



Instituto Nacional de Estadística y Censos
PROGRAMA MECOVI-ARGENTINA
BID-BM-CEPAL

SERIE FONDO DE INVESTIGACIONES

INEQUIDAD EN EL ACCESO A LA EDUCACIÓN SECUNDARIA Y SUPERIOR EN LA ARGENTINA

Leonardo C. Gasparini

Buenos Aires, 2001

INEQUIDAD EN EL ACCESO A LA EDUCACIÓN SECUNDARIA Y SUPERIOR EN LA ARGENTINA

Resumen

En este trabajo se estima la inequidad en el acceso a la educación mediante un indicador de desigualdad computado sobre la distribución de probabilidades de asistencia a la escuela condicionales a un vector de variables previamente definidas como fuentes socialmente inaceptables de diferencias en la asistencia. Se presentan cómputos para varios aglomerados urbanos relevados en la Encuesta Permanente de Hogares y la Encuesta de Desarrollo Social de la Argentina. Se concluye que la inequidad en el acceso a la educación secundaria cayó ligeramente desde 1980 y con mayor fuerza durante 1997 y 1998. El nivel superior presenta estimaciones de inequidad superiores, relativamente constantes en el tiempo, con una caída durante 1998 y 1999. Un análisis de microsimulaciones indica que la caída en la desigualdad en el acceso a la educación de los últimos años está determinada por cambios en los parámetros de la decisión de asistencia, y no por cambios en las características individuales y familiares, los que resultaron en promedio desigualadores sobre la distribución de probabilidades de asistencia.

INDICE

| | |
|-------------------------------------|-----------|
| 1. INTRODUCCIÓN | 1 |
| 2. LA METODOLOGÍA | 2 |
| La información..... | 5 |
| 3. RESULTADOS | 5 |
| Nivel secundario | 6 |
| Nivel superior..... | 12 |
| 4. DESCOMPOSICIONES | 18 |
| 5. COMENTARIOS FINALES | 22 |
| REFERENCIAS | 23 |

1. INTRODUCCIÓN¹

La gran mayoría de los estudios sobre equidad se centran en la medición y análisis de la desigualdad en la distribución del ingreso. Sin embargo, varias teorías sostienen que lo relevante para determinar la inequidad de una sociedad no es tanto la desigualdad de los ingresos, sino la desigualdad en las oportunidades para generar esos ingresos (Le Grand, 1991; Romer, 1997 y 1998). Uno de los factores determinantes de ese conjunto de oportunidades es la educación recibida. Un joven con título universitario enfrenta un conjunto de oportunidades en el mercado laboral superior al de un joven que no alcanzó a terminar el colegio secundario.

Una de las principales metas del sector público en el área social es la de garantizar la igualdad de oportunidades en el acceso a los distintos niveles educativos. El objetivo central de este trabajo es estudiar el grado de cumplimiento de esta meta en la Argentina. Para tal fin se sigue la metodología desarrollada en Gasparini (1998, 1999) según la cual los determinantes de la asistencia de un joven a un nivel educativo deben ser divididos en fuentes socialmente aceptables e inaceptables de diferencias en la asistencia. Para detectar una situación injusta, las comparaciones deben hacerse sólo entre individuos con el mismo valor del vector de variables aceptables. El argumento a comparar entre individuos es la probabilidad de asistir a un determinado nivel educativo, condicional al vector de variables inaceptables. La inequidad en el acceso es medida a partir de índices de desigualdad calculados sobre la distribución de esas probabilidades condicionales.

El objetivo específico de este trabajo es aplicar ese esquema y computar diferencias en los indicadores de inequidad en el acceso a la educación secundaria y superior en el tiempo y entre ciudades, haciendo uso de la información desagregada de varias ondas de la Encuesta Permanente de Hogares y de la Encuesta de Desarrollo Social de la Argentina. Si bien la inequidad en el acceso a la secundaria o al nivel superior es un fenómeno conocido, el objetivo central del trabajo no es detectar si existe o no inequidad, sino evaluar el grado de esa inequidad, con el objeto de hacer comparaciones en el espacio y en el tiempo. El trabajo pretende documentar las diferencias en el grado de inequidad en el acceso a la escuela secundaria, a la universidad y a los institutos de educación terciaria en el tiempo y entre varios aglomerados urbanos del país.

¹

El autor agradece la excelente colaboración de Mariano Rabassa y Guillermo Vúletin.

Un paso adicional a la documentación de las diferencias en el acceso a la educación consiste en indagar sobre sus determinantes. En este trabajo se da un paso en ese sentido al aplicar descomposiciones microeconómicas para caracterizar la desigualdad en las probabilidades de asistencia, separando el efecto del cambio en las características de la población del efecto del cambio en los parámetros que determinan las decisiones de asistencia.

El resto del trabajo se ordena de la manera siguiente. En la sección 2 se hace una breve presentación de la metodología a aplicar y de las fuentes de información a utilizar. En la sección 3 se calculan e interpretan distintos indicadores de inequidad en el acceso a la educación secundaria y superior en varias ciudades de la Argentina. En la sección 4 se detalla la metodología de descomposición y se presentan los resultados. Se concluye en la sección 5 con los comentarios finales.

2. LA METODOLOGÍA²

Sea x la variable que denota el acceso a un determinado servicio. En nuestro caso $x=1$ si el individuo asiste a un determinado nivel educativo y $x=0$ si no lo hace. En un momento del tiempo esta variable x presenta una distribución dicotómica: algunos jóvenes van a la escuela y otros no. Esta distribución no necesariamente debe verse como socialmente "injusta" si resulta de oportunidades similares para todos. Tómese por ejemplo el caso de la educación superior. Un joven habiendo terminado el colegio secundario puede elegir libremente no continuar sus estudios terciarios, pese a contar con posibilidades semejantes al resto de los jóvenes para hacerlo. El hecho de observar a algunos individuos cursando estudios superiores y a otros no haciéndolo en teoría no necesariamente refleja una situación socialmente injusta.

En la realidad existen otros factores que limitan el acceso de un joven a la educación, más allá de sus preferencias o las de su familia. El ejemplo típico es el de las restricciones financieras que limitan seriamente la posibilidad de acceso a niveles educativos superiores. Es importante notar que mientras que la sociedad tiende a aceptar diferencias en el acceso a un nivel educativo basadas en preferencias, tiende a considerar inaceptables a aquellas diferencias en el acceso determinadas por diferencias en el ingreso o la riqueza familiar.

² Esta sección está en parte basada en Gasparini (1999).

En resumen, existen varios factores que determinan la decisión de asistencia: el ingreso familiar, la edad, el sexo, el nivel educativo de los padres, la condición ocupacional de los padres, las preferencias del joven y de sus padres por una educación secundaria, la disposición del joven al estudio, su preferencia temporal (manifestada en la disposición a resignar ingresos), su talento relativo para las actividades intelectuales, etc. Por alguna razón los individuos tienden a considerar a algunas de estas variables como fuentes *aceptables* de diferencias en la decisión de asistir a un nivel educativo dado y a otras variables como fuentes *inaceptables* de diferencias. Naturalmente, es posible que la clasificación de variables difiera entre individuos de acuerdo a sus juicios de valor.

Para determinar la inequidad en el acceso a la educación es entonces necesaria la identificación de aquellos determinantes de la decisión de asistencia y su clasificación en fuentes aceptables e inaceptables de diferencias en esa decisión. Formalmente, y denotando con A al conjunto de variables aceptables y con U al de inaceptables, la definición de inequidad usada en el trabajo es la siguiente:

La distribución de x es considerada inequitativa si y sólo si existe un vector A y dos vectores diferentes U_i, U_j tal que $E(x/A, U_i) \neq E(x/A, U_j)$

El operador $E(x/A, U_i)$ indica la esperanza de x condicional a los vectores A y U_i . Dado que en la implementación de este trabajo x es una variable binaria, la esperanza se transforma en una probabilidad.

Como ha sido señalado, el interés del trabajo es en medir el grado de inequidad y no simplemente su existencia. Las diferencias en el acceso a la educación secundaria y terciaria en la Argentina, determinadas por factores socialmente inaceptables como el ingreso familiar, constituyen un fenómeno conocido y suficientemente documentado. Lo interesante resulta medir el *grado* de inequidad. Para ello se aplica un procedimiento en dos etapas. El primero consiste en aislar a todas las observaciones con el mismo valor del vector de factores aceptables.

Una vez aislados los individuos que comparten un mismo vector de variables aceptables, el segundo paso es analizar la desigualdad en la distribución de esperanzas o probabilidades de asistencia, condicionales al vector de variables inaceptables. Formalmente, denotando con $I(y)$ un indicador de desigualdad que es función de una variable aleatoria y , el grado de inequidad para aquellos individuos que tienen un valor del vector aceptable A_h se mide como

$$I(E(x/U, A_h))$$

Definiciones similares se aplican para computar inequidad para otros grupos con valores diferentes del vector A .

De acuerdo a la metodología planteada, la inequidad en el acceso a la educación es aproximada mediante un indicador de desigualdad computado sobre la distribución de probabilidades de asistencia a la escuela, condicional a un vector de variables previamente definidas como fuentes inaceptables de diferencias en la asistencia. En el cómputo sólo deben incluirse observaciones con el mismo valor del vector de variables aceptables.

Cuatro cuestiones resta definir para implementar la metodología: (i) la identificación de variables determinantes de x , (ii) su clasificación en factores aceptables e inaceptables, (iii) la especificación de un índice de desigualdad I y (iv) la estimación de las probabilidades condicionales.

Se consideran cuatro variables determinantes de la decisión de escolarización: el ingreso familiar ajustado por factores demográficos, el sexo y la edad del joven y la educación de sus padres. Los dos primeros factores son considerados fuentes inaceptables de diferencias en el acceso a la educación. En cambio, la edad en la mayor parte del análisis es considerada aceptable. La educación de los padres puede considerársela aceptable si se toma como una *proxy* de las preferencias familiares y la sociedad respeta esas preferencias. En cambio, si la educación de los padres es asumida como una *proxy* del ingreso potencial o la riqueza, es probable que se la considere inaceptable. Los dos casos son analizados en este trabajo.

Se utilizan varios indicadores de desigualdad de la distribución de probabilidades condicionales: coeficiente de Gini, coeficiente de variación, Theil y Atkinson. Estos índices comparten la propiedad de invarianza a la escala, una propiedad de uso generalizado, pero no obvia al comparar ingresos, y aún menos en el presente marco de desigualdad en el espacio de las probabilidades.

Existen básicamente dos opciones para estimar las probabilidades condicionales de asistencia: la estimación paramétrica y la no paramétrica. Si bien las estimaciones no paramétricas tienen alguna ventaja, sufren de dos inconvenientes importantes: son computacionalmente muy demandantes y no permiten un adecuado tratamiento de problemas multidimensionales, en especial cuando el número de observaciones no es suficiente. Por estas razones en este trabajo se decidió limitar el análisis a los modelos paramétricos. Los resultados obtenidos en Gasparini (1998) indican que el cambio de método de estimación no altera significativamente los resultados. Dado que en este trabajo las variables dependientes a investigar son di-

cotómicas, el análisis paramétrico requiere de modelos de variables binarias. Se aplicará un modelo paramétrico de tipo *logit*.

La información

El trabajo hace uso de la información de la Encuesta Permanente de Hogares y de la Encuesta de Desarrollo Social de la Argentina. El trabajo es intensivo en el uso de los microdatos de las encuestas. La EPH tiene la ventaja de su frecuencia y de existir información, al menos en el Aglomerado Gran Buenos Aires desde 1974. La EDS tiene una mayor riqueza informativa y permite chequear los resultados obtenidos con la EPH.

La asistencia a un determinado nivel educativo es registrada por las dos encuestas. El sexo y la edad del individuo también se leen directamente de las encuestas. Como aproximación a los recursos disponibles por la familia para financiar la educación de un joven se optó por computar el ingreso familiar total, restarle el ingreso del joven y dividirlo por la suma de adultos equivalentes elevados a un parámetro que capta economías de escala en el consumo familiar moderadas (0.8). A este concepto se lo denomina en el resto del trabajo *ingreso familiar equivalente*. Como educación de los jefes se toma el máximo nivel educativo obtenido por el jefe del hogar y su cónyuge. El estudio se concentra en las decisiones de asistencia de aquellos jóvenes que no son ni jefe ni cónyuge.

3. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de aplicar la metodología delineada en la sección anterior al caso de la educación secundaria y superior en la Argentina. Si bien se presentan varios índices para un conjunto de aglomerados, el análisis se detiene particularmente en el coeficiente de Gini del Aglomerado Gran Buenos Aires, dado que el Gini es el indicador de desigualdad más divulgado y el GBA es el aglomerado con mayores observaciones en la EPH y con una historia más larga de encuestas de hogares.

Nivel secundario

En el cuadro 3.1 se presenta el coeficiente de Gini de la distribución de probabilidades de asistencia al colegio secundario en el Gran Buenos Aires (Capital y Conurbano) en el período 1974-1999 (ver también figura 3.1). Cuadros semejantes para otros índices son presentados en el Apéndice. En la columna (i) se agrupa a todos los individuos, es decir, implícitamente se considera a todas las variables independientes de la decisión de asistencia (ingreso, edad, sexo y educación de los padres) como inaceptables. Si la educación de los padres se toma como aceptable, los índices deben ser calculados para grupos homogéneos respecto de esa variable. La columna (ii) aísla a los jóvenes cuyos padres no han terminado la secundaria (grupo B) y la (iii) al resto de los jóvenes (grupo A). En las dos últimas columnas se restringe el análisis a los jóvenes del grupo B mayores a 14 años y se los separa según el sexo.

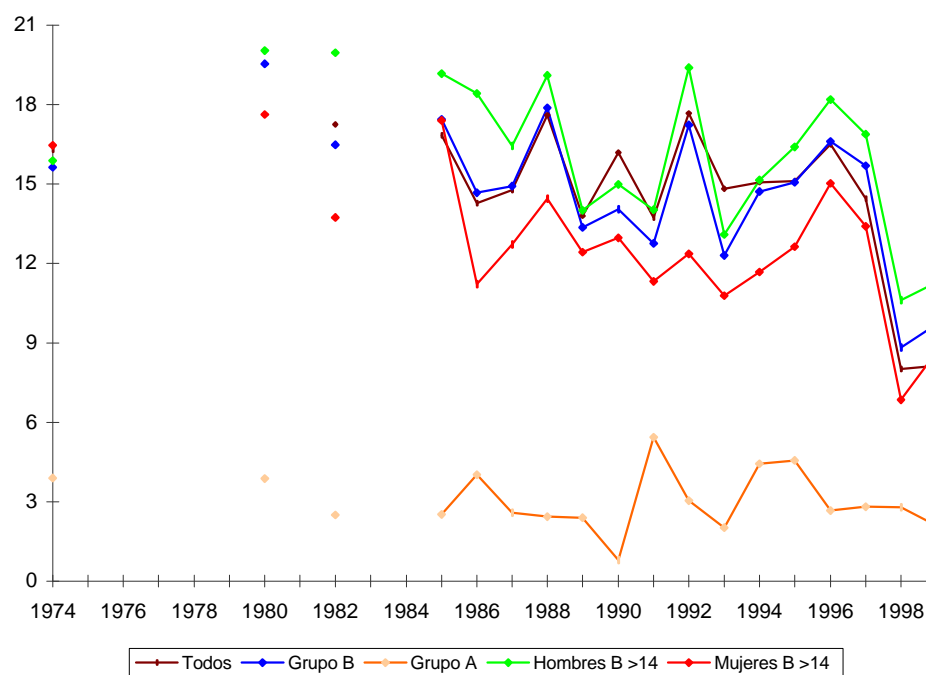
Cuadro 3.1
Coeficiente de Gini. Distribución de probabilidades de asistencia al secundario
Jóvenes entre 13 y 17 años
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1974-1999

| Años | Todos (i) | Grupo B (ii) | Grupo A (iii) | Hombres Grupo B >14 (iv) | Mujeres Grupo B >14 (v) |
|------|--------------|-----------------|------------------|-----------------------------------|----------------------------------|
| 1974 | 16,3 | 15,6 | 3,9 | 15,9 | 16,5 |
| 1980 | 21,2 | 19,5 | 3,9 | 20,0 | 17,6 |
| 1982 | 17,3 | 16,5 | 2,5 | 20,0 | 13,7 |
| 1985 | 16,8 | 17,4 | 2,5 | 19,2 | 17,4 |
| 1986 | 14,3 | 14,7 | 4,0 | 18,4 | 11,2 |
| 1987 | 14,8 | 14,9 | 2,6 | 16,4 | 12,7 |
| 1988 | 17,6 | 17,9 | 2,4 | 19,1 | 14,4 |
| 1989 | 13,8 | 13,4 | 2,4 | 14,0 | 12,4 |
| 1990 | 16,2 | 14,1 | 0,8 | 15,0 | 13,0 |
| 1991 | 13,7 | 12,8 | 5,4 | 14,0 | 11,3 |
| 1992 | 17,7 | 17,2 | 3,0 | 19,4 | 12,4 |
| 1993 | 14,8 | 12,3 | 2,0 | 13,1 | 10,8 |
| 1994 | 15,1 | 14,7 | 4,4 | 15,2 | 11,7 |
| 1995 | 15,1 | 15,1 | 4,6 | 16,4 | 12,6 |
| 1996 | 16,5 | 16,6 | 2,7 | 18,2 | 15,0 |
| 1997 | 14,5 | 15,7 | 2,8 | 16,9 | 13,4 |
| 1998 | 8,0 | 8,8 | 2,8 | 10,6 | 6,8 |
| 1999 | 8,1 | 9,7 | 2,1 | 11,3 | 8,6 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.
Grupo B: jóvenes sin ningún padre con educación secundaria completa.

La evolución del Gini es semejante en todos los casos, con excepción del grupo A. Las curvas muestran fuertes fluctuaciones, posiblemente como producto de la escasez de observaciones para aplicar el procedimiento descrito, con fuertes demandas de información. Pese a las fluctuaciones, el patrón de evolución parece claro. La inequidad en el acceso a la educación secundaria tuvo un patrón levemente decreciente durante los ochenta y los noventa, presentó una notable caída en 1997 y 1998 y se estabilizó en esos niveles más bajos en 1999. Esta evolución es semejante al considerar otros indicadores de desigualdad (ver figuras A.1 a A.5 en el Apéndice).

Figura 3.1
Coefficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al secundario
Jóvenes entre 13 y 17 años
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1974-1999



La razón de la notable caída a fines de los noventa es probable que radique en el substancial aumento de la tasa de asistencia al secundario en esos años, alimentada por la obligatoriedad del Polimodal y por la extensión del programa de becas escolares. Dado que los hijos de familias de mayores ingresos y educación asistían al secundario antes de estos programas, el incremento en la asistencia se dio esencialmente en los estratos de menores ingresos y educación, lo que natural-

mente redujo los indicadores de inequidad. Este efecto parece haber sido sumamente fuerte. Mientras que en casi dos décadas el Gini había caído unos 4 puntos, en dos años cayó alrededor de 7 puntos.

En el cuadro 3.2 se presentan los coeficientes de Gini de la distribución de probabilidades condicionales de asistencia en varias de las ciudades relevadas por la Encuesta Permanente de Hogares.³ El primer panel agrupa a todos los individuos, el segundo a aquellos del grupo B y el tercero a los del grupo A. En principio, existen diferencias significativas en los coeficientes entre ciudades. Río Gallegos, Jujuy, La Plata, Salta y las ciudades de Tierra del Fuego han sido áreas de baja desigualdad en la educación secundaria en la última década. Otras como Santa Rosa, Santiago, Paraná y Tucumán han presentado consistentemente indicadores superiores al promedio.

Cuadro 3.2
Coeficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al secundario
Jóvenes entre 13 y 17 años
Varios aglomerados, 1991-1999

A. Todos

| Aglomerado | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Comodoro Rivadavia | | 12,7 | 13,8 | 13,3 | 12,6 | 9,8 | 7,4 | 7,3 | 7,2 |
| Córdoba | 10,0 | 12,9 | 10,8 | 13,7 | 15,8 | | 11,2 | 10,0 | 7,3 |
| Río Gallegos | 3,8 | 4,0 | 3,2 | 5,7 | 5,6 | 4,8 | 4,1 | 5,1 | 1,1 |
| Jujuy | 4,2 | 6,4 | 5,6 | 4,9 | 6,8 | 5,6 | 5,2 | 6,8 | 2,6 |
| La Pampa | 19,5 | 14,2 | 14,3 | 20,2 | 14,7 | 13,9 | 11,3 | 16,1 | 11,8 |
| La Plata | 13,0 | 8,7 | 10,4 | 14,0 | 13,7 | 11,1 | 7,7 | 6,8 | 7,8 |
| Mendoza | 11,6 | | 19,4 | 18,1 | 20,9 | 16,3 | 15,3 | 10,2 | 9,3 |
| Neuquén | 9,6 | 10,6 | 11,3 | 8,8 | 10,9 | 14,6 | 9,2 | 9,9 | 7,9 |
| Paraná | | 13,5 | 7,4 | 8,6 | 14,5 | 13,2 | 11,9 | 10,3 | 13,7 |
| Rosario | | | 18,2 | 19,0 | 16,8 | 13,5 | 17,5 | 15,2 | 11,0 |
| Salta | | 6,3 | 5,0 | 8,2 | 6,8 | 5,0 | 9,4 | 7,0 | 5,8 |
| San Juan | | 8,2 | | 8,9 | 8,2 | 8,9 | 9,3 | 14,2 | 9,6 |
| San Luis | | 11,7 | 12,9 | 15,3 | 15,4 | 14,1 | 13,1 | 7,5 | 7,9 |
| Santa Fe | | 9,5 | 14,2 | 13,2 | 10,8 | 9,7 | 11,1 | 12,5 | 12,1 |
| Santiago del Estero | | 12,5 | | 12,1 | 16,5 | 12,9 | 12,1 | 14,3 | 12,1 |
| Tierra del Fuego | | 10,1 | 7,2 | 10,4 | 8,6 | 10,6 | 8,2 | 4,2 | 3,9 |
| Tucumán | 18,9 | | 17,1 | 18,2 | 18,0 | 16,4 | 22,5 | 17,8 | 17,1 |

³ Para agilizar la presentación no se incluyen las tablas de otros indicadores de desigualdad, las cuales pueden ser solicitadas al autor.

B. Grupo B

| Aglomerado | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Comodoro Rivadavia | | 14,0 | 14,9 | 13,8 | 14,2 | 10,7 | 7,8 | 7,3 | 8,3 |
| Córdoba | 10,6 | 11,7 | 8,8 | 14,3 | 15,6 | | 12,1 | 11,1 | 8,0 |
| Río Gallegos | 3,8 | 4,4 | 3,6 | 6,7 | 7,1 | 6,2 | 4,9 | 6,4 | 1,1 |
| Jujuy | 3,2 | 6,7 | 5,3 | 5,6 | 6,5 | 6,2 | 6,7 | 6,4 | 2,6 |
| La Pampa | 21,5 | 17,6 | 15,4 | 24,2 | 14,8 | 16,5 | 13,5 | 16,6 | 14,2 |
| La Plata | 15,4 | 10,8 | 11,3 | 18,0 | 15,5 | 12,4 | 8,0 | 7,8 | 7,8 |
| Mendoza | 13,5 | | 20,7 | 20,1 | 22,7 | 17,0 | 17,6 | 11,5 | 10,1 |
| Neuquén | 12,8 | 11,9 | 13,5 | 10,7 | 10,9 | 16,6 | 12,9 | 12,2 | 7,9 |
| Paraná | | 11,5 | 7,0 | 10,7 | 16,3 | 15,8 | 15,1 | 12,3 | 14,0 |
| Rosario | | | 16,7 | 19,5 | 17,2 | 12,1 | 17,4 | 15,8 | 11,8 |
| Salta | | 7,1 | 5,4 | 8,9 | 8,0 | 5,0 | 9,4 | 6,6 | 6,8 |
| San Juan | | 7,1 | | 10,4 | 6,8 | 9,9 | 8,5 | 16,2 | 10,3 |
| San Luis | | 12,3 | 14,8 | 13,8 | 15,1 | 14,6 | 13,0 | 8,2 | 7,9 |
| Santa Fe | | 10,8 | 15,9 | 18,1 | 11,9 | 11,8 | 11,2 | 16,0 | 14,1 |
| Santiago del Estero | | 12,7 | | 12,5 | 17,6 | 10,9 | 13,2 | 15,0 | 12,4 |
| Tierra del Fuego | | 11,2 | 7,2 | 12,1 | 10,5 | 13,5 | 11,2 | 5,3 | 4,7 |
| Tucumán | 18,6 | | 17,7 | 16,1 | 14,0 | 14,4 | 24,3 | 18,6 | 16,4 |

C. Grupo A

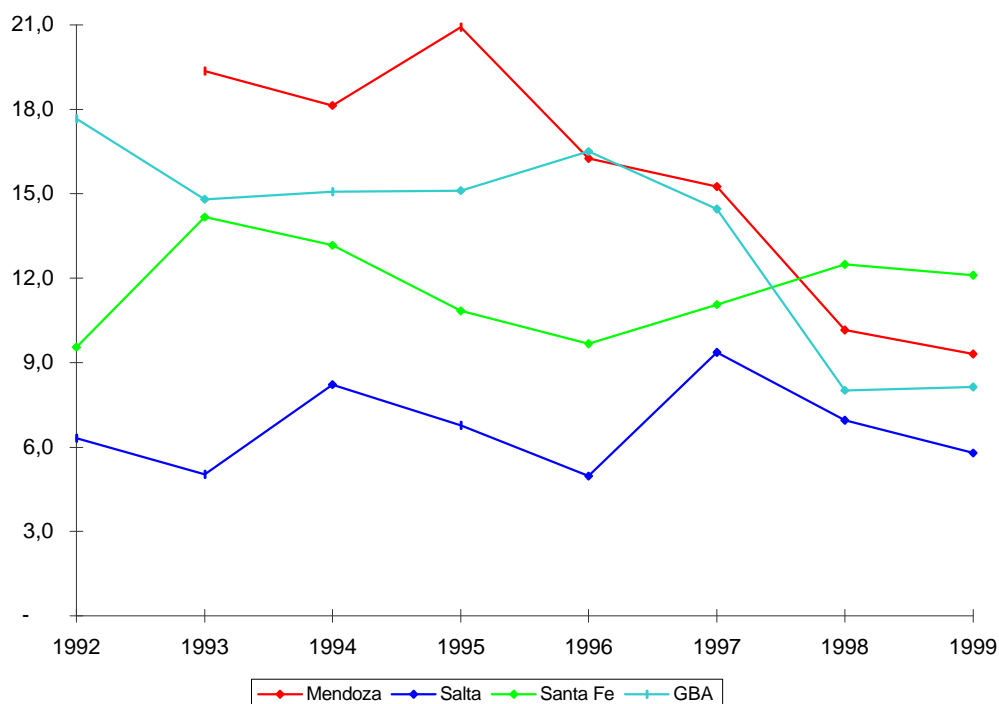
| Aglomerado | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Comodoro Rivadavia | | 5,1 | 3,7 | 1,0 | 2,7 | 4,3 | 1,8 | | 3,2 |
| Córdoba | 3,1 | 0,5 | 0,9 | 3,1 | 4,1 | | 5,4 | 1,1 | 1,9 |
| Río Gallegos | 0,5 | 1,3 | 1,2 | 1,2 | 2,1 | 1,0 | 0,6 | 1,1 | |
| Jujuy | 1,4 | 2,2 | 1,6 | 3,2 | 1,0 | 1,7 | 1,5 | 1,4 | |
| La Pampa | 1,5 | 2,3 | 3,1 | 2,1 | 1,0 | 5,7 | 1,7 | 5,8 | 3,6 |
| La Plata | 2,9 | 3,4 | 2,9 | 1,5 | 5,0 | 2,0 | 3,2 | 1,6 | |
| Mendoza | 4,3 | | 4,4 | 8,6 | 3,1 | 4,1 | 1,7 | 4,4 | 6,0 |
| Neuquén | 3,0 | 3,5 | 1,4 | 2,5 | 2,1 | 1,8 | 3,0 | 1,0 | 0,6 |
| Paraná | | 3,5 | 1,1 | 3,2 | 1,2 | 2,0 | 4,9 | 3,1 | 5,0 |
| Rosario | | | 5,7 | 2,7 | 2,1 | 1,7 | 1,3 | 2,7 | 4,1 |
| Salta | | 1,7 | 2,1 | 2,8 | 1,3 | 1,3 | | 1,7 | 2,6 |
| San Juan | | 3,0 | | 4,0 | 1,5 | 3,4 | 2,2 | 2,9 | 2,0 |
| San Luis | | 2,7 | 3,4 | 3,0 | 3,5 | 5,9 | 2,7 | 2,8 | 1,9 |
| Santa Fe | | 2,2 | 2,6 | 0,8 | 2,3 | 2,5 | 2,1 | 3,0 | 2,1 |
| Santiago del Estero | | 3,3 | | 2,3 | 3,2 | 2,2 | 2,6 | 2,7 | 1,3 |
| Tierra del Fuego | | 3,7 | 7,2 | 4,5 | 3,0 | 0,9 | 2,5 | 1,3 | 1,1 |
| Tucumán | 4,5 | | 5,3 | 4,6 | 2,9 | 3,4 | 5,8 | 3,1 | 4,1 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH. Grupo B: jóvenes sin ningún padre con educación secundaria completa. El resto está incluido en el grupo A.

La evolución general indica un aumento entre 1991 y 1997 y una caída en los dos últimos años. Prácticamente todas las ciudades han experimentado una disminución en la dispersión de las probabilidades de asistencia entre 1996 y 1999, aunque no en la magnitud del Aglomerado Gran Buenos Aires. En todas las ciudades las desigualdades provienen esencialmente de diferencias dentro del grupo B. Los indicadores de inequidad del grupo A son en todos los casos muy bajos.

La evolución, sin embargo, no ha sido idéntica en todas las ciudades. La figura 3.2 muestra que mientras que el Gini cayó fuertemente entre 1992 y 1999 en el GBA y en Mendoza, se mantuvo sin cambios mayores en Salta y Santa Fe. De hecho, mientras que el Gini en las dos primeras ciudades era superior al de las dos últimas a principios de la década, hacia 1999 se ubicaba en niveles inferiores a los de Santa Fe y comparables a los de Salta.

Figura 3.2
Coefficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al secundario
Jóvenes entre 13 y 17 años
GBA, Mendoza, Salta y Santa Fe, 1992-1999



La Encuesta de Desarrollo Social realizada entre 1996 y 1997 en todo el país constituye en teoría una fuente de información importante para estudios sobre problemas sociales como el tratado en este trabajo. Sin embargo, dos dificultades limitan su uso: (i) la base con todas las variables relevadas en la encuesta no está disponible al público y (ii) existen inconsistencias en algunas preguntas. La demanda de información por parte del análisis precedente no es grande en términos de variables, por lo que el análisis pudo replicarse con datos de la EDS. Sin embargo, la posibilidad de extender el análisis incorporando más variables explicativas no se concretó por la limitación antes mencionada.

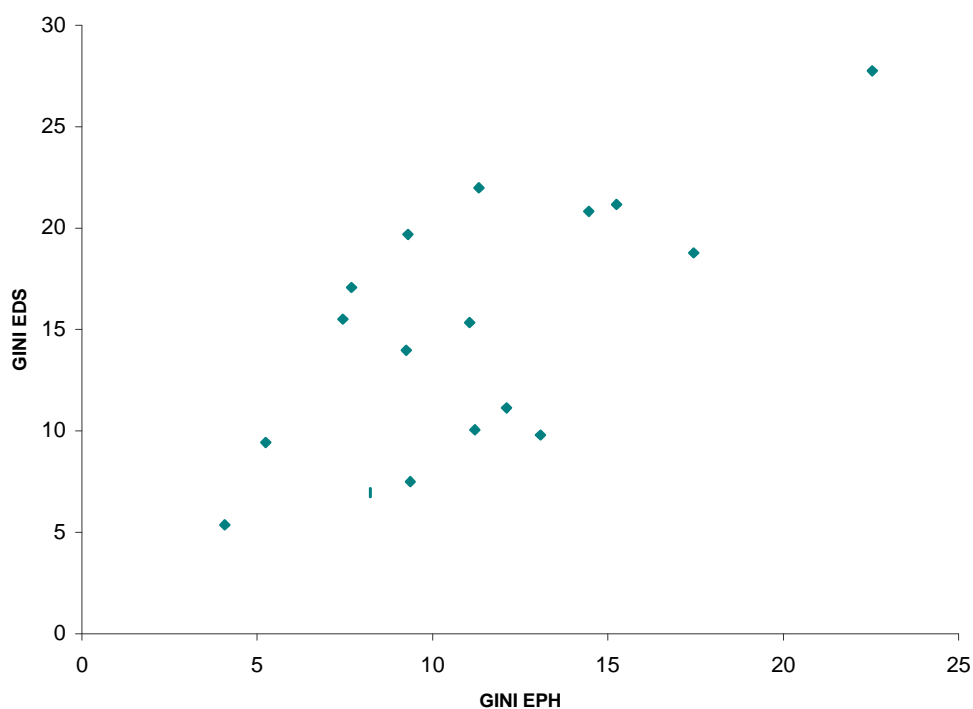
El cuadro 3.3 muestra coeficientes de Gini de la distribución de probabilidades de asistencia al secundario calculados a partir de la EDS en varias ciudades del país. Los resultados son semejantes a los obtenidos con información de la EPH, lo que brinda cierta robustez a las conclusiones. La figura 3.3 reafirma la similitud entre encuestas mostrando los Ginis de cada ciudad computados con todos los individuos (panel A del cuadro 3.2 y columna (i) del cuadro 3.3).

Cuadro 3.3
Coeficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al secundario
Jóvenes entre 13 y 17 años
Varios aglomerados, 1997. Encuesta de Desarrollo Social

| Años | Todos | Grupo B | Grupo A | Hombres | Mujeres |
|---------------------|--------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | (i) | (ii) | (iii) | Grupo B | Grupo B |
| | | | | >14 | >14 |
| | | | | (iv) | (v) |
| Comodoro Rivadavia | 15,5 | 17,2 | 6,3 | 19,6 | 13,5 |
| Córdoba | 10,1 | 8,2 | 3,1 | 7,2 | 7,2 |
| Río Gallegos | 5,4 | 5,6 | 1,4 | 5,7 | 4,2 |
| Gba | 20,8 | 23,2 | 6,1 | 26,7 | 17,7 |
| Jujuy | 9,4 | 11,4 | 3,1 | 12,5 | 13,1 |
| La Pampa | 22,0 | 24,1 | 11,1 | 27,7 | 21,0 |
| La Plata | 17,1 | 15,3 | 1,6 | 9,5 | 8,5 |
| Mendoza | 21,2 | 23,1 | 8,8 | 26,9 | 22,9 |
| Neuquén | 14,0 | 14,7 | 4,1 | 16,3 | 12,7 |
| Rosario | 18,8 | 20,5 | 6,9 | 25,7 | 17,1 |
| Salta | 7,5 | 9,0 | 3,2 | 8,8 | 10,0 |
| San Juan | 19,7 | 20,7 | 3,7 | 22,3 | 16,1 |
| San Luis | 9,8 | 8,7 | 1,9 | 10,7 | 7,0 |
| Santa Fe | 15,3 | 18,7 | 4,3 | 19,1 | 21,8 |
| Santiago del Estero | 11,1 | 14,2 | 2,3 | 15,6 | 14,6 |
| Tierra del Fuego | 7,0 | 7,6 | 2,7 | 7,2 | 10,0 |
| Tucumán | 27,8 | 28,5 | 5,8 | 27,7 | 28,6 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EDS.

Figura 3.3
Coeficientes de Gini calculados en base a la EPH y la EDS
Distribución de probabilidades de asistencia al secundario
Jóvenes entre 13 y 17 años
Varios aglomerados, 1997



Nivel superior

Las inequidades se profundizan sustancialmente en el nivel terciario. Parte del fenómeno es heredado. Las diferencias en la probabilidad de asistencia a la universidad entre dos jóvenes de 18 años son el resultado de propensiones a la deserción diferentes en todos los niveles educativos anteriores al superior. Pero parte del problema es propio de ese nivel educativo. Las oportunidades de acceso efectivo a las universidades o institutos de enseñanza terciaria difieren entre jóvenes con título secundario, de diferente nivel socioeconómico y ambiente familiar. En esta sección se analizan ambos casos. Primero se toma al total de la población entre 18 y 23 años, con independencia de cumplir o no los requisitos para acceder al nivel terciario. En la segunda parte del análisis se restringe la muestra a los jóvenes con título secundario.

El cuadro 3.4 muestra el coeficiente de Gini de la probabilidad de asistencia al nivel superior para todos los jóvenes entre 18 y 23 años del Aglomerado Gran Buenos Aires.⁴ Como en el caso del secundario se presentan varias columnas que captan distintas visiones acerca de la inaceptabilidad de ciertas variables como fuente de diferencias en la asistencia al nivel terciario. Los valores del cuadro 3.4 resultan sustancialmente mayores a los del cuadro 3.3.

Cuadro 3.4
Coeficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al nivel superior
Jóvenes entre 18 y 23 años
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1974-1999

| Años | Todos (i) | Grupo B (ii) | Grupo A (iii) | Hombres Grupo B >20 (iv) | Mujeres Grupo B >20 (v) |
|-------------|----------------------|-------------------------|--------------------------|--|---|
| 1974 | 41,4 | 26,7 | 20,1 | 25,7 | 26,0 |
| 1980 | 46,6 | 31,0 | 16,1 | 32,8 | 28,2 |
| 1982 | 53,4 | 40,6 | 15,3 | 38,1 | 31,2 |
| 1985 | 44,1 | 26,7 | 10,2 | 26,6 | 23,4 |
| 1986 | 41,3 | 33,8 | 9,4 | 35,5 | 30,7 |
| 1987 | 39,9 | 34,4 | 12,1 | 32,9 | 30,9 |
| 1988 | 43,2 | 18,8 | 11,4 | 19,1 | 18,4 |
| 1989 | 40,2 | 31,8 | 18,0 | 31,3 | 27,1 |
| 1990 | 48,8 | 34,1 | 19,5 | 32,3 | 26,7 |
| 1991 | 45,8 | 32,5 | 17,5 | 30,9 | 24,6 |
| 1992 | 46,5 | 29,9 | 13,9 | 27,5 | 25,4 |
| 1993 | 39,6 | 26,5 | 12,7 | 23,5 | 19,6 |
| 1994 | 44,3 | 30,2 | 19,8 | 25,0 | 20,3 |
| 1995 | 46,1 | 36,6 | 18,0 | 34,5 | 29,1 |
| 1996 | 47,9 | 33,4 | 15,1 | 31,3 | 26,1 |
| 1997 | 47,8 | 43,0 | 19,2 | 40,2 | 38,4 |
| 1998 | 43,9 | 38,4 | 19,4 | 35,0 | 28,6 |
| 1999 | 39,7 | 31,6 | 17,5 | 30,4 | 26,0 |

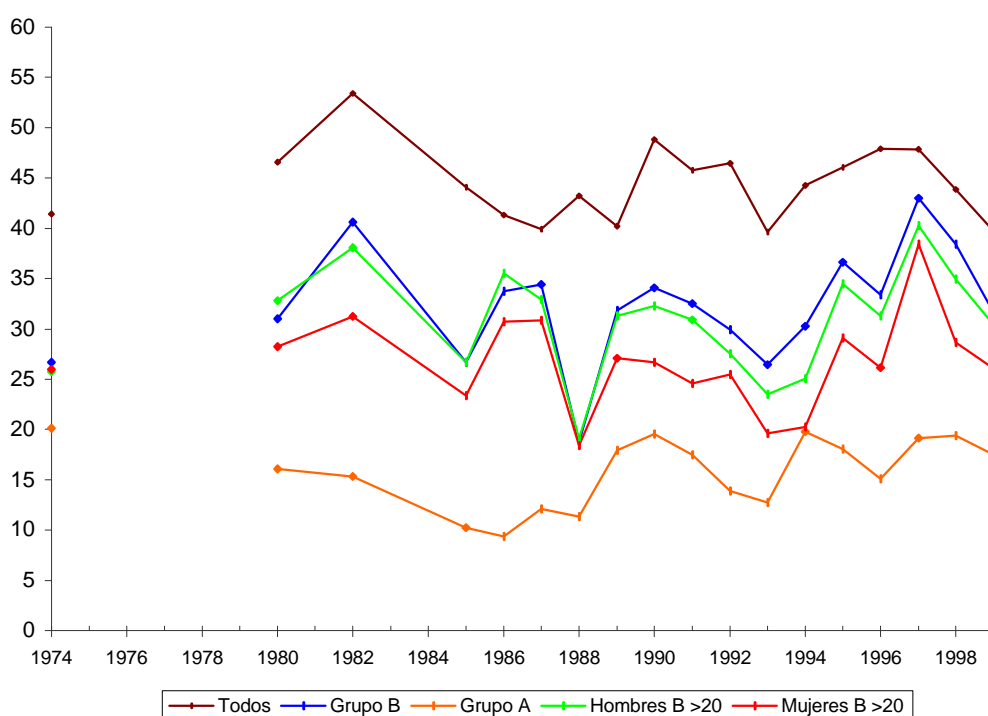
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.
Grupo B: jóvenes sin ningún padre con educación secundaria completa.

⁴

Se ignoran a aquellos jóvenes que cumplen el rol de jefes de hogar o cónyuges, ya que en esos casos en general se desconoce tanto el nivel educativo como el ingreso de sus padres.

Si bien la comparación entre puntas indica una caída en los niveles de desigualdad, ésta es esencialmente la consecuencia de un descenso del Gini en 1998 y 1999, en particular en el grupo de los jóvenes del grupo B (ver figura 3.4).

Figura 3.4
Coefficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al nivel superior
Jóvenes entre 18 y 23 años
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1974-1999



El cuadro y la figura 3.5 repiten el análisis para el nivel superior, restringiendo la muestra a aquellos jóvenes en condiciones de acceder al nivel terciario, es decir, con secundario completo. En este caso, naturalmente los indicadores son menores ya que se captan las inequidades presentes en un solo nivel educativo y no el acumulado de todos. El patrón de evolución en este caso es a grandes rasgos constante. En particular, no se observa una caída en los últimos años de la década del noventa, como en los casos anteriores. Los resultados cualitativos son similares para la mayoría de las ciudades analizadas (ver cuadros 3.6 y 3.7). La constancia de estos indicadores de inequidad sugiere que en el nivel superior de educación no se han hecho avances sustanciales en reducir las diferencias relativas en el acceso

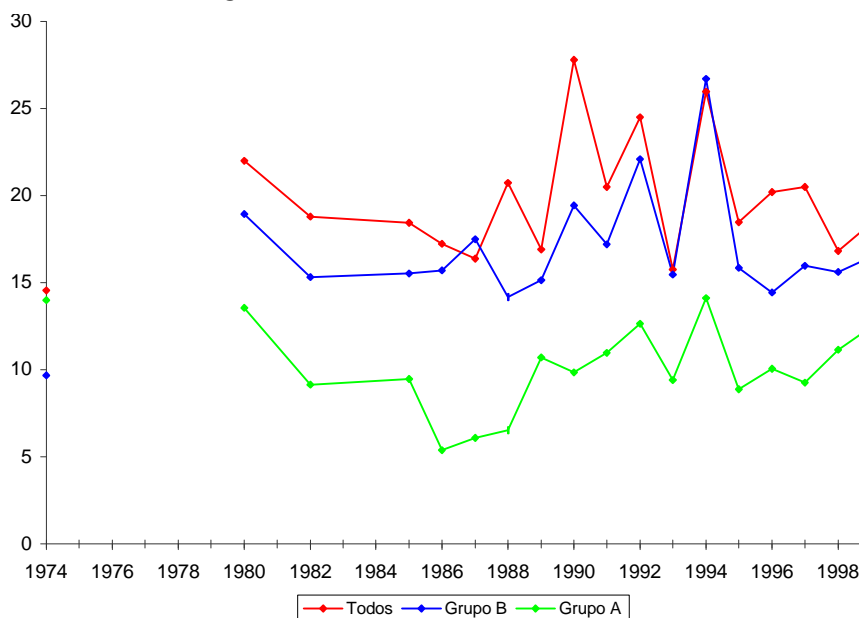
entre jóvenes de diferentes estratos socioeconómicos con los requisitos académicos para ser admitidos. La reducción en los indicadores de la figura 3.4 se debería primordialmente a una "herencia" menos desigual recibida de un nivel secundario con menos dispersión en el acceso y la permanencia.

Cuadro 3.5
Coefficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al nivel superior
Jóvenes entre 18 y 23 que terminaron la secundaria
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1974-1999

| Años | Todos (i) | Grupo B (ii) | Grupo A (iii) | Hombres Grupo B >20 (iv) | Mujeres Grupo B >20 (v) |
|-------------|----------------------|-------------------------|--------------------------|--|---|
| 1974 | 14,6 | 9,7 | 14,0 | 6,9 | 7,9 |
| 1980 | 22,0 | 18,9 | 13,6 | 17,7 | 16,7 |
| 1982 | 18,8 | 15,3 | 9,1 | 14,0 | 12,5 |
| 1985 | 18,4 | 15,5 | 9,5 | 13,9 | 13,3 |
| 1986 | 17,2 | 15,7 | 5,4 | 16,2 | 16,5 |
| 1987 | 16,4 | 17,5 | 6,1 | 16,3 | 16,6 |
| 1988 | 20,7 | 14,2 | 6,5 | 11,0 | 12,1 |
| 1989 | 16,9 | 15,2 | 10,7 | 11,9 | 14,4 |
| 1990 | 27,8 | 19,5 | 9,8 | 21,8 | 15,7 |
| 1991 | 20,5 | 17,2 | 11,0 | 14,5 | 14,2 |
| 1992 | 24,5 | 22,1 | 12,6 | 17,8 | 20,0 |
| 1993 | 15,8 | 15,5 | 9,4 | 15,1 | 11,7 |
| 1994 | 26,0 | 26,7 | 14,1 | 24,5 | 22,1 |
| 1995 | 18,5 | 15,9 | 8,9 | 20,1 | 16,1 |
| 1996 | 20,2 | 14,4 | 10,1 | 16,5 | 10,0 |
| 1997 | 20,5 | 16,0 | 9,3 | 18,5 | 14,1 |
| 1998 | 16,8 | 15,6 | 11,2 | 18,5 | 13,7 |
| 1999 | 18,4 | 16,5 | 12,5 | 16,6 | 15,5 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.
Grupo B: jóvenes sin ningún padre con educación secundaria completa.

Figura 3.5
Coefficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al nivel superior
Jóvenes entre 18 y 23 que terminaron la secundaria
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1974-1999



Cuadro 3.6
Coefficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al nivel superior
Jóvenes entre 18 y 23. Varios aglomerados, 1991-1999

A. Todos

| Aglomerado | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Comodoro Rivadavia | | 43,4 | 50,6 | 35,7 | 45,3 | 35,0 | 40,4 | 36,9 | 39,3 |
| Córdoba | 40,3 | 37,1 | 38,2 | 36,0 | 34,4 | | 34,4 | 35,1 | 39,6 |
| Río Gallegos | 48,5 | 49,5 | 48,9 | 51,0 | 39,1 | 46,4 | 33,3 | 46,5 | 42,0 |
| Jujuy | 36,5 | 25,8 | 27,0 | 36,1 | 30,9 | 31,4 | 21,9 | 31,7 | 34,4 |
| La Pampa | 50,2 | 45,2 | 52,5 | 51,7 | 51,8 | 51,9 | 38,6 | 50,8 | 46,7 |
| La Plata | 29,9 | 29,5 | 29,3 | 24,3 | 32,6 | 11,1 | 28,0 | 27,0 | 30,4 |
| Mendoza | 37,2 | | 39,9 | 44,6 | 42,6 | 44,7 | 45,2 | 43,7 | 48,2 |
| Neuquén | 45,3 | 43,4 | 43,3 | 46,0 | 45,7 | 39,3 | 56,1 | 33,7 | 38,6 |
| Paraná | | 44,2 | 37,8 | 35,1 | 49,4 | 43,5 | 33,2 | 29,8 | 36,8 |
| Rosario | | | 61,3 | 46,4 | 46,2 | 45,6 | 44,4 | 48,2 | 43,6 |
| Salta | | 29,5 | 29,4 | 36,3 | 32,2 | 40,3 | 39,2 | 44,5 | 40,3 |
| San Juan | | 29,5 | | 43,5 | 41,9 | 34,5 | 42,7 | 43,5 | 51,8 |
| San Luis | | 50,5 | 44,4 | 53,2 | 42,0 | 38,9 | 39,6 | 39,9 | 42,3 |
| Santa Fe | | 45,7 | 46,4 | 35,3 | 37,7 | 42,2 | 43,4 | 41,9 | 46,3 |
| Santiago del Estero | | 51,7 | | 45,3 | 43,0 | 48,1 | 47,1 | 46,9 | 38,3 |
| Tierra del Fuego | | 69,0 | 48,0 | 47,1 | 47,5 | 35,6 | 31,5 | 27,2 | 41,8 |
| Tucumán | 36,6 | | 40,6 | 43,3 | 40,9 | 33,3 | 38,4 | 37,1 | 41,4 |

Cuadro 3.6
B. Grupo B

| Aglomerado | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Comodoro Rivadavia | | 29,2 | 50,9 | 31,0 | 28,4 | 25,2 | 35,4 | 24,4 | 31,3 |
| Córdoba | 42,2 | 27,1 | 32,2 | 33,7 | 26,9 | | 16,4 | 24,3 | 41,5 |
| Río Gallegos | 46,5 | 46,8 | 41,5 | 47,1 | 32,1 | 43,8 | 31,6 | 46,4 | 38,3 |
| Jujuy | 29,7 | 23,9 | 24,7 | 35,3 | 26,7 | 22,2 | 15,5 | 13,9 | 28,5 |
| La Pampa | 31,1 | 35,0 | 52,4 | 49,2 | 37,1 | 32,9 | 26,9 | 54,2 | 34,6 |
| La Plata | 29,0 | 34,1 | 29,6 | 28,4 | 31,9 | 12,4 | 20,6 | 10,9 | 29,4 |
| Mendoza | 33,8 | | 28,1 | 45,1 | 24,4 | 38,6 | 33,6 | 27,4 | 16,2 |
| Neuquén | 38,5 | 24,2 | 34,0 | 42,9 | 49,1 | 34,4 | 60,4 | 30,8 | 15,2 |
| Paraná | | 36,7 | 30,9 | 21,2 | 32,9 | 28,3 | 28,5 | 28,2 | 32,3 |
| Rosario | | | 41,7 | 36,5 | 44,1 | 26,1 | 18,3 | 48,2 | 39,1 |
| Salta | | 22,9 | 11,7 | 29,2 | 32,1 | 33,0 | 38,5 | 39,8 | 13,6 |
| San Juan | | 21,9 | | 24,7 | 20,7 | 33,0 | 37,3 | 30,4 | 41,8 |
| San Luis | | 35,7 | 40,7 | 45,8 | 24,8 | 31,2 | 27,0 | 33,3 | 32,5 |
| Santa Fe | | 43,5 | 49,1 | 39,2 | 38,5 | 48,7 | 34,4 | 31,3 | 21,2 |
| Santiago del Estero | | 41,7 | | 29,8 | 28,0 | 43,7 | 32,0 | 39,1 | 33,6 |
| Tierra del Fuego | | 68,0 | 45,8 | 50,7 | 48,5 | 14,2 | 27,0 | 25,8 | 36,3 |
| Tucumán | 22,5 | | 36,2 | 26,8 | 27,6 | 17,8 | 27,5 | 24,0 | 26,5 |

C. Grupo A

| Aglomerado | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Comodoro Rivadavia | | 19,1 | 43,5 | 22,3 | 16,7 | 12,6 | 20,1 | 13,7 | 16,7 |
| Córdoba | 8,2 | 3,2 | 6,7 | 9,7 | 19,5 | | 3,4 | 7,3 | 19,3 |
| Río Gallegos | 31,9 | 49,7 | 27,1 | 36,1 | 30,4 | 24,0 | 22,8 | 34,7 | 21,5 |
| Jujuy | 17,7 | 7,5 | 13,1 | 12,0 | 17,5 | 10,1 | 9,3 | 7,5 | 11,6 |
| La Pampa | 18,6 | 19,1 | 36,7 | 22,6 | 20,7 | 13,2 | 2,3 | 22,0 | 8,1 |
| La Plata | 7,0 | 7,3 | 5,1 | 10,0 | 10,4 | 9,7 | 8,2 | 5,5 | 10,7 |
| Mendoza | 13,6 | | 11,8 | 27,6 | 18,0 | 12,7 | 13,1 | 12,6 | 8,5 |
| Neuquén | 30,4 | 12,2 | 20,4 | 20,4 | 24,4 | 14,8 | 36,6 | 19,1 | 3,8 |
| Paraná | | 20,3 | 12,7 | 8,5 | 13,1 | 8,1 | 6,2 | 10,0 | 12,4 |
| Rosario | | | 12,3 | 14,9 | 26,7 | 10,3 | 13,0 | 13,4 | 14,9 |
| Salta | | 11,1 | 6,9 | 14,4 | 18,4 | 19,3 | 23,1 | 22,4 | 9,4 |
| San Juan | | 10,5 | | 27,1 | 10,8 | 10,4 | 21,2 | 14,6 | 18,1 |
| San Luis | | 17,0 | 21,0 | 22,4 | 16,2 | 15,4 | 17,8 | 15,2 | 15,7 |
| Santa Fe | | 21,7 | 14,2 | 14,2 | 9,4 | 13,0 | 13,4 | 11,5 | 11,1 |
| Santiago del Estero | | 20,3 | | 10,5 | 20,1 | 17,0 | 8,9 | 21,1 | 19,3 |
| Tierra del Fuego | | 67,4 | 25,9 | 31,1 | 29,3 | 16,5 | 28,2 | 22,7 | 18,8 |
| Tucumán | 7,6 | | 7,8 | 3,4 | 18,6 | 7,6 | 7,8 | 5,8 | 9,1 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.
Grupo B: jóvenes sin ningún padre con educación secundaria completa.
El resto está incluido en el grupo A.

Cuadro 3.7
Coefficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al nivel superior
Jóvenes entre 18 y 23 que terminaron la secundaria
Varios aglomerados, 1991-1999

| Aglomerado | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Comodoro Rivadavia | | 19,4 | 38,0 | 26,3 | 26,7 | 14,5 | 17,8 | 15,6 | 17,0 |
| Córdoba | 15,2 | 15,0 | 14,8 | 14,4 | 12,8 | | 14,9 | 17,7 | 23,1 |
| Río Gallegos | 33,1 | 37,0 | 34,7 | 32,5 | 24,3 | 31,1 | 14,1 | 25,4 | 25,8 |
| Jujuy | 11,5 | 11,3 | 12,4 | 14,5 | 10,5 | 12,1 | 9,0 | 17,3 | 16,8 |
| La Pampa | 20,5 | 17,7 | 32,2 | 21,9 | 23,0 | 29,1 | 17,0 | 19,7 | 15,6 |
| La Plata | 12,9 | 8,9 | 11,5 | 7,4 | 11,2 | 14,3 | 8,6 | 12,3 | 10,1 |
| Mendoza | 17,1 | | 14,2 | 18,2 | 14,1 | 12,4 | 16,8 | 19,8 | 28,5 |
| Neuquén | 24,6 | 29,4 | 26,4 | 28,9 | 21,1 | 21,2 | 32,0 | 11,1 | 22,2 |
| Paraná | | 26,2 | 19,8 | 23,4 | 28,9 | 19,6 | 11,5 | 14,4 | 20,0 |
| Rosario | | | 34,5 | 23,3 | 24,1 | 22,2 | 23,7 | 15,8 | 23,3 |
| Salta | | 14,7 | 18,3 | 22,2 | 15,8 | 23,5 | 18,5 | 19,6 | 18,9 |
| San Juan | | 14,1 | | 26,5 | 23,3 | 13,6 | 24,5 | 18,3 | 22,5 |
| San Luis | | 34,0 | 28,8 | 31,6 | 23,2 | 16,0 | 18,3 | 14,7 | 21,8 |
| Santa Fe | | 29,2 | 26,6 | 18,4 | 16,4 | 18,5 | 25,0 | 23,0 | 21,0 |
| Santiago del Estero | | 27,1 | | 20,4 | 17,2 | 21,0 | 22,1 | 21,7 | 24,2 |
| Tierra del Fuego | | 64,2 | 30,8 | 39,4 | 29,0 | 18,4 | 22,2 | 20,9 | 15,1 |
| Tucumán | 13,7 | | 14,0 | 17,2 | 12,6 | 10,3 | 14,3 | 13,3 | 10,5 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.
Se incluye a todos los individuos entre 18 y 23 años que terminaron la secundaria en el cálculo.

4. DESCOMPOSICIONES

Las diferencias entre dos índices de inequidad pueden ser consecuencia de cambios en las características de la población o de cambios en los parámetros que rigen las decisiones de asistencia. Si, por ejemplo, la desigualdad en la distribución del ingreso se reduce es probable que las disparidades en las probabilidades de asistencia se contraigan. Alternativamente, dada una distribución del ingreso, si la sensibilidad de la decisión de asistencia al ingreso familiar se reduce, se espera una caída de las disparidades en las decisiones de asistencia. En esta sección se presenta un mecanismo de descomposición de los indicadores de inequidad basado en técnicas microeconómicas simples para tratar de captar ambos fenómenos.⁵

⁵ Ver Bourguignon y otros (1999) y Gasparini (2000).

Sea x una variable dicotómica que captura la asistencia a un nivel educativo determinado:

(1) $x_{it} = 1$ si el individuo i asiste a un determinado nivel educativo en el período t

$$x_{it} = 0 \text{ si no asiste}$$

La probabilidad estimada de i condicional a un grupo de variables Z puede expresarse como una función (de regresión) L de un vector de parámetros a y del vector de características individuales o familiares Z .

$$(2) \Pr(x_{it} / Z_{it}) = L(a_t, Z_{it})$$

Como ha sido señalado la inequidad en x está asociada con la desigualdad en la distribución de las probabilidades estimadas en (2). La desigualdad es medida a partir de un índice I que opera sobre la variable aleatoria probabilidad condicional

$$(3) I_t = I(L(a_t, Z_{it})) = H(a_t, Z_t)$$

La función H resume el procedimiento utilizado. Dado una matriz de características individuales Z y un vector de parámetros estimados a la función devuelve un número que sintetiza la desigualdad en la distribución de probabilidades estimadas. Para otro momento del tiempo t' el indicador de inequidad es naturalmente

$$(4) I_{t'} = H(a_{t'}, Z_{t'})$$

En las secciones anteriores se presentó evidencia sobre los cambios en I . En esta sección el interés está en los determinantes de esos cambios. Comparando, por ejemplo los años 1992 y 1999 se concluye que la desigualdad en las probabilidades de asistir al nivel secundario se contrajeron sustancialmente. En nuestro marco, dos conjuntos de razones pueden dar cuenta de este fenómeno: un cambio en a o un cambio en Z . En el primer grupo se incluye el efecto de un cambio en la sensibilidad de la decisión de asistencia ante cambios en el ingreso o la educación de los padres y cambios en la relevancia del sexo y la edad del individuo en esa decisión. En el segundo se incluyen esencialmente cambios en la distribución del ingreso y la educación de los padres que pueden afectar la dispersión en las decisiones de educación de sus hijos.

La metodología de microsimulaciones permite discernir la importancia de cada una de estas fuentes. La idea básica es simular la distribución de probabilidades de asistencia en un momento t cambiando algún argumento k (los parámetros a o las características Z) por su valor en t' y comparar esa distribución con la real del

momento t . Si esa diferencia es similar a la diferencia entre las distribuciones reales en t y t' , se concluye que el cambio en el argumento k es un determinante importante del cambio en la inequidad.

Analíticamente, el efecto del cambio en los parámetros de la decisión de asistencia, manteniendo fijas las características observables en t se define como

$$(5) \quad EP_t = H(a_t, Z_t) - H(a_{t'}, Z_t)$$

Un efecto similar puede ser computado manteniendo fijas las características observables en t' .

$$(6) \quad EP_{t'} = H(a_t, Z_{t'}) - H(a_{t'}, Z_{t'})$$

El efecto parámetros total puede definirse como

$$(7) \quad EP = 0.5(EP_t + EP_{t'})$$

De manera similar el efecto del cambio en las características manteniendo constantes los parámetros en t puede definirse como

$$(8) \quad EC_t = H(a_t, Z_t) - H(a_t, Z_{t'})$$

y con base en t'

$$(9) \quad EC_{t'} = H(a_{t'}, Z_t) - H(a_{t'}, Z_{t'})$$

El efecto total es

$$(10) \quad EC = 0.5(EC_t + EC_{t'})$$

Usando las ecuaciones (3) a (10) puede probarse que

$$(11) \quad I_t - I_{t'} = EP + EC$$

Los resultados de aplicar esta descomposición al coeficiente de Gini de las probabilidades de asistencia al secundario en el Aglomerado Gran Buenos Aires entre 1992 y 1999 se presentan en las siguientes tablas. En la 4.1 se muestran los Ginis derivados de aplicar sobre la distribución de un año los parámetros de otro año. El Gini real de 1992 es 17.7. El que resulta de aplicar sobre la base de 1992 los parámetros de la decisión de asistencia de 1997 es 7.0. Del cuadro 4.1 surge

claramente que la sustancial caída de la desigualdad en la educación secundaria está determinada por un cambio en los parámetros de la decisión de asistencia y no por un cambio en las características individuales y familiares Z.

Cuadro 4.1
Simulaciones del coeficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al secundario
Aglomerado Gran Buenos Aires

| Base | Parametros | |
|------|------------|------|
| | 1992 | 1999 |
| 1992 | 17,7 | 7,0 |
| 1999 | 21,1 | 8,1 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Los resultados de la descomposición del cuadro 4.2 confirman la relevancia del efecto parámetros. La desigualdad en la distribución de probabilidades se redujo 9.5 puntos entre 1992 y 1999. En promedio el efecto del cambio en los parámetros explica 11.8 puntos. El resto, de hecho negativo, está explicado por los cambios en las características de la población. Los resultados parecen razonables. Entre 1992 y 1999 la distribución del ingreso se volvió notablemente más desigual en la Argentina. Si bien la distribución de niveles educativos de los padres posiblemente se redujo, este cambio seguramente debe haber sido menor en comparación al notable aumento de la dispersión de ingresos. Por su parte ni la distribución de edades ni de sexos en la población cambió significativamente entre esos años. El cambio notable en los niveles de inequidad en el acceso a la educación secundaria se debe esencialmente a cambios en el efecto de las variables independientes sobre la decisión de escolarización.

Cuadro 4.2
Descomposición del coeficiente de Gini
Distribución de probabilidades de asistencia al secundario
Aglomerado Gran Buenos Aires

| Efectos | promedio | base 92 | base 99 |
|-----------------|----------|---------|---------|
| Parámetros | 11,8 | 10,6 | 12,9 |
| Características | -2,2 | -3,4 | -1,1 |
| Total | 9,5 | | |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

5. COMENTARIOS FINALES

El presente trabajo ilustra el uso de la información contenida en las encuestas de hogares de la Argentina para obtener medidas de inequidad en el acceso a la educación secundaria y superior. El enfoque propuesto tiene numerosas limitaciones, pero constituye un avance frente a la práctica usual de analizar la igualdad de oportunidades presentando simplemente tasas de asistencia por deciles.

Varias son las direcciones en las que se puede extender y mejorar el análisis. El número de variables independientes incluido en el trabajo es limitado. El uso de la base total de la Encuesta de Desarrollo Social permitiría ampliar el análisis a variables independientes adicionales potencialmente relevantes para la decisión de asistencia.

La educación tiene dos dimensiones: cantidad y calidad. Este trabajo esencialmente trata desigualdades en la primera dimensión. Por esta razón, por ejemplo, no se analizó el nivel primario de educación, ya que la cantidad prácticamente no varía al ser la tasa de asistencia cercana a 1. Resulta relevante analizar diferencias en la calidad de la educación impartida. La información de los Operativos Nacionales de Calidad Educativa posiblemente brinde información sobre ese aspecto.

El presente trabajo presenta evidencia sobre la evolución temporal y comparación de corte transversal de la desigualdad en el acceso a la educación. En ese sentido se trata de un diagnóstico, sin intentos de profundizar sobre los determinantes de la evidencia empírica presentada. Un paso natural en la investigación es analizar las razones detrás de los cambios y diferencias documentados en este trabajo.

Finalmente, el marco analítico presentado es fácilmente aplicable a otros servicios sociales en los que las cuestiones de equidad son muy relevantes: el caso de salud es el más evidente.

Referencias

- Bourguignon, F., Fournier, M. y M. Gurgand (1999). Distribution, development and education: Taiwan, 1974-1994. Mimeo.
- Gasparini, L. (1998). El acceso a la educación y la salud en la Provincia de Buenos Aires. *Cuadernos de Economía* 42, 1998.
- Gasparini, L. (1999). On the measurement of unfairness. An application to high school attendance in Argentina. *Documento de trabajo, Universidad Nacional de La Plata*.
- Gasparini, L. (2000). La informalidad laboral en la Argentina. En *La Economía Oculta en la Argentina*. FIEL, Buenos Aires.
- Le Grand, J. (1991). *Equity and Choice: An Essay in Economics and Applied Philosophy*, London: Harper Collins Academic.
- Roemer, J. (1997). Equality of Opportunity: A Theory and Examples, *American Economic Review* 87.
- Roemer, J. (1998). *Equality of Opportunity*. Harvard University Press.

**PROGRAMA-MECOVI ARGENTINA
UNIDAD DE EJECUCION**

Coordinador: Alfredo Monza

Coordinador Adjunto: Rosalía Cortes

Oficial de Administración: Martín Campos

Oficial de Programación: Claudia Giacometti

Secretaria: Paola Bidondo

Programa MECOVI-Argentina
Balcarce 186, 2° piso, oficina 209
(1064) Buenos Aires, Argentina
Telefax: (05411) 43 49 57 83
Email: mecovi@indec.mecon.gov.ar
