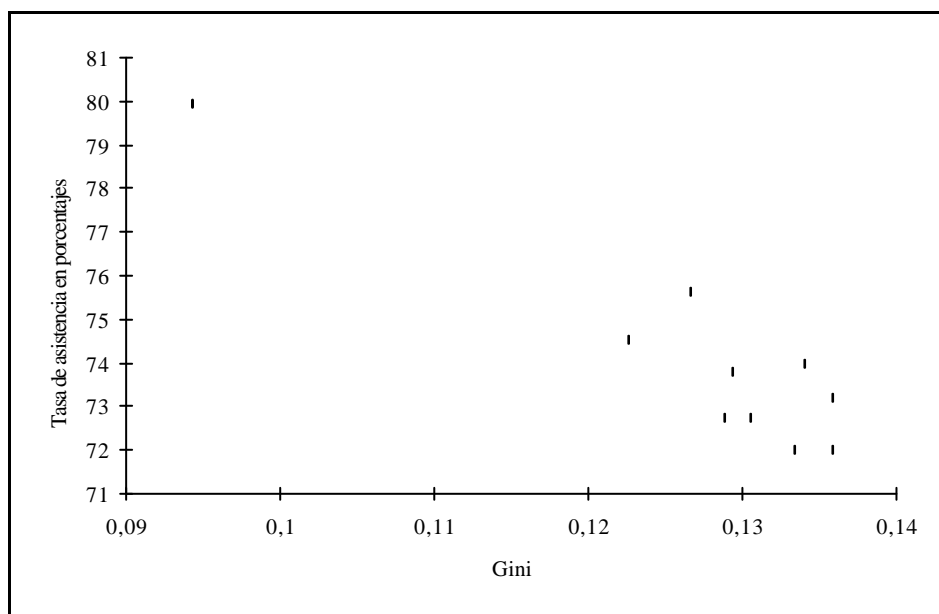
El Cuadro N° 3 presenta los índices de inequidad para los jóvenes cuyos padres no terminaron la secundaria (grupo *B*), mientras que el Gráfico N° 5 ilustra el coeficiente de Gini.

GRAFICO N° 3
GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI
ASISTENCIA AL SECUNDARIO. 1988-1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

GRAFICO N° 4
GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI Y TASAS DE
ASISTENCIA NIVEL SECUNDARIO. 1988-1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

CUADRO N° 3
GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE INEQUIDAD. NIVEL SECUNDARIO
JOVENES PERTENECIENTES AL GRUPO B. 1988-1997

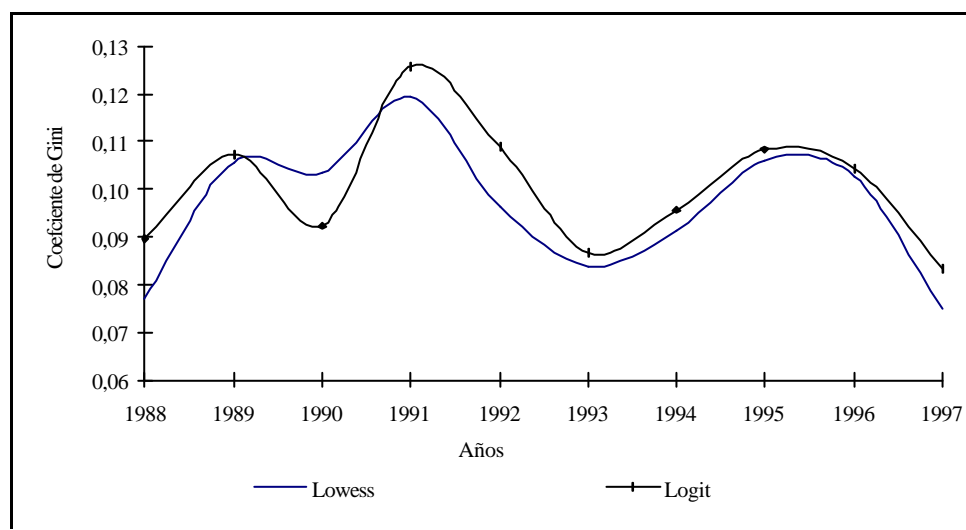
Método	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Lowess										
Gini	0,077	0,106	0,103	0,119	0,096	0,084	0,091	0,106	0,103	0,075
Atkinson (a=-0,5)	0,135	0,310	0,278	0,349	0,218	0,173	0,209	0,266	0,285	0,173
Atkinson (a=-1)	0,178	0,424	0,378	0,469	0,286	0,231	0,280	0,355	0,389	0,238
Logit										
Gini	0,089	0,107	0,092	0,126	0,109	0,087	0,096	0,108	0,104	0,083
Atkinson (a=-0,5)	0,207	0,346	0,238	0,407	0,314	0,231	0,245	0,358	0,317	0,225
Atkinson (a=-1)	0,281	0,480	0,326	0,554	0,429	0,320	0,335	0,496	0,438	0,313

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

La inequidad en el acceso al secundario entre aquellos jóvenes pertenecientes a familias de menor educación aumentó claramente hasta 1991, cayó entre ese año y 1993, volvió a aumentar hasta 1995 y cayó

en los dos últimos años, especialmente en 1997. Los resultados son semejantes, cualquiera sea el método de estimación usado.

GRAFICO N° 5
GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI. ASISTENCIA AL SECUNDARIO
JOVENES PERTENECIENTES AL GRUPO B. 1988-1997

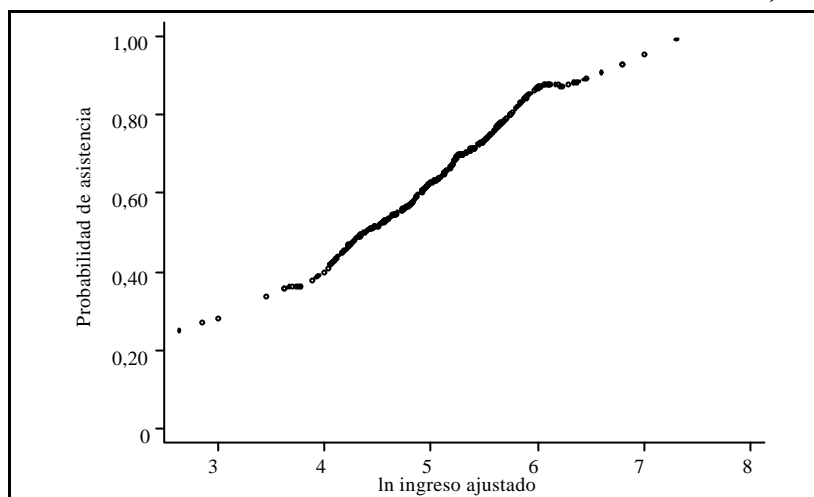


Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

Las diferencias en los índices de inequidad pueden ser comprendidas en base a la inspección de gráficos de la probabilidad de asistencia al secundario. El Gráfico

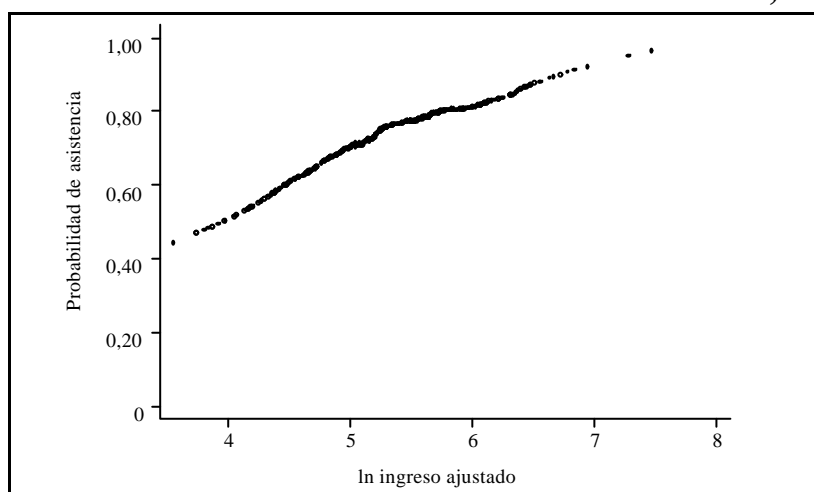
N° 6 ilustra estas probabilidades para los jóvenes en edad de secundaria pertenecientes al grupo B en 1991, mientras que el Gráfico N° 7 ilustra la situación en 1997.

GRAFICO N° 6
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL SECUNDARIO
JOVENES ENTRE 13 Y 17 AÑOS DEL GRUPO B. MAYO, 1991



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1991.

GRAFICO N° 7
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL SECUNDARIO
JOVENES ENTRE 13 Y 17 AÑOS DEL GRUPO B. MAYO, 1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

Parece claro, a partir de los gráficos, que la “pendiente” de la curva de 1991 es mayor a la de 1997. Los círculos en el Gráfico N° 7 parecen estar más concentrados alrededor de la media de lo que están en 1991. Esta presunción se ve confirmada por los indicadores del Cuadro N° 3. Bajo cualquier criterio, la inequidad en el acceso al secundario es menor en 1997 que en 1991.

Finalmente, el Cuadro N° 4 muestra los indicadores

de inequidad para aquellos jóvenes pertenecientes a familias con educación alta. La magnitud de los valores es substancialmente menor a la de los del grupo B. El patrón de evolución en la última década no es claro. De cualquier forma, siendo los valores comparativamente tan bajos, puede concluirse que la inequidad en el acceso a la secundaria no parece ser un problema especialmente grave en este grupo de jóvenes.

CUADRO N° 4
GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE INEQUIDAD. NIVEL SECUNDARIO
JOVENES PERTENECIENTES AL GRUPO A. 1988-1997

Método	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Lowess										
Gini	0,013	0,016	0,034	0,021	0,029	0,031	0,012	0,030	0,020	0,027
Atkinson (a=-0,5)	0,010	0,007	0,044	0,010	0,020	0,022	0,004	0,024	0,009	0,018
Atkinson (a=-1)	0,014	0,010	0,060	0,014	0,027	0,030	0,005	0,032	0,012	0,024
Logit										
GINI	0,004	0,016	0,019	0,014	0,032	0,031	0,012	0,025	0,019	0,020
Atkinson (a=-0,5)	0,001	0,006	0,009	0,005	0,038	0,035	0,004	0,020	0,009	0,014
Atkinson (a=-1)	0,001	0,008	0,012	0,006	0,051	0,047	0,005	0,027	0,012	0,019

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

1.1. COMPARACION POR AGLOMERADOS

En esta subsección se comparan los indicadores de inequidad en el acceso al colegio secundario para diversos aglomerados urbanos cubiertos por la EPH. Se realiza la comparación para Octubre de 1996, por ser ésta la onda que cuenta con mayor información. Se obtuvieron las bases de 10 aglomerados urbanos. Entre estos se encuentran los del Gran Buenos Aires, La Plata y Mar del Plata. El aglomerado de Bahía Blanca no se incluye en este análisis dado el escaso número de observaciones de la EPH en esa región.

El Cuadro N° 5 ofrece información sobre las tasas de asistencia relevadas por la EPH en 10 aglomerados urbanos de Argentina en Octubre de 1996. Las tasas de asistencia en el aglomerado Gran Buenos Aires son relativamente bajas, superando sólo a las tasas de Tucumán, Concordia y Mendoza. Dado que el aglomerado Gran Buenos Aires incluye a Capital Federal, se estima que la asistencia en el Conurbano sería aún menor de lo que refleja el Cuadro N° 5. Las tasas de los otros dos aglomerados bonaerenses relevados (La Plata y Mar del Plata) son más altas, siendo superadas sólo por Santa Fe y Río Gallegos.

CUADRO N° 5
NIVEL SECUNDARIO
TASAS DE ASISTENCIA

Aglomerado	Tasa
Gran Buenos Aires	73,6
La Plata	80,6
Mar del Plata	81,5
Concordia	63,9
Mendoza	73,1
Neuquén	78,3
Río Gallegos	92,4
Rosario	76,7
Santa Fe	84,9
Tucumán	68,0

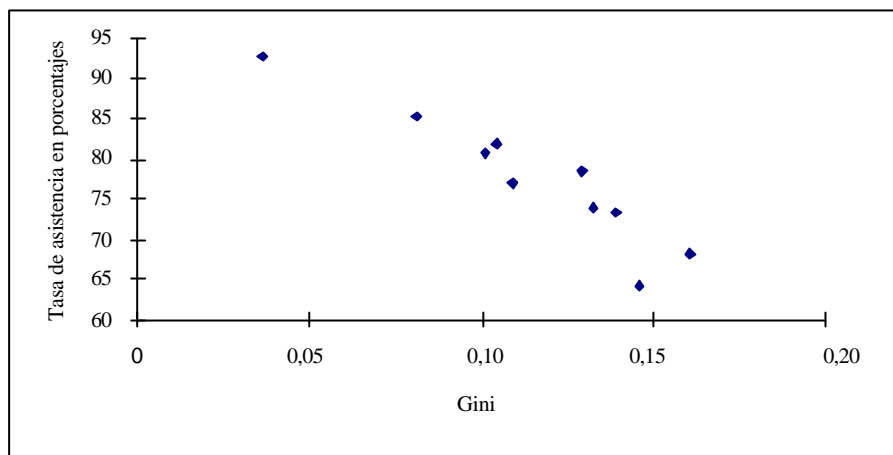
Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Octubre, 1996.

CUADRO N° 6
NIVEL SECUNDARIO
COEFICIENTE GINI DE INEQUIDAD

Aglomerado	Lowess	Logit
Gran Buenos Aires	0,133	0,126
La Plata	0,101	0,103
Mar del Plata	0,105	0,087
Concordia	0,146	0,133
Mendoza	0,140	0,110
Neuquén	0,130	0,108
Río Gallegos	0,037	0,022
Rosario	0,109	0,087
Santa Fe	0,081	0,068
Tucumán	0,161	0,163

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Octubre, 1996.

GRAFICO N° 8
10 AGLOMERADOS URBANOS DE ARGENTINA. COEFICIENTE DE GINI
Y TASAS DE ASISTENCIA. NIVEL SECUNDARIO. OCTUBRE, 1996

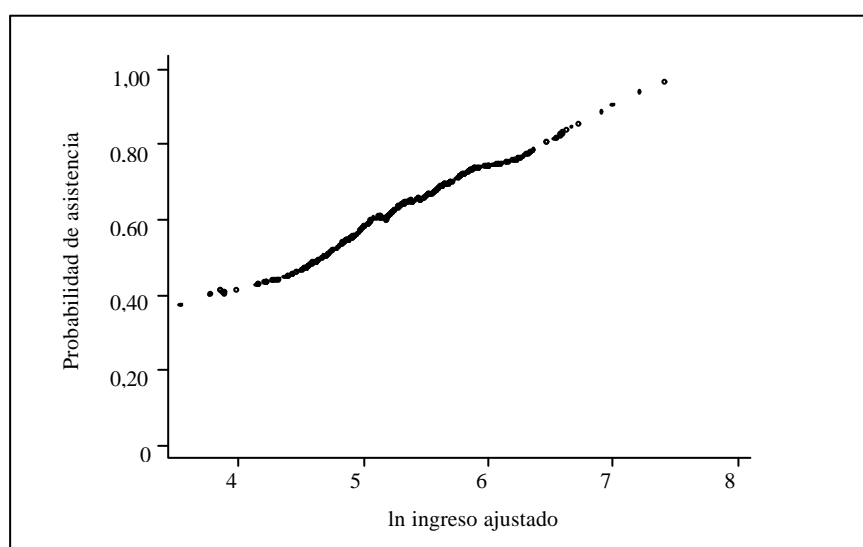


Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Octubre, 1996.

El Cuadro N° 6 presenta el coeficiente de Gini calculado con las probabilidades condicionales de asistencia al secundario. El ordenamiento por niveles de asistencia es semejante al ordenamiento por equidad. El Gráfico N° 8 ilustra esa relación. Sin embargo, existen excepciones: Rosario tiene niveles de asisten-

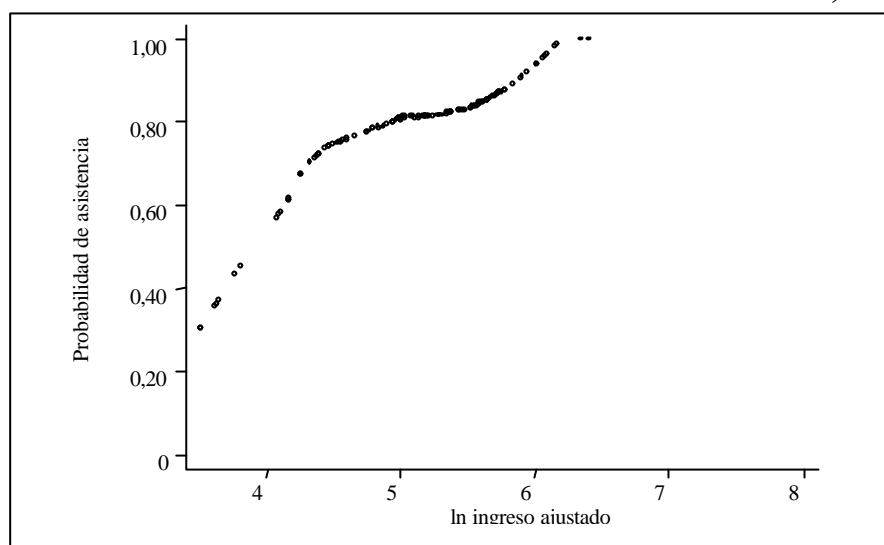
cia menores que Neuquén y, sin embargo, presenta coeficientes de inequidad también menores. La misma relación se presenta para Concordia y Tucumán y para La Plata y Mar del Plata (en este caso sólo si consideramos la estimación con lowess la inequidad en La Plata es menor).

GRAFICO N° 9
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL SECUNDARIO
JOVENES ENTRE 13 Y 17 AÑOS DEL GRUPO B. OCTUBRE, 1996



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Octubre, 1996.

GRAFICO N° 10
SANTA FE. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL SECUNDARIO
JOVENES ENTRE 13 Y 17 AÑOS DEL GRUPO B. OCTUBRE, 1996



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Octubre, 1996.

Los resultados del Cuadro N° 6 indican que la inequidad en el acceso a la educación secundaria parece ser un problema importante en el Gran Buenos Aires, en relación a otros aglomerados urbanos. Los dos gráficos precedentes profundizan el análisis mostrando la probabilidad de asistir al secundario para aquellos jóvenes entre 13 y 17 años pertenecientes al grupo B.⁶ El Gráfico N° 9 ilustra el caso del Gran Buenos Aires y el N° 10 el de Santa Fe, una ciudad donde el coeficiente de inequidad de Gini es bajo. Los gráficos son elocuentes. Mientras que las probabilidades de los jóvenes de Santa Fe están bastante concentradas alrededor de la media (0,84), éste no es el caso en el Gran Buenos Aires, donde las diferencias en probabilidades son más notorias.

2. EDUCACION SUPERIOR

El nivel superior de educación comprende tanto a las universidades como a los institutos de educación terciaria. El Cuadro N° 7 indica los niveles de asistencia a ese nivel en el aglomerado Gran Buenos Aires en el período 1988-1997. Se restringe la muestra a aquellos jóvenes entre 18 y 23 años que no estén cursando la secundaria. Los niveles promedio de

asistencia al nivel superior cayeron desde 1988 a 1992, pero se han recuperado desde entonces. La situación actual indica tasas de asistencia mayores a las de una década atrás, aún considerando la caída experimentada en 1997.

El análisis de la información del Cuadro N° 7 sugiere un alto y creciente grado de inequidad en el acceso a la educación superior. Así, en 1997, de los jóvenes pertenecientes al quintil más pobre sólo el 6,1% asistía a una universidad o instituto terciario, mientras que ese porcentaje trepaba al 65% para los jóvenes de mayores recursos.

Los números del cuadro no capturan con precisión la inequidad propia del nivel superior. Esto se debe a que muchos de los jóvenes que no asisten a la universidad ni siquiera califican para hacerlo ya que no terminaron la secundaria. En ese sentido, parte de la inequidad del nivel superior es heredada de niveles educativos previos.⁷ Para tratar de "limpiar" este fenómeno el Cuadro N° 8 restringe la muestra a aquellos jóvenes entre 18 y 23 años que terminaron la secundaria.

⁶ Es en este grupo donde se manifiestan los mayores grados de inequidad.

⁷ Es común, en los trabajos sobre el tema, mostrar que los estudiantes universitarios son en su mayoría jóvenes de nivel socioeconómico medio o alto (ver *Petrei* (1988), *Diéguez et al.* (1991) y *Flood et al.* (1994)). Sin embargo, no es común tratar de capturar la inequidad "genuina" de ese nivel.

CUADRO N° 7
GRAN BUENOS AIRES. TASAS DE ASISTENCIA POR QUINTILES
NIVEL SUPERIOR. JOVENES DE 18 A 23 AÑOS. 1988-1997

Quintil	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	8,0	10,4	15,7	7,3	18,1	12,7	13,4	7,1	6,6	6,1
2	16,7	19,2	12,0	23,4	17,2	12,4	21,2	18,9	17,0	15,6
3	20,2	16,4	24,4	17,0	18,1	17,7	19,8	20,7	17,4	24,7
4	27,0	23,6	31,6	19,6	22,2	28,9	32,0	33,1	45,6	30,0
5	55,7	49,7	43,4	46,6	42,8	45,5	49,9	57,4	67,4	65,0
Total	27,4	24,8	25,9	24,5	23,4	25,9	28,6	29,0	33,2	31,8

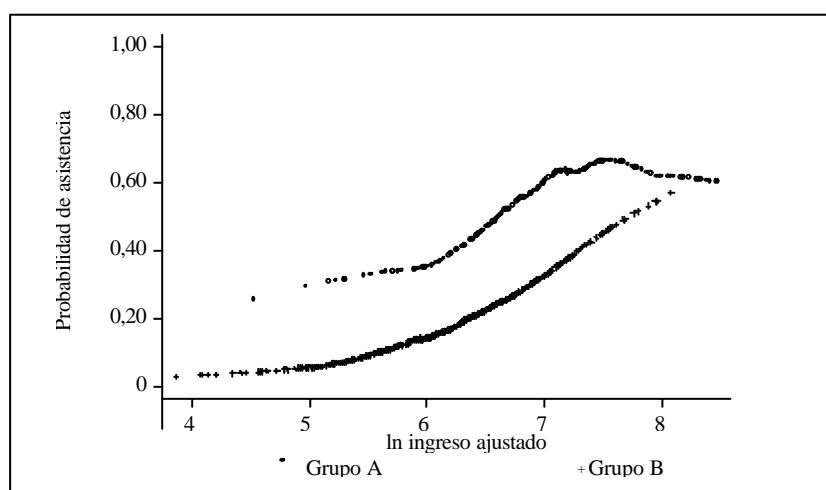
Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

CUADRO N° 8
GRAN BUENOS AIRES. TASAS DE ASISTENCIA POR QUINTILES. NIVEL SUPERIOR
JOVENES DE 18 A 23 AÑOS QUE TERMINARON LA SECUNDARIA. 1988-1997

Quintil	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	40,6	39,8	55,3	29,8	46,7	45,9	47,8	32,0	28,3	27,0
2	52,9	52,7	45,0	55,0	44,3	32,3	59,5	49,8	45,6	48,4
3	53,7	50,2	54,7	43,7	41,1	42,1	43,1	54,4	39,7	52,3
4	50,4	46,5	51,4	42,0	43,1	52,4	53,0	52,1	65,6	49,4
5	69,3	60,2	56,3	70,3	60,8	59,7	63,1	71,7	78,7	75,6
Total	58,1	52,6	53,5	53,5	48,2	50,5	55,0	57,6	60,7	59,2

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

GRAFICO N° 11
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL NIVEL SUPERIOR
JOVENES ENTRE 18 Y 23 AÑOS QUE TERMINARON LA SECUNDARIA. MAYO, 1988



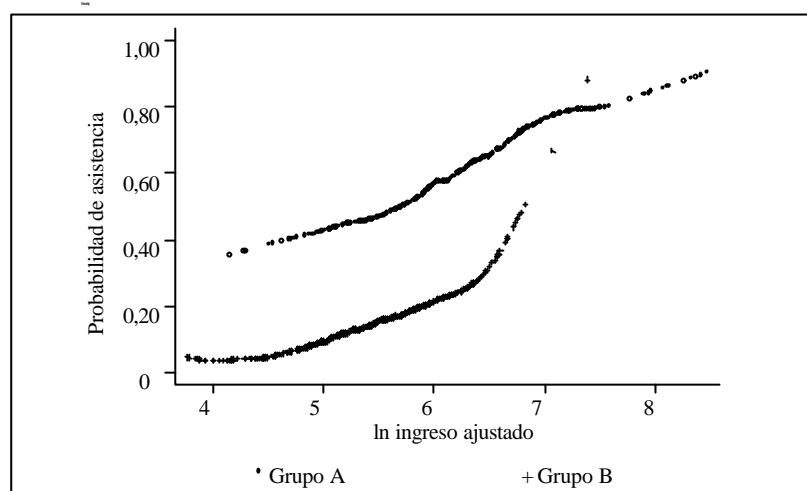
Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1988.

Las tasas de asistencia son naturalmente mayores que en el Cuadro N° 7. Sin embargo, la evolución en el tiempo es semejante. La asistencia media cae hasta 1992, aumenta hasta 1996 y cae en 1997, situándose en valores algo superiores a los de una década atrás. La situación continúa siendo muy inequitativa. Mientras que en 1997 de los jóvenes del primer quintil que terminaron la secundaria sólo el 27% accedía al nivel

superior, ese porcentaje asciende al 75,6% para los del quintil superior.

Los Gráficos N°s. 11 y 12 muestran la probabilidad de asistencia al nivel superior para jóvenes que terminaron el colegio secundario. Los círculos representan a aquellos jóvenes provenientes de familias con educación más alta, mientras que las cruces ilustran a aquellos pertenecientes a familias de menor educación.

GRAFICO N° 12
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL NIVEL SUPERIOR
JOVENES ENTRE 18 Y 23 AÑOS QUE TERMINARON LA SECUNDARIA. MAYO, 1997



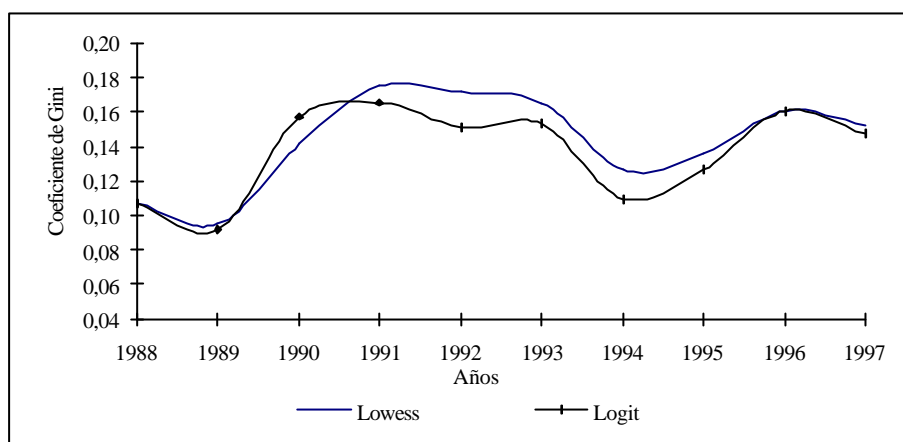
Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

CUADRO N° 9
GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE INEQUIDAD. NIVEL SUPERIOR
JOVENES ENTRE 18 Y 23 AÑOS QUE TERMINARON LA SECUNDARIA. 1988-1997

Método	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Lowess										
Gini	0,107	0,095	0,141	0,175	0,171	0,166	0,126	0,135	0,161	0,152
Atkinson (a=-0,5)	0,027	0,022	0,052	0,085	0,077	0,101	0,051	0,041	0,071	0,059
Atkinson (a=-1)	0,036	0,029	0,070	0,117	0,103	0,142	0,071	0,053	0,097	0,080
Logit										
Gini	0,107	0,092	0,157	0,165	0,151	0,153	0,110	0,126	0,161	0,147
Atkinson (a=-0,5)	0,029	0,019	0,063	0,067	0,059	0,057	0,029	0,041	0,073	0,058
Atkinson (a=-1)	0,040	0,026	0,084	0,090	0,080	0,077	0,040	0,056	0,100	0,080

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

GRAFICO N° 13
GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI
ASISTENCIA AL NIVEL SUPERIOR. 1988-1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año .

Si bien no resulta absolutamente evidente de los gráficos, la inequidad es mayor en 1997. Por un lado, la distancia entre las dos curvas imaginarias (la del grupo A y la del B) es mayor en 1997. Por otro lado, la curva B parece ser más empinada en 1997 que en 1988. Estas presunciones pueden ser confirmadas tomando a las probabilidades graficadas como argumentos de los índices de desigualdad. El Cuadro N° 9 presenta estos cálculos para todos los años del período considerado.⁸

El Gráfico N° 13 ilustra la evolución del coeficiente de Gini calculado mediante dos métodos alternativos: lowess y logit.

El patrón de evolución no varía substancialmente al cambiar el método de estimación o el índice de desigualdad utilizado. La inequidad en el acceso al nivel superior en el Gran Buenos Aires creció hasta 1990 o 1991, fue cayendo hasta 1994 y creció significativamente hasta el presente. Se ratifica la conclusión que surgía de los gráficos anteriores: la inequidad en el acceso al nivel superior de educación es mayor en la actualidad que una década atrás.

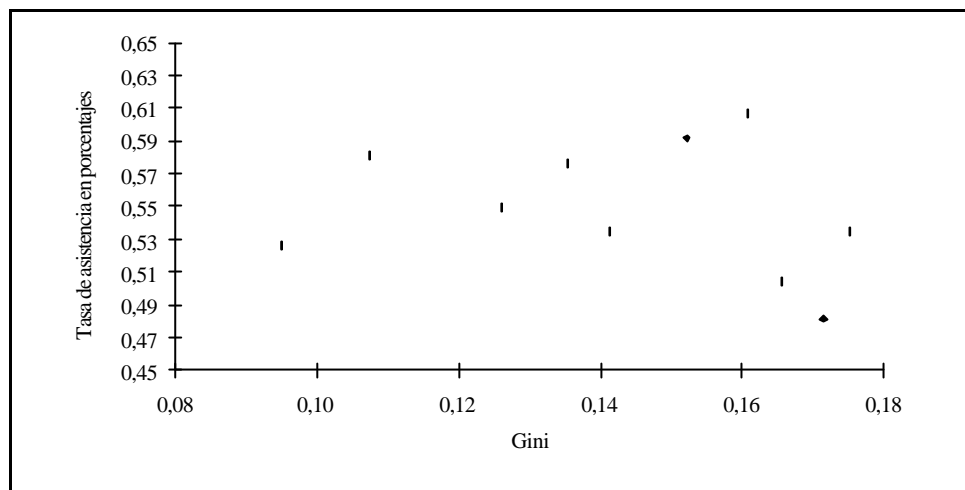
A diferencia del nivel secundario la relación entre asistencia e inequidad no resulta clara en el nivel superior. El Gráfico N° 14 ilustra este punto. Aumentos en las tasas de asistencia no implican necesaria

mente caídas en los indicadores de inequidad. Dado que no todos los jóvenes de familias de mayores ingresos asisten al nivel superior, un incremento en el nivel global de asistencia puede significar básicamente sólo un aumento en el acceso a la educación superior de esos jóvenes, sin un incremento semejante en el acceso de los jóvenes de menores recursos. Esta combinación lleva naturalmente a un aumento en los indicadores de inequidad.

Para analizar el caso en el que la educación de los padres es considerada una fuente *aceptable* de diferencias en el acceso a la educación superior se divide a la población entre 18 y 23 años según el nivel educativo alcanzado por sus padres. El Cuadro N° 10 presenta los índices de inequidad de aquellos jóvenes pertenecientes al grupo B, mientras que el Cuadro N° 11 hace lo propio con los del grupo A. La inequidad en el acceso a la educación superior para los jóvenes del grupo B es mayor que para aquellos del grupo A. Los indicadores de inequidad del grupo B crecieron entre fines de los ochenta y principios de los noventa y se han mantenido altos desde entonces. Por su parte, la inequidad para los jóvenes del grupo A fluctuó hasta 1993 y ha crecido desde ese año. Pese a la caída experimentada en 1997, los niveles de inequidad actuales son mayores a los de principios de los noventa.

⁸ La muestra se restringe adicionalmente eliminando a jóvenes que son jefes de familia o cónyuges. La razón de esta decisión es que la encuesta no permite observar el nivel educativo de los padres de estos jóvenes.

GRAFICO N° 14
GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI Y TASAS
DE ASISTENCIA. NIVEL SUPERIOR. 1988-1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

CUADRO N° 10
GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE INEQUIDAD. NIVEL SUPERIOR
JOVENES PERTENECIENTES AL GRUPO B. 1988-1997

Método	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Lowess										
Gini	0,050	0,038	0,075	0,144	0,131	0,148	0,143	0,067	0,151	0,121
Atkinson (a=-0,5)	0,008	0,006	0,028	0,051	0,038	0,052	0,080	0,011	0,066	0,053
Atkinson (a=-1)	0,011	0,008	0,039	0,068	0,050	0,068	0,116	0,015	0,091	0,074
Logit										
Gini	0,057	0,009	0,052	0,102	0,128	0,152	0,146	0,082	0,172	0,123
Atkinson (a=-0,5)	0,007	0,000	0,007	0,029	0,039	0,052	0,058	0,018	0,095	0,039
Atkinson (a=-1)	0,010	0,000	0,009	0,040	0,052	0,068	0,079	0,024	0,134	0,053

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

CUADRO N° 11
GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE INEQUIDAD. NIVEL SUPERIOR
JOVENES PERTENECIENTES AL GRUPO A. 1988-1997

Método	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Lowess										
Gini	0,077	0,035	0,050	0,067	0,058	0,029	0,073	0,105	0,117	0,080
Atkinson (a=-0,5)	0,015	0,003	0,006	0,013	0,008	0,002	0,013	0,025	0,043	0,015
Atkinson (a=-1)	0,021	0,004	0,008	0,016	0,011	0,003	0,017	0,033	0,059	0,020
Logit										
Gini	0,088	0,061	0,022	0,070	0,034	0,064	0,065	0,100	0,112	0,085
Atkinson (a=-0,5)	0,020	0,009	0,001	0,012	0,003	0,010	0,010	0,029	0,033	0,019
Atkinson (a=-1)	0,027	0,012	0,002	0,016	0,004	0,013	0,013	0,040	0,045	0,025

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

3. PRIMARIA

El nivel primario abarcaba, antes de la reforma educativa, 7 años de educación obligatoria. La edad habitual para cursar estudios primarios era entre 6 y 12 años, de manera que se restringe el análisis a ese grupo etáreo. El Cuadro N° 12 muestra los niveles de asistencia en el período 1988-1997.⁹

Los números son elocuentes. Casi la totalidad de los niños asiste a la escuela primaria. Para ningún año y para ningún quintil la EPH registra tasas de asistencia menores al 96%. Dada la masiva concurrencia a la escuela primaria, los índices de inequidad de este nivel probablemente arrojen valores muy bajos. De la EPH surge que si bien las tasas de asistencia de los niños de familias más pobres son inferiores a las del resto, son lo suficientemente altas como para que los índices de inequidad alcancen valores muy bajos. Esta conclusión no se modifica si se divide a la población en estratos más desagregados.

Para ilustrar este punto, tómesese la EPH de Mayo de 1997. Si se ordena a la población objetivo de niños en edad de escuela primaria en 30 grupos según el nivel de ingreso familiar ajustado, la tasa de asistencia promedio del grupo de menores ingresos alcanza el 93,4%. Si bien, obviamente, debe preocupar la situación de aquellos pocos niños que no asisten al primario, su número es lo suficientemente pequeño como para que la inequidad global de ese nivel educativo sea considerada baja. Así, por ejemplo, el coeficiente de Gini computado a partir de las probabilidades condicionales de asistencia estimadas con lowess arroja un valor de 0,004. Este valor resulta muy inferior al 0,094 del nivel secundario o al 0,152 del nivel superior. El Gráfico N° 15 ilustra este punto. Mientras que casi la totalidad de los círculos, que representan las probabilidades de asistencia al nivel primario de aquellos niños en edad escolar, están concentradas en el valor 1, tanto los triángulos, que representan el nivel secundario, como los cuadrados, que representan el superior, tienen una dispersión mucho mayor.¹⁰

⁹ Aquellos niños entre 6 y 12 años que ya terminaron la primaria son contabilizados como asistentes a ese nivel.

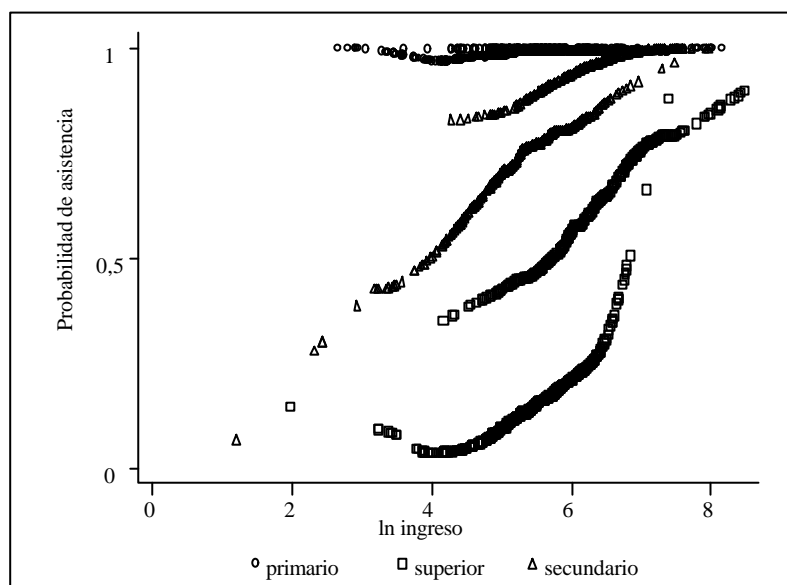
¹⁰ Existen dos curvas para cada nivel, una para cada grupo de educación familiar (grupos A y B).

CUADRO N° 12
GRAN BUENOS AIRES. TASAS DE ASISTENCIA POR QUINTILES
NIVEL PRIMARIO. NIÑOS DE 6 A 12 AÑOS. 1988-1997

Quintil	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	96,5	96,8	97,5	97,1	96,2	96,8	96,0	97,9	98,5	98,0
2	98,0	98,5	98,8	99,5	97,6	96,7	99,4	100,0	100,0	99,8
3	98,9	99,5	99,5	99,5	98,9	98,9	99,6	99,2	100,0	98,3
4	98,2	97,5	100,0	98,9	99,2	99,6	99,2	99,5	100,0	99,6
5	98,5	96,3	98,8	99,4	99,2	98,8	99,6	100,0	100,0	96,0
Total	98,0	97,7	98,8	98,9	98,3	98,1	98,8	99,3	99,7	99,1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

GRAFICO N° 15
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTENCIA AL PRIMARIO,
SECUNDARIO Y NIVEL SUPERIOR. MAYO, 1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

4. PREESCOLAR

El nivel preescolar no era obligatorio antes de la reforma. Si bien es posible estudiar la inequidad en este nivel educativo, las diferencias de asistencia al preescolar por niveles socioeconómicos quizás no sean motivo de preocupación para las autoridades, si el jardín de infantes es suplido con un adecuado cuidado en el hogar.

El Cuadro N° 13 muestra la evolución de los ni-

veles de asistencia a este nivel en la última década.¹¹

Las tasas de asistencia crecieron hasta 1993 y han caído desde entonces, incluso en 1997, a pesar de la obligatoriedad para los niños de 5 años. Pese a esta caída la asistencia es mayor que una década atrás.

Analizando la información por quintiles, parece existir una relación positiva entre la probabilidad de asistencia a este nivel y el ingreso de la familia.

¹¹ No se cuenta con información para los años 1988 y 1992.

Mientras que sólo el 24,9% de los niños en edad preescolar de familias del primer quintil asistía a ese nivel, en 1997, el porcentaje sube al 46,9% para los niños del quintil más rico.

El Gráfico N° 16 ilustra los coeficientes de Gini calculados en base a las probabilidades de asistencia estimadas mediante el método no paramétrico

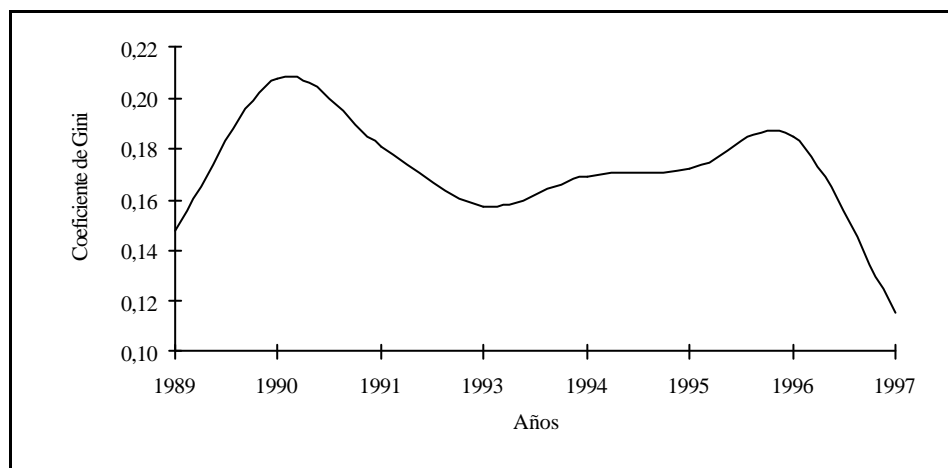
lowess. El rango de valores es similar al del nivel superior. El coeficiente presenta dos picos, en 1990 y 1996. El año 1997 es el de menor inequidad de toda la serie. De cualquier manera, estos resultados deben ser tomados con precaución, dado que la menor cantidad de observaciones disponibles para este nivel hacen a las estimaciones menos confiables.

CUADRO N° 13
GRAN BUENOS AIRES. TASAS DE ASISTENCIA POR QUINTILES
NIVEL PREESCOLAR. NIÑOS DE 3 A 5 AÑOS. 1989-1997

Quintil	1989	1990	1991	1993	1994	1995	1996	1997
1	16,7	21,2	22,6	23,7	22,0	22,1	26,9	24,9
2	26,2	23,9	33,1	32,7	27,0	28,7	29,3	30,8
3	34,0	25,6	32,9	38,7	44,3	36,3	35,2	37,6
4	30,3	35,5	50,8	43,3	40,1	39,8	34,5	34,2
5	36,6	46,6	41,8	52,4	51,0	49,8	52,2	46,9
Total	29,0	30,7	36,5	38,1	37,1	34,7	35,1	34,4

Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

GRAFICO N° 16
GRAN BUENOS AIRES. COEFICIENTE DE GINI
ASISTENCIA AL NIVEL PREESCOLAR. 1989-1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH, ondas de Mayo de cada año.

Capítulo 3 Salud

Las preguntas incluidas en el módulo especial de la EPH de Mayo de 1992 sirven como base para el análisis de la inequidad en el consumo de servicios de salud. La encuesta registra la tenencia de cobertura médica, las consultas con el médico, los estudios y tratamientos y las internaciones. Si bien este capítulo se concentra en la tenencia de seguro y en las consultas, se brinda información del resto de los servicios.

1. COBERTURA MEDICA

La encuesta pregunta si el individuo encuestado (o los que habitan el hogar del encuestado) “están afiliados a algún sistema de atención de la salud como obra social, mutual, pre-pago, etc.”. El Cuadro N° 14 presenta los resultados de esta pregunta para el caso del Aglomerado Gran Buenos Aires (Capital Federal y Conurbano). De los cerca de 11 millones de personas que capta la encuesta, el 30% no tenía en Mayo de 1992 ningún tipo de cobertura médica.¹²

CUADRO N° 14
GRAN BUENOS AIRES
COBERTURA MEDICA. 1992

	Observaciones	Porcentaje
No	3.283.391	30,0
Si	7.643.487	70,0
Total	10.926.878	100,0

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

El Cuadro N° 15 muestra que los niveles de cobertura crecen a medida que aumenta el ingreso familiar ajustado. Mientras que casi el 90% de las personas del quintil más rico tiene cobertura médica, ese porcentaje cae a menos del 60% en el caso del quintil más pobre.¹³

¹² Lamentablemente no existe información más actualizada de este punto. La Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) de 1996 permitirá actualizar estas estimaciones, pero aún no se encuentra disponible al público.

¹³ La cobertura total difiere de la del cuadro N° 14 debido a que hay individuos para los que se sabe si están cubiertos

CUADRO N° 15
GRAN BUENOS AIRES. PORCENTAJE
DE PERSONAS CON COBERTURA
MEDICA. QUINTILES DE INGRESO
AJUSTADO. 1992

Quintil	% de Cobertura
1	55,5
2	67,4
3	72,5
4	79,3
5	89,8
Total	72,9

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

El Cuadro N° 16 presenta el grado de cobertura médica por grupos de edades y por quintiles de ingreso ajustado. Se dividió a la población en 4 grupos etáreos: niños menores de 12 años, jóvenes entre 13 y 29, adultos entre 30 y 49 y adultos mayores de 50 años.¹⁴

Para todos los grupos etáreos el porcentaje de individuos con cobertura crece a medida que se consideran estratos con ingresos mayores. Sin embargo, las diferencias entre los grupos son notorias. El porcentaje de niños del quintil 5 con cobertura es 1,97 veces mayor al del quintil 1. Este valor se reduce a 1,83 para los jóvenes, 1,61 para los adultos menores de 50 años, y 1,11 para los adultos mayores de 50 años. Los cuadros también dan información acerca de las medias de cada grupo. La cobertura en el grupo de niños y jóvenes es similar entre ellos y menor al resto de los grupos. El 35% de los niños y jóvenes menores de 29 años no tiene cobertura. Ese número cae al 26% para los adultos menores de 50 y a alrededor del 12% para los mayores de 50 años. El porcentaje de personas mayores de 65 años sin seguro médico es sólo 6%, lo cual es indicativo de la amplia cobertura del PAMI entre los jubilados. En cambio, no existe ningún seguro estatal similar para el otro grupo de edades con necesidades

pero no se conoce su ingreso familiar. La muestra con la que se computa el Cuadro N° 15 es menor a la del Cuadro N° 14.

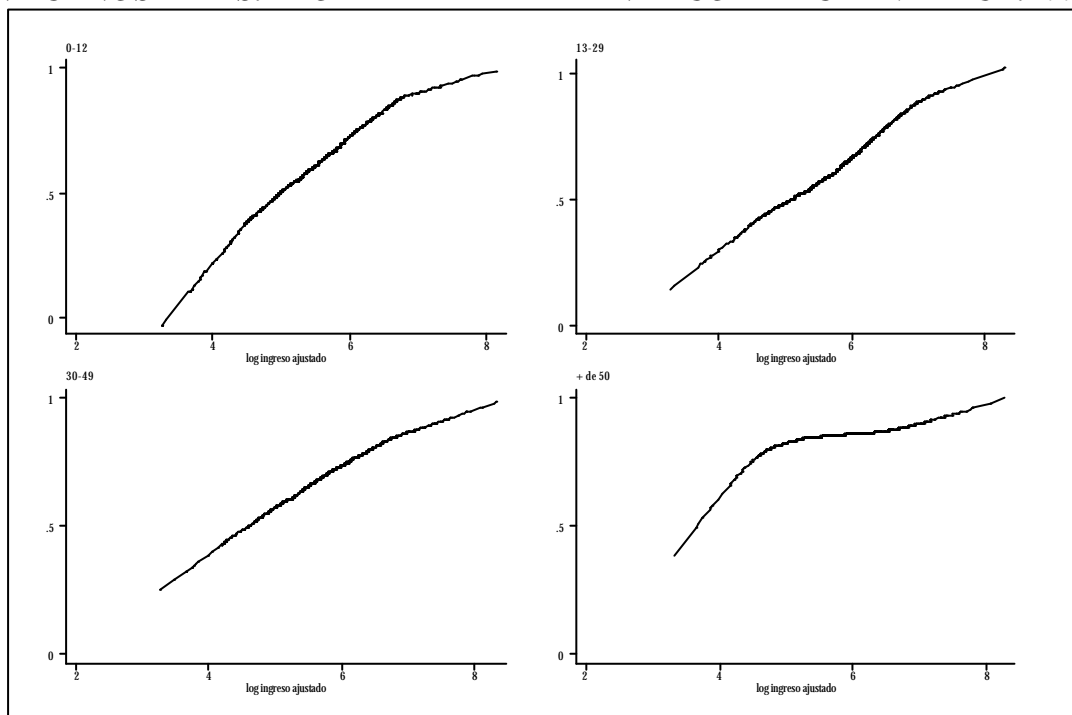
¹⁴ La división permite tener grupos con aproximadamente la misma cantidad de individuos en cada uno.

CUADRO N° 16
GRAN BUENOS AIRES. PORCENTAJE DE PERSONAS CON COBERTURA
MEDICA. QUINTILES DE INGRESO AJUSTADO. 1992

Quintil	Edad			
	0 a 12	13 a 29	30 a 49	+ de 50
1	46,2	47,5	55,4	82,7
2	55,8	54,3	65,8	89,4
3	71,4	60,8	71,7	88,5
4	79,5	71,5	79,2	87,6
5	91,2	87,2	89,4	92,1
Total	65,1	64,9	73,8	88,4

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

GRAFICO N° 17
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE TENER COBERTURA MEDICA. 1992



Fuente: elaboración propia en base a la EPH, 1992.

sanitarias importantes: el de los niños. El 40% de los niños menores de 3 años carece de cobertura médica.¹⁵

Si bien los resultados del Cuadro N° 16 son indicativos de la mayor inequidad en la cobertura médica en el grupo de niños y jóvenes, esta conclusión debe ser chequeada de manera más rigurosa. El marco

¹⁵ De esta carencia no se desprende necesariamente la falta de una adecuada atención, ya que los individuos sin cobertura pueden de cualquier modo ser atendidos en hospitales públicos. La subsección siguiente analiza este punto.

conceptual del Capítulo 1 tiene precisamente ese propósito. El Gráfico N° 17 aplica la metodología *lowess* para estimar la probabilidad de un individuo con un determinado nivel de ingreso familiar ajustado de estar afiliado a algún sistema de atención de la salud. La figura está compuesta por un panel para cada grupo etáreo. La probabilidad de contar con un seguro médico crece en todos los casos con el nivel de ingreso. Sin embargo, la “pendiente” de la curva del primer panel es mayor a la del resto y, en parti-

cular, substancialmente mayor a la del último panel. Esto indicaría una mayor inequidad en la cobertura médica en el caso de los niños al compararlos con el resto de los grupos, especialmente con los mayores de 50 años.

El Cuadro N° 17 muestra los resultados de computar los índices de inequidad con las probabilidades individuales de tener cobertura, estimadas con el método *lowess*. Se presentan los valores para el total de la población de cada grupo etáreo y para los subgrupos de individuos pertenecientes a familias con menor y mayor educación.

El cuadro indica claramente que los indicadores de inequidad decrecen con la edad. En todos los

casos, el valor de los índices es mayor en el grupo de los niños y menor en el de los adultos y ancianos. La existencia de un seguro de salud extendido como el PAMI ayuda a explicar la alta cobertura y, por ende, la baja inequidad en el acceso a ese servicio en personas de la tercera edad. Los niños menores de 12 años, en cambio, dependen de la afiliación de sus padres para tener cobertura médica. Muchos de estos padres trabajan en el sector informal y no contratan seguros voluntarios, por lo que sus hijos quedan sin cobertura. La mayor concentración relativa de los niños pequeños en los estratos bajos puede explicar los mayores indicadores de inequidad en ese grupo etáreo.

CUADRO N° 17
GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE INEQUIDAD. COBERTURA MEDICA. 1992

Método	Edad			
	0-12	13-29	30-49	+ de 50
Todos				
Gini	0,159	0,137	0,103	0,025
Atkinson (a=-0,5)	0,686	0,434	0,250	0,018
Atkinson (a=-1)	0,940	0,574	0,332	0,024
Grupo B				
Gini	0,118	0,097	0,052	0,015
Atkinson (a=-0,5)	0,578	0,241	0,078	0,010
Atkinson (a=-1)	0,837	0,325	0,106	0,013
Grupo A				
Gini	0,085	0,086	0,066	0,025
Atkinson (a=-0,5)	0,209	0,204	0,139	0,021
Atkinson (a=-1)	0,286	0,278	0,191	0,028

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

2. CONSULTAS AL MEDICO

La EPH registra si los individuos hicieron alguna consulta con un médico el mes previo a la encuesta. La decisión de visitar al médico responde a muchos factores. Un determinante obvio es el de la necesidad de hacerlo. Una persona que no se ha enfermado en el mes previo a la encuesta probablemente no haya tenido ninguna necesidad de visitar a un médico y, por ende, la encuesta registra que no hizo ninguna consulta. La coexistencia de personas que en un período hicieron consultas con un médico y de personas que no hicieron consultas no es de por sí ninguna prueba de inequidad en el "consumo" de ese servicio médico. Como fue señalado, el interés de este estudio (y el de los hace-

dores de políticas públicas) está en las posibilidades de acceso a un servicio, más que en el consumo efectivo del mismo, ya que éste puede depender de factores socialmente *acceptables*. En el caso de la salud, un factor aceptable es la necesidad del servicio. Desafortunadamente, la necesidad no es observable en la encuesta. Cada persona contesta sólo si fue o no fue al médico. La encuesta puede captar a personas que necesitaron un médico pero no hicieron una consulta y a personas que fueron al médico pese a que objetivamente no había necesidad de hacerlo. Al no observar la necesidad, implícitamente se está asumiendo una distribución de esta variable independiente del resto de las variables explicativas. Si la necesidad fuera una función decreciente del ingreso, los valores de los indicadores

que se calculan estarían subestimando la verdadera magnitud de la inequidad.

El Cuadro N° 18 indica la proporción de individuos en cada quintil de ingreso familiar ajustado que hizo al menos una consulta con el médico el mes previo a la encuesta. Si las necesidades de atención médica no varían con el ingreso, toda diferencia en estas proporciones sería un primer indicio de una situación inequitativa. En efecto, el Cuadro N° 18 muestra diferencias entre quintiles. Mientras que el 27,7% de las personas más ricas consultó al menos una vez a un médico en el mes previo a la encuesta, el 20,8% de las más pobres lo hizo.

CUADRO N° 18
GRAN BUENOS AIRES. PORCENTAJE
DE PERSONAS QUE HAN CONSULTA-
DO AL MEDICO EN ABRIL DE 1992
QUINTILES DE INGRESO AJUSTADO

Quintil	Porcentaje
1	20,8
2	24,1
3	24,7
4	25,0
5	27,7
Total	24,5

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

El Cuadro N° 19 examina las consultas al médico por grupos etáreos.

Tal como ocurre en el caso de la cobertura, las diferencias entre los quintiles más ricos y los más pobres son mucho más marcadas en el grupo de los niños que en los adultos o personas de la tercera edad. De hecho, para los adultos menores de 50, los porcentajes son aproximadamente uniformes hasta el quintil 5, mientras que para los adultos mayores de 50 los porcentajes de los quintiles mayores son incluso algo inferiores que los de los quintiles más pobres.

Los Gráficos N°s. 18 y 19 amplían el análisis de los cuadros mediante estimaciones no paramétricas. Un posible determinante de la decisión de hacer una consulta al médico es el nivel de educación de los integrantes del grupo familiar. Una familia con mayor educación probablemente sea más consciente de las ventajas de visitar a un médico. Para analizar este punto las figuras tratan separadamente a los individuos según pertenezcan a hogares con “baja” o “alta” educación. El Gráfico N° 18 ilustra el caso de las personas pertenecientes al grupo B. La curva del primer panel, perteneciente a los niños menores de 13 años, resulta más empinada que el resto, reafirmando la presunción de una mayor inequidad en ese grupo.

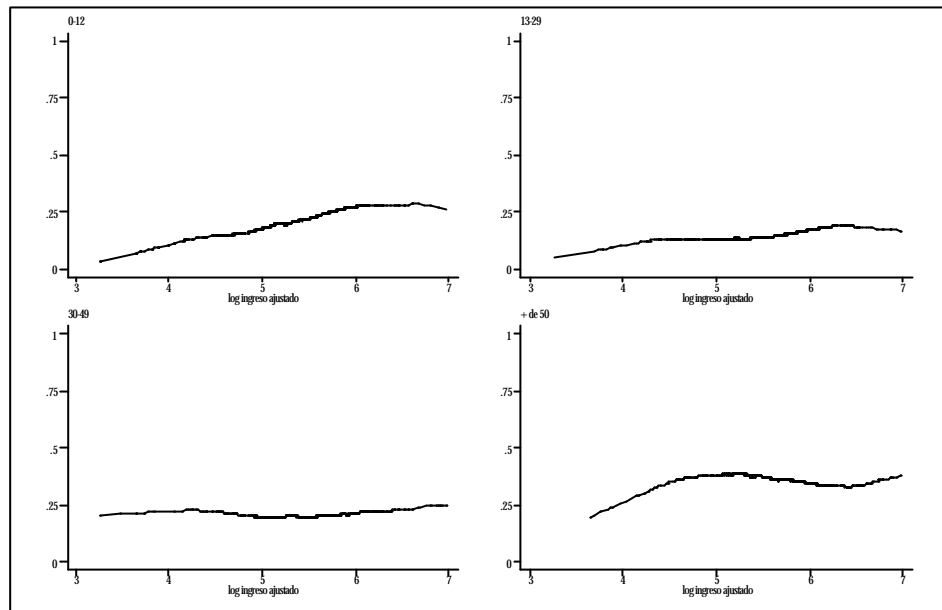
Del Gráfico N° 19 resulta que la curva de los niños no parece más empinada que la del resto. En principio, el problema de diferencias en las consultas al médico parecería estar restringido al grupo de individuos pertenecientes a familias con educación más baja.

CUADRO N° 19
GRAN BUENOS AIRES. PORCENTAJE DE PERSONAS QUE HAN CONSULTADO AL
MEDICO EN ABRIL DE 1992. QUINTILES DE INGRESO AJUSTADO

Quintil	Edad			
	0-12	13-29	30-49	+ de 50
1	17,2	14,1	20,6	36,0
2	20,4	14,9	18,0	39,1
3	24,6	15,3	21,6	39,4
4	25,1	20,3	20,8	34,4
5	28,7	20,2	26,7	35,7
Total	22,3	17,1	21,9	37,0

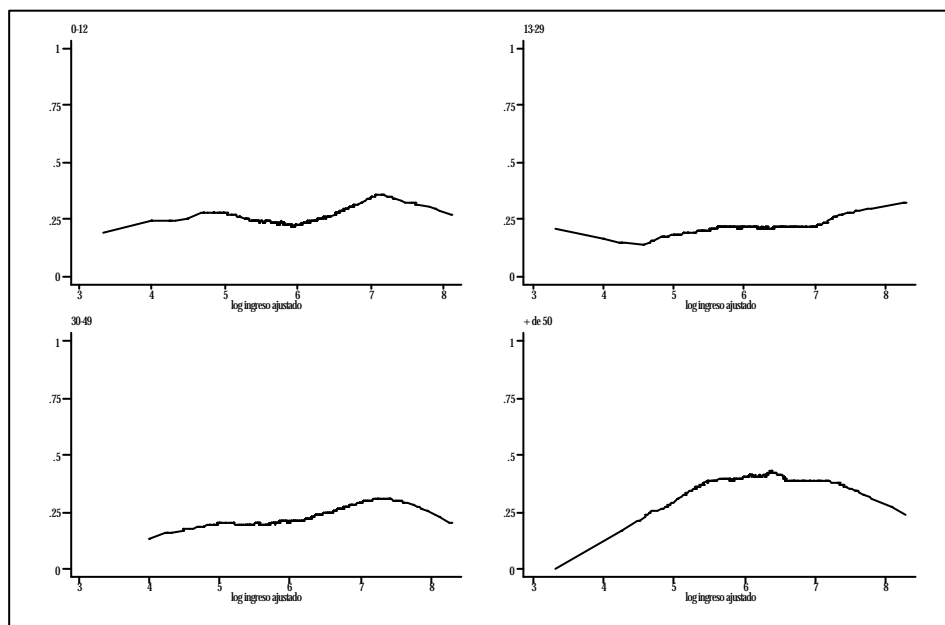
Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

GRAFICO N° 18
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE UNA CONSULTA AL MEDICO
INDIVIDUOS DE FAMILIAS CON EDUCACION BAJA. 1992



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

GRAFICO N° 19
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE UNA CONSULTA AL MEDICO
INDIVIDUOS DE FAMILIAS CON EDUCACION ALTA. 1992



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

Las presunciones sobre el grado de inequidad deben ser confirmadas con indicadores más precisos. El Cuadro N° 20 presenta el coeficiente de Gini y el índice de Atkinson para dos juicios de valor alternativos usando como argumentos a las probabilidades individuales de consulta con un médico. Los resultados del cuadro son claros. Los indicadores para el total de personas son decrecientes en la edad. Los mayores niveles de inequidad se dan para los niños, seguidos de los jóvenes, adultos menores de 50 años y mayores de 50. Si

consideramos sólo a las personas del grupo B, el ordenamiento se repite con una excepción: los valores son mayores en el grupo de adultos mayores de 50 años que en los menores de 50 para el caso Lowess. En el grupo A las conclusiones cambian radicalmente. No sólo los valores son en general inferiores a los del grupo B, sino que el ordenamiento se altera. El grupo de los adultos menores de 50 años es el de mayor inequidad, mientras el grupo de niños presenta valores no substancialmente diferentes del resto.

CUADRO N° 20
GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE INEQUIDAD. CONSULTAS A UN MEDICO. 1992

Método	Edad			
	0-12	13-29	30-49	+ de 50
Todos				
<i>Lowess</i>				
Gini	0,128	0,122	0,064	0,043
Atkinson (a=-0,5)	0,444	0,338	0,110	0,048
Atkinson (a=-1)	0,607	0,446	0,143	0,065
<i>Logit</i>				
Gini	0,117	0,114	0,070	0,023
Atkinson (a=-0,5)	0,316	0,309	0,114	0,014
Atkinson (a=-1)	0,418	0,403	0,151	0,019
Grupo B				
<i>Lowess</i>				
Gini	0,139	0,077	0,029	0,032
Atkinson (a=-0,5)	0,488	0,136	0,021	0,025
Atkinson (a=-1)	0,661	0,179	0,028	0,034
<i>Logit</i>				
Gini	0,151	0,080	0,015	0,005
Atkinson (a=-0,5)	0,548	0,152	0,006	0,001
Atkinson (a=-1)	0,733	0,202	0,007	0,001
Grupo A				
<i>Lowess</i>				
Gini	0,067	0,046	0,088	0,049
Atkinson (a=-0,5)	0,109	0,072	0,177	0,102
Atkinson (a=-1)	0,142	0,096	0,232	0,142
<i>Logit</i>				
Gini	0,012	0,015	0,097	0,026
Atkinson (a=-0,5)	0,003	0,006	0,220	0,016
Atkinson (a=-1)	0,005	0,007	0,292	0,021

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

Existe una relación inversa entre los índices de inequidad de los niños y del grupo en el que en general se encuentran sus padres (adultos entre 30 y 50

años). En el grupo B los indicadores de inequidad son altos para los niños y muy bajos para sus padres. En cambio, en el grupo A, los indicadores son relati-

vamente bajos para los niños y más altos para sus padres. Una plausible explicación de este fenómeno, adelantada en *Gasparini* (1998), radica en la mayor conciencia de las personas con mayor educación de la importancia de un buen cuidado médico para sus hijos. Aquellas personas relativamente pobres pero con nivel educativo alto harán todos los esfuerzos posibles para garantizar la atención médica de sus hijos. Este esfuerzo puede incluir una reducción de su propia atención médica (ya sea por limitaciones monetarias o de tiempo). Si esta sustitución ocurre, la inequidad en las consultas al médico en el grupo de los niños de familias con mayor grado de educación se verá reducido. Pero esta reducción ocurre a expensas de un aumento en la inequidad en el grupo de los padres, tal como se ve reflejado en los gráficos y cuadros anteriores.

3. ESTUDIOS Y TRATAMIENTOS

El módulo especial sobre salud de la EPH permite conocer si el individuo realizó algún estudio o tratamiento en el mes previo a la encuesta. Los estudios incluyen, entre otros, análisis clínicos y bacteriológicos, radiografías y electrocardiogramas. Alrededor del 11% de las más de 10.000 personas encuestadas contestaron afirmativamente

esa pregunta. El objetivo de esta subsección es brindar algún indicio sobre el acceso igualitario a este tipo de servicios médicos.

El Cuadro N° 21 indica que los estudios y tratamientos son más comunes en las personas de mayor edad. La distribución quintílica nuevamente parece más uniforme en los adultos que en los jóvenes y en los niños. Para corroborar esta presunción el Cuadro N° 22 presenta los resultados del análisis de inequidad usando las probabilidades estimadas con *lowess*. Los resultados indican nuevamente una situación más inequitativa en el grupo de los niños en comparación al resto. En el grupo de adultos y ancianos las diferencias en las probabilidades de estudios y tratamientos no parecen ser muy significativas, al menos en comparación a lo que ocurre en otros grupos étnicos.

La EPH también incluye preguntas sobre algunos estudios particulares: análisis clínicos y bacteriológicos, radiografías y electrocardiogramas. Adicionalmente, se pregunta si la persona estuvo internada en un hospital o clínica. El Cuadro N° 23 presenta los porcentajes por quintiles de personas que consumieron estos servicios médicos. Tanto para el total de estudios como para los tres estudios considerados el porcentaje de uso crece, en general, con el ingreso. En cambio, en el caso de las internaciones los porcentajes son bastante uniformes.

CUADRO N° 21
GRAN BUENOS AIRES. PORCENTAJE DE PERSONAS QUE HAN REALIZADO ESTUDIOS O TRATAMIENTOS MEDICOS EN ABRIL DE 1992
QUINTILES DE INGRESO AJUSTADO

Quintil	Edad			
	0-12	13-29	30-49	+ de 50
1	3,4	7,6	12,5	18,2
2	6,1	8,2	9,6	23,0
3	6,3	7,6	13,2	19,9
4	5,4	9,3	11,4	19,8
5	7,2	9,8	14,3	23,6
Total	5,4	8,5	12,3	21,1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

CUADRO N° 22
GRAN BUENOS AIRES. INDICES DE INEQUIDAD. CONSULTAS A UN MEDICO. 1992

Método	Edad			
	0-12	13-29	30-49	+ de 50
Todos				
Gini	0,177	0,140	0,090	0,066
Atkinson (a=-0,5)	0,686	0,436	0,198	0,108
Atkinson (a=-1)	0,891	0,567	0,255	0,142
Grupo B				
Gini	0,178	0,071	0,037	0,016
Atkinson (a=-0,5)	0,712	0,115	0,033	0,006
Atkinson (a=-1)	0,934	0,151	0,044	0,008
Grupo A				
Gini	0,144	0,080	0,083	0,062
Atkinson (a=-0,5)	0,465	0,168	0,179	0,155
Atkinson (a=-1)	0,606	0,217	0,230	0,216

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

CUADRO N° 23
GRAN BUENOS AIRES. PORCENTAJE DE PERSONAS QUE HAN REALIZADO ESTUDIOS O SE HAN INTERNADO EN ABRIL DE 1992
QUINTILES DE INGRESO AJUSTADO

Quintil	Estudios	Análisis	Rayos X	Electros	Internaciones
1	9,2	11,8	14,6	16,3	6,1
2	12,1	15,8	19,5	21,2	5,2
3	11,5	15,1	19,0	21,0	5,7
4	11,8	15,3	18,6	20,7	6,1
5	14,2	18,2	23,8	26,0	5,2
Total	11,8	15,3	19,1	21,1	5,6

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

Capítulo 4

Determinantes de la decisión de asistencia a escuelas y hospitales

En esta sección se investigan las variables que potencialmente afectan la decisión de asistir a una escuela u hospital mediante un análisis de regresión múltiple. Este tipo de análisis permite la inclusión de variables adicionales a las empleadas en los capítulos anteriores.

1. EDUCACION

El análisis de regresión del sector educación se limita al nivel secundario y terciario. Dadas las tasas de asistencia del nivel primario cercanas a 1, es dudosa la formulación de un modelo explicativo para ese nivel. En esta sección se trabaja con modelos de variables binarias; en particular se escoge el modelo *logit*. Para determinar las variables dependientes relevantes se sigue a la *Dirección Nacional de Programación y Gasto Social (DNPGS)*, 1998. Las variables usadas son las siguientes: el logaritmo del ingreso familiar ajustado (*liaeer*),¹⁶ una dummy que vale 1 si el máximo nivel educativo alcanzado por el jefe de familia y su cónyuge es la primaria completa (*jeffpric*), dos dummies similares que valen 1 cuando el nivel máximo de los jefes es la secundaria completa (*jeffsecc*) o el nivel superior de educación (*jeffsupc*), una dummy que vale 1 si la persona en cuestión es mujer (*mujer*), la edad de la persona (*edad*) y una dummy que vale 1 si es casado/a (*casado*). El Cuadro N° 24 presenta los resultados de la regresión que toma como variable dependiente a la asistencia al nivel secundario en Mayo de 1997 (variable binaria *secsn*).¹⁷ La muestra utilizada incluye a aquellos jóvenes entre 13 y 17 años que no se encuentran cursando la primaria. Las variables independientes seleccionadas son, tanto individualmente como en conjunto, altamente significativas. Sólo la dummy de mujer no es significativa a niveles inferio-

res al 9,2%. El ingreso familiar afecta positivamente la probabilidad de asistir al secundario. Los jóvenes cuyos padres completaron la primaria, aunque no la secundaria, tienen mayor probabilidad de asistir al secundario que los jóvenes cuyos padres no terminaron la primaria (ese efecto es indicado por el valor positivo y significativo de *jeffpric*). Las dummies que indican niveles mayores de educación de los padres tienen también coeficientes positivos. Nótese que el valor de los coeficientes crece con el nivel educativo de los jefes del hogar. A igualdad de otras variables las mujeres tienden a concurrir al nivel medio más que los hombres, aunque la diferencia no es claramente significativa. La edad afecta fuertemente la probabilidad de continuar asistiendo a la secundaria. La regresión refleja el fenómeno de deserción en este nivel educativo. Finalmente, los pocos jóvenes casados asisten menos al secundario que los solteros.

Las figuras siguientes presentan de forma gráfica algunas de estas conclusiones.

El Gráfico N° 20 muestra la probabilidad de asistir al secundario en función del ingreso ajustado para aquellos jóvenes entre 13 y 17 años, varones y solteros, cuyos padres completaron los estudios primarios, pero no la secundaria. Cada símbolo del gráfico indica un valor predicho que surge de la regresión anterior. Cada línea indica una edad diferente. Para un mismo nivel de ingreso, la probabilidad de asistir al secundario es menor cuanto mayor es la edad. Las distancias verticales entre las curvas son mayores para niveles bajos de ingreso, indicando una deserción más fuerte en esos estratos. Para una edad dada, la probabilidad de asistir al secundario crece con el ingreso. El crecimiento de la probabilidad parece ser lineal en el centro de la distribución y decreciente en la cola superior.

El Gráfico N° 21 restringe la muestra a jóvenes provenientes de familias con niveles educativos más altos. Las diferencias con la figura anterior son evidentes. Las probabilidades están muchos más cercanas a 1 y si bien, en general, crecen con el ingreso, lo hacen a tasas muy bajas. La deserción continúa siendo un problema mayor en los estratos de ingreso inferiores.

¹⁶ Al ingreso de la familia se le resta el ingreso del joven bajo análisis, luego se lo ajusta por factores demográficos (adultos equivalentes y economías de escala internas al hogar).

¹⁷ Se presenta directamente la salida de la regresión en el paquete econométrico Stata. Para más detalles, consultar Stata (1997).

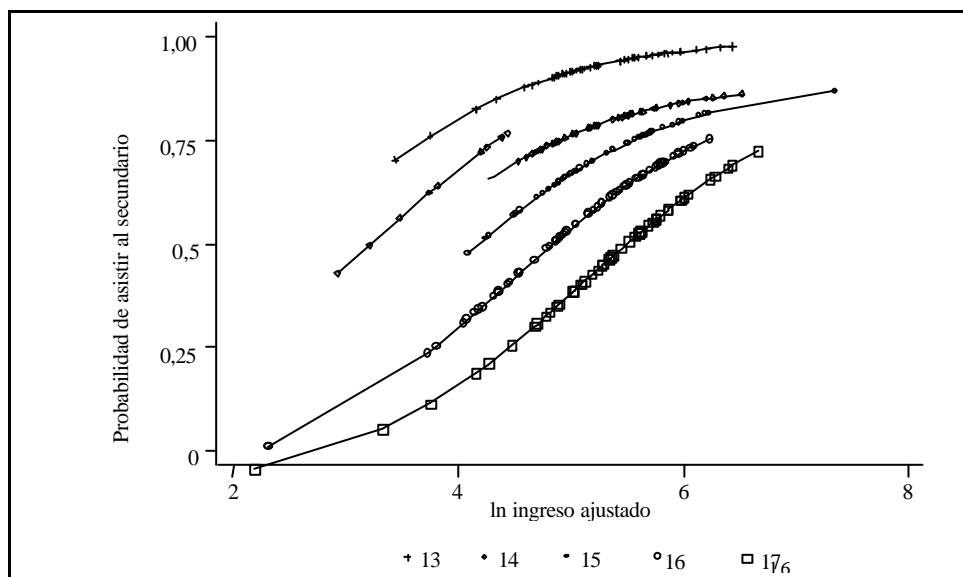
CUADRO N° 24
GRAN BUENOS AIRES. REGRESION DE LA ASISTENCIA
AL COLEGIO SECUNDARIO. MAYO DE 1997

Logit Estimates chi²(7) = 212,62
 Número de Observaciones = 802 Prob > chi² = 0,0000
 Log Likelihood = -295,84295 Pseudo R² = 0,2644

secsn	Coefficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
liaeer	0,983210	0,160488	6,126	0,000	0,668658	1,297763
jefpric	1,016624	0,304995	3,333	0,001	0,418843	1,614404
jefsecc	1,934831	0,429045	4,510	0,000	1,093918	2,775744
jefsupc	2,896803	0,794920	3,644	0,000	1,338787	4,454818
mujer	0,357369	0,211824	1,687	0,092	-0,057798	0,772537
edad	-0,645689	0,089317	-7,229	0,000	-0,820747	-0,470631
casado	-3,320634	1,135150	-2,925	0,003	-5,545488	-1,095781
_cons	4,852212	1,437020	3,377	0,001	2,035705	7,668720

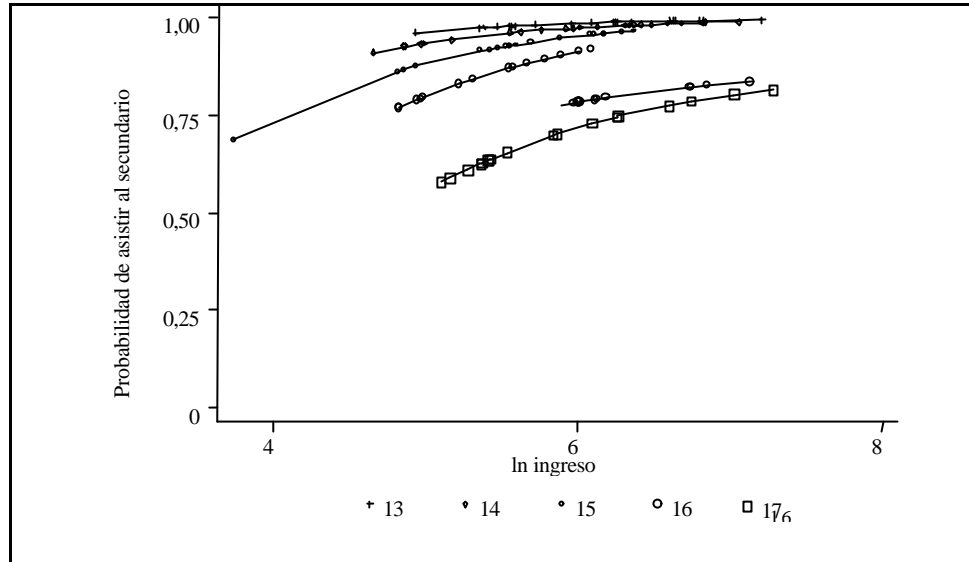
Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

GRAFICO N° 20
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTIR AL SECUNDARIO. JOVENES
VARONES SOLTEROS CUYOS PADRES TERMINARON LA PRIMARIA,
PERO NO LA SECUNDARIA. MAYO DE 1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

GRAFICO N° 21
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTIR AL SECUNDARIO. JOVENES
VARONES SOLTEROS CUYOS PADRES TERMINARON LA SECUNDARIA,
PERO NO LA UNIVERSIDAD. MAYO DE 1997

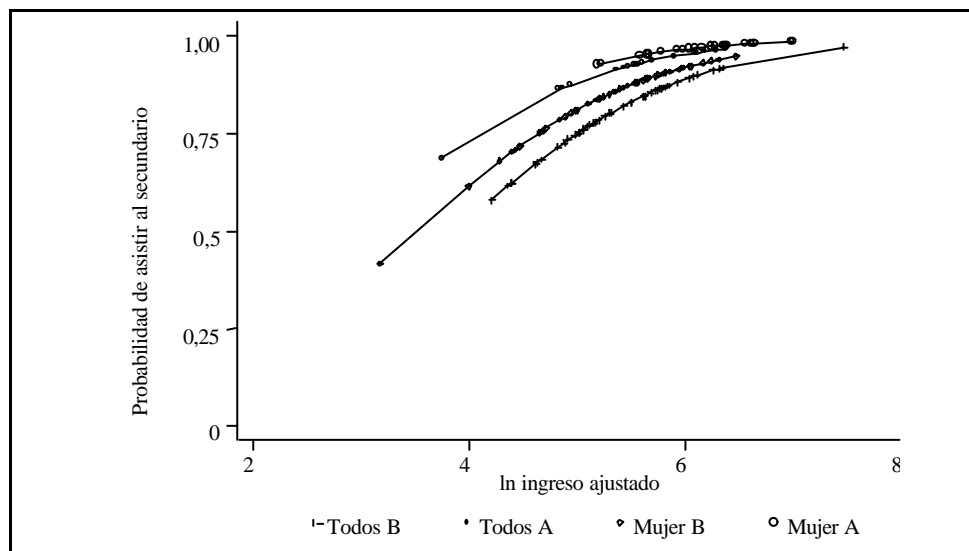


Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

Finalmente, el Gráfico N° 22 ilustra las diferencias de asistencia entre dos grupos de educación familiar, y entre hombres y mujeres. Tanto para los jóvenes pertenecientes a los grupos de educación

familiar A como B, la probabilidad de asistencia al secundario de las mujeres es superior. La diferencia, sin embargo, parece más marcada en el grupo B.

GRAFICO N° 22
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTIR AL SECUNDARIO
JOVENES SOLTEROS DE 15 AÑOS. MAYO DE 1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

En la regresión del Cuadro N° 25 se utiliza el mismo conjunto de variables explicativas para analizar la asistencia al nivel superior de educación. Se incluyen en la regresión a todos los jóvenes entre 18 y 23 años que aún están cursando la secundaria y que

no son jefes de familia ni cónyuges. Nótese que quedan incluidos aquellos jóvenes que no asisten a la universidad porque abandonaron algún nivel educativo anterior.

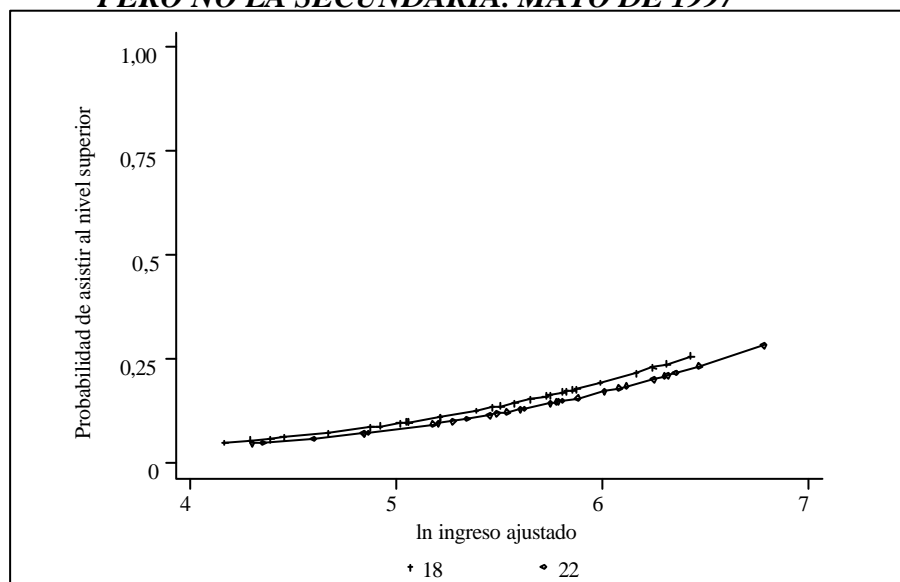
CUADRO N° 25
GRAN BUENOS AIRES. REGRESION DE LA ASISTENCIA
AL NIVEL SUPERIOR. MAYO DE 1997

Logit Estimates	chi ² (7)	= 292,62
Número de Observaciones = 820	Prob > chi ²	= 0,0000
Log Likelihood = -383,13866	Pseudo R ²	= 0,2763

Supsn	Coeficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
liaer	0,832438	0,135273	6,154	0,000	0,567308	1,097569
jefpric	2,161012	1,023125	2,112	0,035	0,155724	4,166300
jefsecc	3,513763	1,029089	3,414	0,001	1,496786	5,530740
jefsupc	3,858895	1,051516	3,670	0,000	1,797962	5,919827
mujer	0,840737	0,183137	4,591	0,000	0,481794	1,199681
edad	-0,040126	0,056554	-0,710	0,478	-0,150972	0,070718
casado	-1,593695	0,521759	-3,054	0,002	-2,616325	-0,571064
_cons	-7,850932	1,663773	-4,719	0,000	-11,111870	-4,589997

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

GRAFICO N° 23
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTIR AL NIVEL SUPERIOR
JOVENES VARONES SOLTEROS CUYOS PADRES TERMINARON LA PRIMARIA,
PERO NO LA SECUNDARIA. MAYO DE 1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

Los resultados de la regresión son similares a la del nivel medio. El ingreso y el nivel educativo de los padres son variables significativas para explicar la probabilidad de asistencia a una universidad o instituto terciario. A mayor nivel educativo familiar, mayor probabilidad del joven de asistir a ese nivel. A igualdad de otras variables las mujeres asisten en más proporción que los hombres. La edad aparece con el signo esperado (negativo), pero curiosamente el coeficiente no es significativamente distinto de cero, indicando que la deserción no parece ser un fenómeno muy relevante. Naturalmente, los jóvenes casados asisten menos al nivel superior.

El Gráfico N° 23 ilustra la probabilidad de asistencia a universidades e institutos terciarios para jóvenes varones solteros de 18 y 22 años provenientes de familias con escasa educación. La probabilidad es creciente en el ingreso familiar ajustado. Las diferencias entre estos dos grupos etáreos son relativamente pequeñas.

En el Gráfico N° 24 se ilustra el caso de jóvenes provenientes de familias con educación media. Las probabilidades son mayores que en la figura anterior,

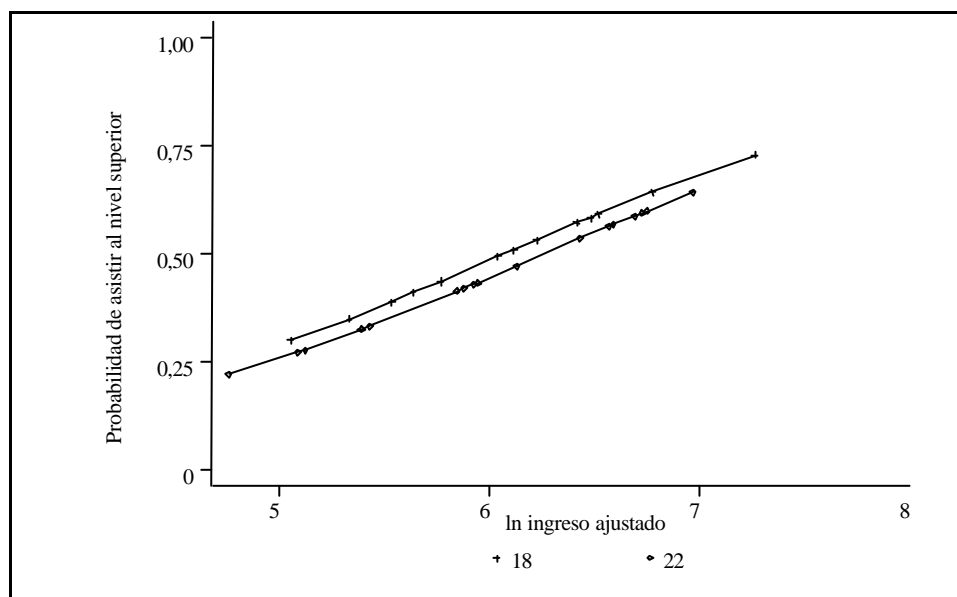
y también crecientes en el ingreso. Existen diferencias entre ambas edades, pero tampoco parecen ser muy importantes.

El Gráfico N° 25 muestra las grandes diferencias por grupos de educación familiar.

La probabilidad de asistencia de un joven cuyos padres no terminaron la secundaria es substancialmente menor que la de un joven cuyos padres completaron el nivel medio. De hecho, los jóvenes pertenecientes a este grupo cuyos ingresos familiares son bajos tienen probabilidades de asistencia similares a jóvenes de ingresos medios y medios-altos de familias con poca educación formal. El Gráfico N° 25 también ilustra que las mujeres asisten más que los hombres al nivel superior, independientemente del grupo de educación familiar en que se encuentran.

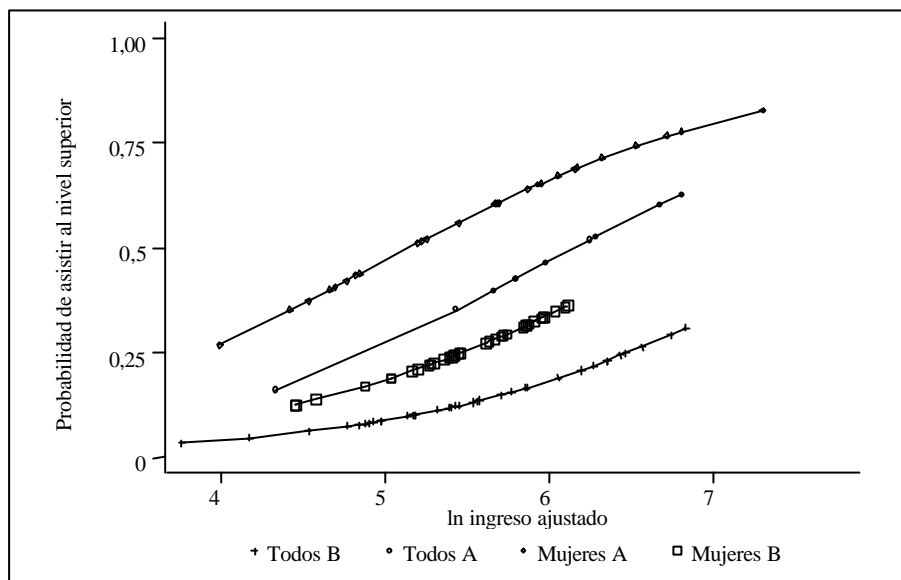
Como fue mencionado en la sección anterior, parte de la inequidad del nivel superior es "heredada" de niveles educativos previos. Para aislar el efecto propio del nivel superior se restringe la muestra a aquellos jóvenes entre 18 y 23 años que terminaron la secundaria. La muestra se restringe de 820 observaciones (ver Cuadro N° 25) a 466 casos.

GRAFICO N° 24
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTIR AL NIVEL SUPERIOR
JOVENES VARONES SOLTEROS CUYOS PADRES TERMINARON LA SECUNDARIA,
PERO NO LA UNIVERSIDAD. MAYO DE 1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

GRAFICO N° 25
GRAN BUENOS AIRES. PROBABILIDAD DE ASISTIR AL NIVEL SUPERIOR
JOVENES SOLTEROS DE 20 AÑOS CUYOS PADRES TERMINARON LA
SECUNDARIA, PERO NO LA UNIVERSIDAD. MAYO DE 1997



Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

Pese a restringir la muestra a los jóvenes en condiciones de cursar estudios superiores, el ingreso continúa siendo muy significativo. Si bien las variables de educación familiar pierden algo de significatividad, en general continúan siendo relevantes. Los signos son positivos y el orden de las magnitudes de los coeficien-

tes es el esperado. Estos resultados contrastan en parte con los reportados en *DNPGS* (1998) para el caso de Mendoza. En ese trabajo, al limitar la muestra a los jóvenes que terminaron la secundaria, el ingreso resulta marginalmente significativo y las variables de educación de los padres pierden significatividad estadística.

CUADRO N° 26
GRAN BUENOS AIRES. REGRESION DE LA ASISTENCIA
AL NIVEL SUPERIOR. MAYO DE 1997

Logit Estimates chi²(7) = 63,43
 Número de Observaciones = 466 Prob > chi² = 0,0000
 Log Likelihood = -280,03729 Pseudo R² = 0,1017

supsn	Coefficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
liaeer	0,603259	0,148288	4,068	0,000	0,312619	0,893899
jefpric	1,286914	1,103816	1,166	0,244	-0,876525	3,450353
jefsecc	1,912941	1,107757	1,727	0,084	-0,258222	4,084104
jefsupc	2,247227	1,133155	1,983	0,047	0,026284	4,468170
mujer	0,431637	0,210067	2,055	0,040	0,019912	0,843363
edad	-0,133713	0,066674	-2,005	0,045	-0,264392	-0,003034
casado	-0,907806	0,622427	-1,458	0,145	-2,127742	0,312129
_cons	-2,381570	1,863499	-1,278	0,201	-6,033960	1,270820

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1997.

2. SALUD

En esta sección se hace un análisis preliminar de algunos determinantes del uso de servicios médicos. La decisión de consumo en el sector salud depende, entre otros factores, del hecho de tener cobertura médica. El estudio de los determinantes de la cobertura médica no es sencillo ya que implica varias decisiones: la decisión laboral de tomar un empleo con cobertura obligatoria o no, la decisión de contratar un seguro privado y la de ponerse o no a cargo de un familiar con cobertura. En *Convenio* (1998) se realiza un estudio detallado de este problema complejo.

El Cuadro N° 27 muestra la relación entre cobertura y la decisión de hacer una consulta con el médico. De las personas que no tienen cobertura alrededor del 16% decide ir al médico en un mes. En cambio, entre aquellas que tienen cobertura, ese porcentaje asciende al 26%.

CUADRO N° 27
GRAN BUENOS AIRES. COBERTURA Y VISITAS AL MEDICO. MAYO DE 1992

Cobertura	Visitas		Total
	No	Si	
No	2.802 (84,32 %) 33,78 %	521 (15,68 %) 21,18 %	3.323 (100,00 %) 30,90 %
Si	5.492 (73,91 %) 66,22 %	1.939 (26,09 %) 78,82 %	7.431 (100,00 %) 69,10 %
Total	8.294 (77,12 %) 100,00 %	2.460 (22,88 %) 100,00 %	10.754 (100,00 %) 100,00 %

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

Además de la cobertura, la decisión de usar un servicio médico probablemente depende también de otras variables. En este trabajo se consideran las siguientes: el ingreso familiar ajustado, el nivel educativo de los jefes de familia, la edad del individuo, el sexo, el número de miembros y el estado civil. Dado que la cobertura depende presumiblemente también de algunas de estas variables, existe un inevitable problema de multicolinealidad en el modelo.

Para investigar las diferencias por niveles educativos también se introducen variables dummy que multiplican el logaritmo del ingreso ajustado por la dummy de educación familiar respectiva (e.g. la variable que surge de multiplicar la dummy de jefes con primaria completa con el ingreso se denomina *jeffpriin*).

En la regresión del Cuadro N° 28 se investiga la decisión binaria de consultar al médico (variable *vissn*), restringiendo la muestra a los niños menores de 12 años.

Los resultados de la regresión parecen interesantes. La cobertura médica es, como era de esperar, una variable significativa. Controlando por el resto de las variables, los niños con seguro médico van más al doctor que los no cubiertos, pese a que en teoría estos tienen acceso gratuito a los hospitales y centros de salud públicos. Manteniendo constante el resto de las variables (incluyendo la cobertura), el ingreso familiar afecta positivamente la probabilidad de un niño de ser llevado a un médico. Las variables educativas de la familia tienen efectos significativos. El mayor nivel de educación alcanzado por los jefes de familia no sólo aumenta la probabilidad promedio de consultas en los niños, elevando la ordenada al origen, sino que reduce las diferencias de probabilidad de consultas entre ellos, al reducir la pendiente. Tanto la edad como la edad al cuadrado (variable *edad2*) son significativas. En cambio, las niñas no parecen distinguibles de los niños en cuanto a la frecuencia de consultas al médico, manteniendo constantes el resto de las variables. Finalmente, el número de miembros en el hogar ejerce un efecto independiente negativo sobre la decisión de visitar a un médico. El mayor número de miembros significa esencialmente un mayor número de niños, el cual implica una menor disposición de tiempo por niño de sus padres o tutores, lo que reduce la probabilidad de llevar a un niño al médico.

La regresión del Cuadro N° 28 agrupa a todos los niños en un mismo modelo. Para investigar posibles diferencias entre subgrupos se analizan dos casos: el de los menores de 3 años y el de los niños entre 9 y 12 años. El Cuadro N° 29 muestra los resultados de la regresión para el primer subgrupo. Los resultados son similares a los señalados: la cobertura, el ingreso, la educación de los jefes, la edad y el número de miembros son variables significativas a la hora de explicar la decisión de visitar a un médico.

CUADRO N° 28
GRAN BUENOS AIRES. CONSULTAS A UN MEDICO
NIÑOS MENORES DE 12 AÑOS. MAYO DE 1992

Logit Estimates	chi ² (7)	= 208,65
Número de Observaciones = 1887	Prob > chi ²	= 0,0000
Log Likelihood = -893,55521	Pseudo R ²	= 0,1045

vissn	Coefficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
cobsn	0,271960	0,137562	1,977	0,048	0,002342	0,541577
liaee	1,263835	0,384153	3,290	0,001	0,510908	2,016761
jefpric	4,709738	2,175830	2,165	0,030	0,445188	8,974287
jefsecc	7,589563	2,316181	3,277	0,001	3,049932	1,212919
jefsupc	7,730434	2,614693	2,957	0,003	2,605731	1,285514
jefpriin	-0,950468	0,407005	-2,335	0,020	-1,748184	-0,152752
jefsecin	-1,452125	0,426424	-3,405	0,001	-2,287902	-0,616348
jefsupin	-1,435629	0,459088	-3,127	0,002	-2,335426	-0,535832
edad	-0,329337	0,046509	-7,081	0,000	-0,420493	-0,238181
edad2	0,014867	0,004103	3,623	0,000	0,006824	0,022909
mujer	0,093764	0,118538	0,791	0,429	-0,138566	0,326096
miembros	-0,158897	0,038972	-4,077	0,000	-0,235282	-0,082512
_cons	-6,009071	2,069095	-2,904	0,004	-1,006442	-1,953719

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

CUADRO N° 29
GRAN BUENOS AIRES. CONSULTAS A UN MEDICO
NIÑOS MENORES DE 3 AÑOS. MAYO DE 1992

Logit Estimates	chi ² (7)	= 74,91
Número de Observaciones = 595	Prob > chi ²	= 0,0000
Log Likelihood = -352,35067	Pseudo R ²	= 0,0961

vissn	Coefficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
cobsn	0,400681	0,205400	1,951	0,051	-0,001896	0,803260
liaee	1,329048	0,577501	2,301	0,021	0,197165	2,460930
jefpric	5,383689	3,202201	1,681	0,093	-0,892509	1,165989
jefsecc	5,786110	3,406144	1,699	0,089	-0,889809	1,246203
jefsupc	6,655318	4,167947	1,597	0,110	-1,513707	1,482434
jefpriin	-1,148966	0,612421	-1,876	0,061	-2,349291	0,051358
jefsecin	-1,179074	0,637409	-1,850	0,064	-2,428372	0,070225
jefsupin	-1,359551	0,728062	-1,867	0,062	-2,786528	0,067425
edad	-0,365483	0,062900	-5,810	0,000	-0,488767	-0,242200
mujer	0,043700	0,183283	0,238	0,812	-0,315528	0,402930
miembros	-0,202310	0,061298	-3,300	0,001	-0,322452	-0,082168
_cons	-5,832683	3,023899	-1,929	0,054	-1,175942	0,094050

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

CUADRO N° 30
GRAN BUENOS AIRES. CONSULTAS A UN MEDICO
NIÑOS ENTRE 9 Y 12 AÑOS. MAYO DE 1992

Logit Estimates	chi ² (7)	= 8,82
Número de Observaciones = 591	Prob > chi ²	= 0,6381
Log Likelihood = -206,5532	Pseudo R ²	= 0,0209

vissn	Coefficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
cobsn	0,411942	0,323279	1,274	0,203	-0,221673	1,045559
liaee	0,606088	0,771387	0,786	0,432	-0,905804	2,117981
jefpric	1,287738	4,370213	0,295	0,768	-7,277721	9,853197
jefsecc	3,756191	4,884452	0,769	0,442	-5,817160	13,329540
jefsupc	2,123971	5,076043	0,418	0,676	-7,824891	12,072830
jefpriin	-0,276412	0,830920	-0,333	0,739	-1,904987	1,352162
jefsecin	-0,763787	0,906302	-0,843	0,399	-2,540109	1,012533
jefsupin	-0,406680	0,906227	-0,449	0,654	-2,182853	1,369492
edad	0,095354	0,120897	0,789	0,430	-0,141601	0,332308
mujer	0,045621	0,263462	0,173	0,863	-0,470756	0,561999
miembros	-0,059033	0,078355	-0,753	0,451	-0,212607	0,094540
_cons	-6,101291	4,293018	-1,421	0,155	-1,451545	2,312870

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

CUADRO N° 31
GRAN BUENOS AIRES. CONSULTAS A UN MEDICO
PERSONAS ENTRE 65 Y 75 AÑOS. MAYO DE 1992

Logit Estimates	chi ² (7)	= 16,07
Número de Observaciones = 565	Prob > chi ²	= 0,1883
Log Likelihood = -381,29049	Pseudo R ²	= 0,0206

vissn	Coefficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de conficiante 95%	
cobsn	0,802094	0,417955	1,919	0,055	-0,017082	1,621272
liaee	-0,040663	0,302636	-0,134	0,893	-0,633819	0,552492
jefpric	-1,561818	1,998696	-0,781	0,435	-5,479190	2,355554
jefsecc	-2,142992	2,316855	-0,925	0,355	-6,683945	2,397960
jefsupc	-1,116458	4,669546	-0,239	0,811	-1,026860	8,035685
jefpriin	0,301628	0,367473	0,821	0,412	-0,418606	1,021864
jefsecin	0,367910	0,406064	0,906	0,365	-0,427962	1,163783
jefsupin	0,200029	0,747594	0,268	0,789	-1,265230	1,665288
edad	0,057110	0,027511	2,076	0,038	0,003187	0,111032
mujer	0,282487	0,181897	1,553	0,120	-0,074025	0,638999
miembros	-0,053950	0,064074	-0,842	0,400	-0,179535	0,071633
civil	-0,100860	0,085526	-1,179	0,238	-0,268489	0,066768
_cons	-4,444977	2,538364	-1,751	0,080	-9,420079	0,530125

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

La regresión para los niños entre 9 y 12 años muestra resultados diferentes. Las variables explicativas incluidas no son significativas ni individualmente ni en conjunto. En particular, ni la cobertura, ni el ingreso, ni la educación de los padres parecen afectar significativamente la probabilidad de un niño entre 9 y 12 años de consultar al médico. La no significatividad del ingreso, por ejemplo, se mantiene aún eliminando casi todas las variables de la regresión.

En el Cuadro N° 31 se examina el caso de las personas de la tercera edad (entre 65 y 75 años). En este caso, solamente el hecho de tener cobertura y la edad aparecen como variables significativas. A igualdad de otros factores, las personas de la tercera edad con cobertura asisten más a menudo al médico. Naturalmente, dentro de este grupo, las personas más ancianas van más al médico.

Las dos regresiones siguientes examinan el caso de los estudios y tratamientos (variable *estsn*). Si bien los estudios o tratamientos son sugeridos por el médico, la decisión final depende de la persona, o de sus padres o tutores, en caso de ser menor de edad. El análisis busca capturar los factores que influyen sobre las dos decisiones (la del médico de sugerir un estudio y la del paciente de aceptarlo). La regresión para el grupo de niños menores de 3 años indica que aún controlando por varias variables, el ingreso de los padres es un factor significativo para explicar la decisión de hacer un estudio o tratamiento. En cambio, a diferencia de los niños, para las personas de la tercera edad ni el ingreso, ni el resto de las variables incluidas parecen influir sobre la decisión de hacerse un estudio o un tratamiento.

CUADRO N° 32
GRAN BUENOS AIRES. ESTUDIOS Y TRATAMIENTOS
NIÑOS MENORES DE 3 AÑOS. MAYO DE 1992

Logit Estimates
Números de Observaciones = 595
Log Likelihood = -141,14253

$\chi^2(7)$ = 10,94
Prob > χ^2 = 0,4485
Pseudo R² = 0,0373

estsn	Coficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
cobsn	-0,260627	0,365364	-0,713	0,476	-0,976727	0,455472
liaee	3,070529	1,792986	1,713	0,087	-0,443659	6,584717
jefpric	16,414410	10,680270	1,537	0,124	-4,518531	37,347350
jefsecc	13,505560	10,982200	1,230	0,219	-8,019153	35,030280
jefsupc	13,063120	12,041370	1,085	0,278	-10,537520	36,663760
jefsupin	-2,399362	1,993620	-1,204	0,229	-6,306784	1,508061
jefsecin	-2,410875	1,866540	-1,292	0,196	-6,069226	1,247476
jefpriin	-2,853758	1,826744	-1,562	0,118	-6,434110	0,726593
edad	-0,067805	0,113709	-0,596	0,551	-0,290671	0,155060
mujer	0,365798	0,342924	1,067	0,286	-0,306322	1,037918
miembros	-0,056819	0,107695	-0,528	0,598	-0,267899	0,154260
cons	-19,795280	10,511630	-1,883	0,060	-40,397690	0,807137

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

CUADRO N° 33
GRAN BUENOS AIRES. ESTUDIOS Y TRATAMIENTOS
PERSONAS ENTRE 65 Y 75 AÑOS. MAYO DE 1992

Logit Estimates	chi ² (7)	= 6,33
Número de Observaciones = 564	Prob > chi ²	= 0,8502
Log Likelihood = -307,22657	Pseudo R ²	= 0,0102

estsn	Coefficiente	Std. Err.	Z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
cobsn	0,545575	0,513584	1,062	0,288	-0,461031	1,552183
liaee	-0,009068	0,371856	-0,024	0,981	-0,737892	0,719756
jefpric	-0,140822	2,413456	-0,058	0,953	-4,871110	4,589465
jefsecc	0,294693	2,698721	0,109	0,913	-4,994702	5,584088
jefsupc	-2,165455	5,198622	-0,417	0,677	-12,354570	8,023656
jefsupin	0,442012	0,832787	0,531	0,596	-1,190221	2,074246
jefsecin	0,015274	0,476413	0,032	0,974	-0,918479	0,949028
jefpriin	0,070054	0,443833	0,158	0,875	-0,799843	0,939952
edad	0,003360	0,031670	0,106	0,916	-0,058712	0,065432
mujer	0,199894	0,203300	0,983	0,325	-0,198566	0,598355
Miembros	0,036631	0,071216	0,514	0,607	-0,102950	0,176212
_cons	-2,311020	3,006920	-0,769	0,442	-8,204476	3,582435

Fuente: elaboración propia en base a la EPH. Mayo, 1992.

Los resultados de esta sección confirman los hallazgos de la anterior. En el caso de los niños el ingreso familiar parece influir significativamente sobre la probabilidad de consultar al médico, hacer un estudio o un tratamiento.¹⁸ Existen al menos dos explicaciones no excluyentes de la mayor probabilidad de asistencia médica en los niños de familias con más recursos. La primera señala un posible cuidado “excesivo” por parte de los padres con mayores recursos, quienes consultarían al médico o realizarían análisis más de lo necesario. En este caso, este cuidado extra no redundaría mayormente en mejoras en el estado de salud del niño. Si esta explicación fuera cierta, la “inequidad” capturada en este trabajo sería un fenómeno de escasa o nula relevancia social. La segunda explicación, en cambio, puntualiza una insuficiente asistencia médica de los niños de fami-

lias de menores recursos. Si este fuera el caso, los resultados de las regresiones de los Cuadros N°s. 29 y 32 brindarían evidencia de un importante problema social.

En el otro extremo, para las personas de la tercera edad, ni el ingreso ni las variables educativas parecen influir sobre la decisión de consultar al médico, hacer un estudio o un tratamiento, dando cuenta de una situación equitativa, al menos si se ignora la variable calidad.

A semejanza de lo que ocurre con los estudios y tratamientos, los resultados de regresiones que tienen a la decisión de hacerse un electrocardiograma como variable dependiente indican que mientras que para los niños el ingreso familiar es una variable relevante, no lo es para las personas de la tercera edad.

¹⁸ Esto es así para los niños pequeños, pero no necesariamente para los mayores.

Capítulo 5

Comentarios finales

Los gobiernos preocupados por las cuestiones sociales necesitan monitorear la inequidad en el acceso a los servicios sociales básicos. Este trabajo presenta un marco analítico destinado a tal efecto, implementable con datos de encuestas de hogares como la EPH. La metodología propuesta puede ser instrumentada por los propios equipos técnicos del gobierno e incorporada como práctica usual en los estudios anuales sobre los sectores sociales. La metodología implica numerosas decisiones, tanto técnicas como valorativas. Es a través de la discusión y las sucesivas implementaciones como estas decisiones pueden mejorarse y tomarse de manera consensuada. En este sentido, el estudio presenta un marco donde discutir tanto los aspectos técnicos como los valorativos que surgen al intentar medir la inequidad en el acceso a servicios sociales básicos.

Una de las principales limitaciones del análisis proviene de la escasez de información en algunos aspectos clave del estudio. Por ello, si se pretende mejorar el tipo de análisis sugerido en este informe, los principales esfuerzos deben concentrarse en la recolección de información relevante. Varias son las sugerencias que pueden hacerse en este punto:

1) La ausencia de alguna medida de calidad en los servicios consumidos limita la fuerza de algunas conclusiones. La inequidad puede ser inexistente en el acceso a un servicio, pero significativa si se toma en cuenta la calidad del mismo. Sería importante que la EPH registrara la escuela o el centro asistencial donde se atiende el individuo, ya que a través de otras fuentes es posible obtener alguna medida de calidad de esos establecimientos.

2) Los cuestionarios usuales de la EPH registran escasa información sobre el sector educación e ignoran el sector salud. Para cubrir esta deficiencia se han incluido módulos especiales en algunas ondas de la EPH en el pasado. La última fue en 1992. Resulta evidente que la frecuencia de estos cuestionarios especiales debería aumentarse si se pretende monitorear de cerca las cuestiones sociales.

3) Para el caso particular de la provincia de Buenos Aires, las encuestas sólo captan información en los aglomerados urbanos más poblados: Gran Buenos Aires, La Plata, Bahía Blanca y Mar del Plata. Resultaría sumamente útil poder contar con información a nivel individual de una muestra de localidades del interior de la provincia de manera regular.

Bibliografía

Convenio: “El sector salud en la provincia de Buenos Aires”. Convenio Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires - Facultad de Ciencias Económicas, UNLP. 1998.

Deaton, A.: “The Analysis of Household Surveys”. Microeconomic Analysis for Development Policy, Research Program in Development Studies. Princeton University. 1997.

Diéguez, H., Llach, J. y Petrecolla, A.: “El Gasto Público Social”. PRONATASS-ITDT. Buenos Aires, 1991.

Dirección Nacional de Programación del Gasto Social (DNPGS): “El impacto distributivo del gasto público en educación en Mendoza”. 1998.

Flood, C., Gasparini, L., Harriague, M. y Vélez, B.: “El Gasto Público Social y su Impacto Distributivo”. Secretaría de Programación Económica. Buenos Aires, 1994.

Gasparini, L.: “Measuring unfairness. The case of education and health in Argentina”. 54th Congreso del International Institute of Public Finance. Córdoba, 1998.

Green, W.: “Econometric Analysis”. Prentice-Hall. 1997.

Hardle, W.: “Applied Nonparametric Regression”. Cambridge University Press. 1990.

Johnston, J. y Di Nardo, J.: “Econometric Methods”. Mc Graw-Hill. 1997.

Petrei, H.: “El Gasto Público Social y sus Efectos Distributivos. Un Examen Comparativo de Cinco Países de América Latina”. ECIEL. Río de Janeiro, 1988.

Stata: “Stata Statistical Software: Release 5.0”. College Station, TX: Stata Corporation, 1997.