

**Maestría en Finanzas Públicas  
Provinciales y Municipales**

**Los determinantes de la decisión de  
escolarización**

**Mariana Marchionni y Walter Sosa Escudero**

# LOS DETERMINANTES DE LA DECISIÓN DE ESCOLARIZACIÓN

MARIANA MARCHIONNI Y WALTER SOSA ESCUDERO<sup>1</sup>

## 1. Introducción

Difícilmente exista un sector social o político en Argentina que no enfatice la problemática de la educación como mecanismo para mejorar el bienestar de la población. Prácticamente todos los sectores de la sociedad coinciden en que todas las áreas relacionadas con el sistema educativo deberían percibir mejoras en forma de mayores salarios para los docentes, aumentos en la calidad de la educación ofrecida, igualdad de oportunidades para el acceso al sistema educativo, etc.

Este consenso sobre la necesidad de mejorar las condiciones de la educación en Argentina rápidamente se diluye cuando el eje de la discusión pasa por *cómo* invertir más en educación, en lugar de *si* invertir en educación o no. Frente a la limitada disponibilidad de recursos para dedicar a la mejora del sistema educativo, resulta esencial entender la forma en que distintas medidas de política repercuten sobre los niveles de escolaridad y la calidad de la educación, ya que, al igual que cualquier otro plan social, las políticas de gasto en educación deberían orientarse de forma tal de generar el mayor incremento posible en el bienestar, de acuerdo a los objetivos de política deseados.

Esta discusión sugiere que si se desea implementar políticas educativas eficientes es necesario un entendimiento preciso y abarcativo de la forma en la que los distintos factores sociales, económicos y psicológicos inciden sobre la educación.

La relación entre el nivel de educación alcanzado por un individuo y sus características socioeconómicas es un tema cuya relevancia excede el ámbito de una sola disciplina, y es estudiado por prácticamente todas las ciencias sociales y humanas. Desde un punto de vista económico, el enfoque tradicional de la decisión de estudiar mira a la educación como una alternativa que le permite al individuo acrecentar su capital humano. De este modo, el individuo (o su familia) debe enfrentar los costos directos de educarse (matrículas, gastos de útiles, viáticos) y aceptar una reducción en sus ingresos potenciales, la cual resulta de la caída en los ingresos que el individuo deja de percibir mientras estudia. Pero la decisión de estudiar es un fenómeno esencialmente más complejo, influido por otros factores sociales y culturales además de los estrictamente económicos.

En este trabajo se exploran las relaciones existentes entre los niveles educativos alcanzados por un individuo y un conjunto de variables socioeconómicas que influyen en la decisión y las posibilidades de estudiar. El objetivo de esta investigación consiste en estimar y analizar la influencia de distintos determinantes sociales y económicos sobre la decisión de estudiar.

El análisis empírico se realiza para el Aglomerado del Gran Buenos Aires y Capital Federal en base a datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) relevada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se discuten distintas maneras de abordar el tema de los determinantes de la decisión de estudiar, enfatizando su relevancia teórica y empírica. La sección 3 intenta poner el trabajo en contexto. Para ello se realiza una exhaustiva revisión bibliográfica de los trabajos más relevantes, se discuten los principales resultados empíricos, y se remarcan patrones que pueden utilizarse a fines comparativos para el caso argentino. En la sección 4 se presenta la información disponible y se realiza un análisis descriptivo exhaustivo de la misma. En la sección 5 se discuten brevemente algunas características de los métodos cuantitativos aplicables para las estimaciones que se presentan en la sección 6. Por último, la sección 7 presenta los comentarios finales.

## 2. Enfoques económicos y sociológicos de la decisión de estudiar

La educación es un fenómeno complejo, y es, consecuentemente, estudiado por todas las disciplinas humanas y sociales. Esto obedece en gran parte a que la educación produce alteraciones en los individuos y en la sociedad que se manifiestan a través de varios canales alternativos.

Históricamente, los economistas enfatizan la parte del proceso educativo que esta relacionada con los mecanismos de generación de ingresos. Como en muchos otros casos, posiblemente la primer referencia al

---

<sup>1</sup> Universidad Nacional de La Plata, Departamento de Economía

problema de la decisión de estudiar como resultante de un análisis costo-beneficio se encuentre en los escritos de Adam Smith (1775). El enfoque económico moderno de la educación se asocia tradicionalmente a los estudios pioneros de Becker (1965), Shultz (1967) y Mincer (1973), quienes estudian la educación como un proceso de formación de *capital humano*, el cual, como es el caso de cualquier otro tipo de capital, es adquirido como resultado de un proceso de inversión rentable, en el sentido de que un individuo (o su familia, si correspondiese) decide invertir en educación adicional si y sólo si los costos directos de la educación (libros, matrículas, viáticos, etc.) y la reducción de los ingresos potenciales que implica asistir al sistema educativo son más que compensados con la corriente de ingresos generadas a futuro con una mayor educación.

Que hayan transcurrido tantos años entre la mención originaria de Adam Smith y la explosión de trabajos que ocurrió en los años 70, no se debe a que el tema no haya sido lo suficientemente relevante, sino más bien a la necesidad de contar con un aparato metodológico organizado como el provisto por los modelos microeconómicos, y fundamentalmente, de datos apropiados para evaluar y cuantificar las teorías propuestas.

En el enfoque beckeriano de capital humano la decisión de estudiar es la resultante de un proceso de maximización de utilidad, cuya solución es una función de las posibilidades de producción del hogar y de las restricciones de tiempo del individuo. El nivel óptimo de educación es aquel para el que se igualan ingresos y costos marginales. Una conclusión importante en este enfoque es que si hubiera una oferta perfectamente elástica de fondos para financiar la educación, los recursos económicos y financieros de las familias no deberían ser relevantes en la determinación del nivel educativo. Consecuentemente, dentro de este enfoque, cualquier diferencia observada entre los niveles de educación de dos personas debería obedecer a factores distintos de las posibilidades financieras de sus familias. Estos “otros factores” reflejan las restricciones económicas, psicológicas y sociales que enfrentan las familias en el momento en el que deciden educar a sus hijos, y las diferentes características culturales y sociales que definen la forma en que las diferentes alternativas educacionales son comparadas.

El enfoque sociológico no necesariamente contradice al punto de vista económico descrito más arriba, sino que el énfasis es puesto más bien en la habilidad de la familia en proveer a sus hijos de la motivación y otras habilidades necesarias para avanzar en el proceso educativo (Garasky, 1995). La llamada “teoría de la socialización” se concentra en analizar bajo diferentes puntos de vista, la forma en que las familias contribuyen al proceso educativo de sus hijos. Por ejemplo, una corriente dentro de estas teorías enfatiza el rol de la familia en proveer una estructura jerárquica de autoridad, la cual es un aspecto fundamental para el éxito en instituciones fuertemente caracterizadas por tales estructuras, tales como el sistema educativo y el mercado laboral (Nock, 1988; Weiss, 1979). Una segunda corriente enfatiza el rol de la familia en proveer modelos para sus hijos (Hess y Camera, 1979) o controlar situaciones de estrés y conflictos, los cuales pueden afectar notoriamente al desarrollo de los hijos (Loh, 1996).

Desde un punto de vista empírico, es difícil (o quizás imposible) y tal vez innecesario, explotar todas estas teorías para elaborar una lista exhaustiva de los factores que afectan a la decisión de estudiar. Es natural pensar que muchos de estos factores interactúan entre sí, dificultando la tarea estadística de aislar la influencia de un factor sobre la educación sin captar los efectos de otros. Por ejemplo, la mayoría de los estudios encuentra que la educación de los padres aumenta la probabilidad de asistir a la escuela secundaria. Esto puede deberse a que las familias con más educación tienden a tener ingresos más altos y, consecuentemente, menores restricciones financieras para educar a sus hijos, o a que, simplemente, las familias mejor educadas tienen manifiestas “preferencias por la educación” que las induce a educar más a sus hijos. Así, la alta correlación esperada entre la educación de los padres y sus ingresos hace que sea difícil aislar el efecto de cualquiera de estos factores.

Bajo estas consideraciones, la sección siguiente pasa revista a los más relevantes y recientes estudios empíricos sobre el tema, con el objeto de resolver el problema de elegir un conjunto de factores relevantes para modelar en forma parsimoniosa la decisión de estudiar.

### **3. Reseña de resultados empíricos previos**

La revisión bibliográfica de esta sección tiene dos propósitos. En primer lugar, investigar el alcance del conocimiento producido en lo que se refiere al estudio de los determinantes económicos y/o sociales de la decisión de estudiar. En segundo lugar, buscar una forma parsimoniosa de elegir un grupo de factores relevantes para dar cuenta del fenómeno de asistencia a la escuela. Además, esta elección debe ser

implementable utilizando información pública disponible para el caso Argentino, de modo que el estudio pueda ser fácilmente reproducido, actualizado y modificado para situaciones similares.

En general, los trabajos estudiados en esta sección se refieren a casos empíricos en donde se intenta explicar el comportamiento de una variable que capta la decisión de estudiar. Esta puede referirse al nivel de educación alcanzado, o a si una persona participa en el sistema educativo o no. En el primer caso, la población de referencia correspondería a personas que ya han superado la edad de escolarización, de modo que la pregunta acerca del máximo nivel educativo alcanzado tenga sentido. En el segundo caso, por supuesto, la población de referencia cambia drásticamente, ya que el análisis tendría sentido sólo si se refiere a los individuos en edad escolar. Esta distinción es en general empírica y la elección de uno u otro tipo de variable obedece a la disponibilidad de información.

En la revisión bibliográfica se presta particular atención a la definición que se le da a la variable dependiente *educación*, los factores socio económicos utilizados como variables explicativas, la metodología estadística utilizada, las preguntas empíricas planteadas y, fundamentalmente, los resultados obtenidos y su posible implementación para el caso argentino. Por razones de espacio se hará referencia sólo a los trabajos que resultan más relevantes para esta investigación en particular.

Loh (1996) estudia el efecto de cambios en la estructura familiar sobre la educación alcanzada por los individuos y su status de pobreza para el caso de los Estados Unidos. El estudio empírico se basa en regresiones del máximo nivel educativo alcanzado en variables indicadoras de la presencia de los distintos cambios en la estructura familiar. La información utilizada es de corte transversal, construida a partir de datos en paneles sobre individuos. El autor reconoce explícitamente el grave problema de correlación entre variables explicativas, y concentra el estudio en efectos tales como la educación de los padres, recursos financieros familiares e información acerca de los hermanos del individuo en cuestión. También introduce la posibilidad de que dichos efectos difieran por sexo. Adicionalmente, incorpora las causas de disolución familiar (fallecimiento de un miembro, divorcio, etc.). Los resultados empíricos sugieren que es complejo identificar los factores relevantes ya que los mismos tienden a “mimetizarse” con el ingreso. Los cambios en la estructura familiar afectan negativamente y en forma considerable la “cantidad” de educación recibida por el individuo.

Garasky (1997) estudia si los efectos de los cambios en la estructura familiar varían según estos ocurran temprano o tarde en la vida del individuo. El trabajo presenta una interesante discusión de las diferencias entre los enfoques sociológico y económico del problema de la educación y establece en forma clara distintas hipótesis a evaluar empíricamente. Utilizando un modelo probit en donde la variable explicativa es si la persona terminó o no el secundario, encuentra que, efectivamente, los cambios en la estructura familiar tienen un efecto negativo mayor sobre la probabilidad de culminar el secundario si estos cambios ocurren temprano en la vida del individuo. También sugiere que los efectos varían según la disolución familiar conduzca a que sea el padre o la madre quien permanece con los hijos.

Tansel (1997) estudia la importancia de la educación de los padres en la determinación de la educación de los hijos, y cómo este efecto varía según se considere la educación del padre o de la madre. Utiliza una combinación de modelos probit y de regresión por variables instrumentales. Los resultados sugieren que el ingreso familiar es siempre relevante, acentuando la importancia de las restricciones financieras en la posibilidad de educarse. A diferencia de la evidencia existente para países desarrollados, para China la educación del padre parece ser más importante que la de la madre

Averett y Burton (1995) estudian la relación entre asistencia a la universidad y el retorno a la educación superior. Utilizando técnicas de elección binaria multivariada, encuentran que los “premios” salariales por obtener el diploma funcionan como incentivos para finalizar la universidad para el caso de los hombres, pero no para las mujeres.

Para el caso latinoamericano los estudios son llamativamente escasos. Rodríguez y Abler (1998) estudian la asistencia a la escuela y la participación en el mercado laboral de los menores en Perú. Llama la atención que el ingreso no resulta ser un factor significativo para explicar la asistencia a la escuela, enfatizando la interpretación beckeriana de que el mismo mide imperfecciones en el mercado de capitales.

Para el caso argentino, el trabajo de Gasparini, Fassio y Bonari (1998) contiene algunos resultados sobre los determinantes de la asistencia al secundario para el área del Gran Mendoza. Si bien las estimaciones se refieren mayoritariamente al impacto distributivo del gasto público en educación, dicho trabajo constituye el único estudio econométrico de la decisión de estudiar en Argentina.

La revisión bibliográfica sugiere que si bien el proceso de identificar factores específicos que afectan a la educación es complejo, existen algunos elementos fundamentales cuya exploración empírica es relevante.

A continuación se enumera una serie de preguntas y cuestiones empíricas que, a juzgar por los trabajos estudiados, cuyo análisis aplicado al caso argentino puede ser de gran relevancia.

- ◆ *Rol del ingreso familiar:* el ingreso mide, por un lado, la cantidad de recursos disponibles para financiar la educación. Por otro lado, es de esperar que el ingreso capte otros efectos directamente relacionados como la educación de los padres y la situación de empleo.
- ◆ *Rol de la educación de los padres:* mayor educación de los padres debería redundar en una mayor educación de sus hijos, tanto por la posibilidad de mayores ingresos como de una mayor valorización de la educación.
- ◆ *Relevancia de las jefas mujeres:* dado el aumento de la proporción de hogares con jefas mujeres que se ha venido produciendo en Argentina en los últimos años, es relevante cuestionar si existe un efecto diferencial sobre la educación de los hijos según el hogar este comandado por un hombre o una mujer.<sup>2</sup>
- ◆ *Efecto de cambios en la estructura familiar:* de acuerdo a los estudios previos, es interesante explorar como afectan a la posibilidad de estudiar distintas conformaciones familiares tales como hogares en los que ambos padres están presentes o que sólo uno lo está, ya sea por divorcio, viudez, etc.
- ◆ *Efectos escala y de asignación intrafamiliar:* los efectos del tamaño de la familia y de la manera de asignar los recursos para estudiar dentro de las familias afectan la probabilidad de asistir a la escuela de cada uno de los hijos.
- ◆ *Efecto género:* de acuerdo a los resultados obtenidos en estudios anteriores, es potencialmente relevante distinguir si cada uno de los factores mencionados afecta de una forma distinta a la educación de los hijos y de las hijas.

#### 4. Los datos

El análisis empírico se lleva a cabo usando las bases ampliadas de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). La EPH es relevada y procesada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) dos veces al año (en mayo y octubre), y cubre 25 centros urbanos, los cuales representan el 70% de la población urbana del país y el 98% de la población que vive en ciudades con más de 100.000 habitantes. Consta de dos cuestionarios: uno individual y otro familiar. El primero incluye información relativa a las características demográficas del individuo junto con su estado ocupacional, educación e ingresos. Por su parte, el cuestionario familiar se concentra en características del hogar tales como condiciones de la vivienda y composición de la familia. La EPH tiene una estructura de panel rotativo: en cada onda se renueva el 25% de la muestra, de modo que entre dos ondas el 75% de los hogares permanece en la muestra. Una vez que un hogar es seleccionado, permanece en la muestra por 4 ondas (2 años), y este es el máximo periodo durante el cual puede obtenerse información de un mismo hogar y de sus miembros.

Tal como se discute en la sección anterior, el análisis de los determinantes de la educación puede ser abordado desde dos perspectivas. La primera se refiere al estudio de los determinantes del máximo nivel de educación alcanzado en función de distintos eventos que afectan la historia educacional del individuo. La segunda se refiere al estudio de los determinantes del hecho de que, en un momento dado, un individuo asista a la escuela o no.

A los efectos del primer tipo de análisis, contar con un panel lo suficientemente largo o con preguntas históricas permitiría analizar el efecto de ciertos hechos acaecidos a lo largo de la vida de un individuo sobre su desempeño en el sistema educativo. Por ejemplo, si se desea estudiar el efecto de la disolución familiar sobre el máximo nivel educativo alcanzado por un individuo, es fundamental conocer no sólo si hubo o no cambios en la estructura de su familia sino también en qué momento se produjeron esos cambios. La EPH se concentra únicamente en preguntas que hacen referencia al momento en que se realiza la encuesta, y la alta rotación de la muestra hace imposible recuperar dicha información ya que una familia permanece en la muestra sólo por cuatro ondas (2 años).

---

<sup>2</sup> Sobre la tendencia creciente de jefas mujeres, ver Torrado (1998a y 1998b).

Esta limitación hace que el enfoque adoptado para el análisis necesariamente se base en la segunda aproximación: los determinantes de la asistencia a la escuela en un momento dado. Para todos los individuos encuestados, la EPH reporta el máximo nivel educativo alcanzado a la fecha de la entrevista, y si este fue completado o no. Para los individuos que al momento de la encuesta estudian, se reporta el nivel al que están asistiendo.

Si bien es importante estudiar esta problemática para todos los niveles educativos, el presente trabajo se concentra en la asistencia a la escuela *secundaria*. Para el periodo considerado, la educación primaria fue obligatoria en Argentina y las tasas de asistencia prácticamente perfectas, por lo que un análisis de los determinantes de la asistencia al sistema resulta casi trivial comparado con el anterior. Por otro lado, la asistencia a la universidad es un fenómeno de índole completamente diferente al de la educación básica, en primer lugar porque es complejo distinguir la apropiación personal de la social de los beneficios directos de este nivel educativo, y en segundo lugar porque la influencia familiar se manifiesta de una forma muy distinta a la que se da para los niveles más bajos. Un análisis pormenorizado de estas cuestiones excede el marco de este trabajo y constituye una importante línea de investigación futura.

Desde un punto de vista empírico es deseable contar con la mayor cantidad de observaciones para un grupo lo más homogéneo posible. Esto hace que exista un natural *trade-off* entre los alcances del trabajo y la homogeneidad de la muestra: cualquier intento por aumentar las observaciones disponibles lo hace al precio de considerar individuos potencialmente más heterogéneos. Por ejemplo, la decisión de asistir al secundario por parte de un adulto casado, con hijos y que tiene un trabajo de tiempo completo se desarrolla en un entorno completamente diferentes de la misma decisión por parte de un joven de 13 años que vive con sus padres. Intentar explicar ambas decisiones utilizando la misma estructura puede resultar un ejercicio interesante, aunque probablemente poco realista por pretender modelar en forma similar fenómenos esencialmente diferentes. Desde este punto de vista, se intenta trabajar con un grupo lo más homogéneo posible, en donde los efectos socio económicos puedan ser comparados y estudiados, en donde un pequeño sacrificio en términos del alcance del estudio redunde en notorios beneficios en cuanto a la homogeneidad del grupo estudiado, y consecuentemente, en consistencia y relevancia del modelo propuesto.

La población de interés para el análisis sería aquella formada por todos los individuos para los cuales, al momento de realizarse la encuesta, la decisión de asistir al colegio secundario haya sido relevante y potencialmente influida por su familia. Las consideraciones acerca de la homogeneidad del grupo discutidas antes conducen a que, en términos de la información disponible, la muestra para la estimación quede conformada por todos aquellos individuos que al momento de la encuesta tenían entre 13 y 19 años de edad, eran solteros, vivían con al menos uno de sus padres y tenían educación primaria completa.<sup>3</sup> Con estas restricciones quedaría garantizada cierta homogeneidad de la muestra relevante, y por lo tanto que las decisiones de asistir a la secundaria de los individuos que la integran se den en un contexto similar.

A continuación se presenta una serie de cuadros y figuras que tienen por objeto caracterizar las decisiones de asistencia para el grupo de individuos que constituyen la muestra. La información cubre el periodo comprendido entre 1988 y 1998, y se basa en las ondas de octubre de la EPH del Aglomerado del Gran Buenos Aires de cada uno de esos años.

En el Cuadro 1 se reportan las dimensiones de las muestras y las tasas de asistencia al colegio secundario, información que se presenta también desagregada por sexos. Hay dos fenómenos que llaman la atención: por un lado, un marcado aumento de las tasas de asistencia a lo largo de estos años, y por el otro, tasas de asistencia considerablemente superiores para las mujeres.

En la primera columna se reporta el número de observaciones disponibles para cada año. En la segunda columna se observa el primer fenómeno descrito en el párrafo anterior: las tasas de asistencia a la escuela experimentaron un considerable aumento en el periodo analizado (ver Figura 1). Para casi todos los años la tasa de asistencia está entre el 72% y el 75%. Sin embargo, para los dos últimos años aumentó considerablemente hasta superar el 83% en 1999.

En cuanto a la composición por sexos de la muestra, en las columnas 3 y 5 puede observarse que está relativamente balanceada, aunque los hombres son siempre mayoría.<sup>4</sup> Como se mencionó anteriormente, la tasa de asistencia de las mujeres está siempre muy por encima de la de los hombres. La máxima brecha se

<sup>3</sup> La mínima edad para comenzar el secundario en Argentina es 13 años cumplidos al 30 de junio, con lo que en octubre todos los alumnos del primer año deberían tener al menos esa edad. Con esta referencia, un alumno de 5<sup>to</sup> año podría tener 18 años en ese mes, y uno de 6<sup>to</sup> (escuelas técnicas y algunas dependientes de la universidad), 19 años.

<sup>4</sup> En 1990 y 1997 las muestras tienen una cantidad considerablemente mayor de hombres.

produjo en 1992 y fue de 13 puntos porcentuales. La mínima se dio en 1989 y fue del orden de los 7 puntos. Las tasas de asistencia de hombres y mujeres experimentan un marcado aumento en los dos últimos años del periodo analizado, lo que provocó la ya mencionada suba de la tasa de asistencia agregada.

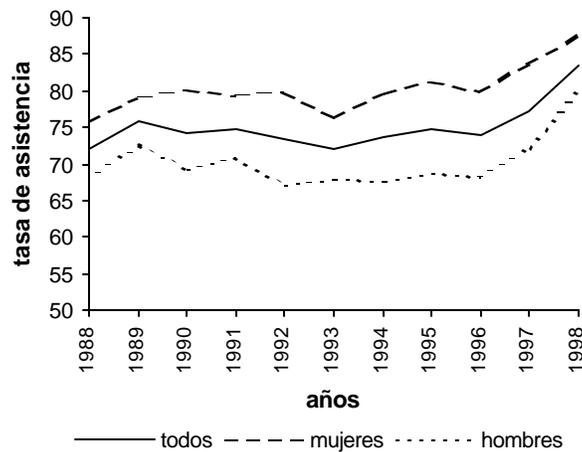
*Cuadro 1*  
*Dimensiones de las muestras para las estimaciones y tasas de asistencia*

Años	Todos		Mujeres		Hombres	
	Obs.	% asist.	Proporción	% asist.	Proporción	% asist.
1988	1030	71.9	49.5	75.9	50.5	68.1
1989	954	75.8	49.0	79.2	51.0	72.5
1990	604	74.2	45.0	80.1	55.0	69.3
1991	681	74.9	48.2	79.3	51.8	70.8
1992	807	73.5	49.1	80.1	50.9	67.2
1993	949	72.0	48.9	76.3	51.1	67.8
1994	951	73.6	49.1	79.7	50.9	67.8
1995	996	74.8	48.2	81.3	51.8	68.8
1996	903	73.9	48.3	79.8	51.7	68.3
1997	916	77.2	44.1	83.7	55.9	72.1
1998	983	83.4	48.5	87.4	51.5	79.6

Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

En la Figura 1 presenta gráficamente la información del Cuadro 1. El mismo permite observar cierto movimiento errático alrededor del 74% durante la mayor parte del periodo considerado y una marcada suba en los dos últimos años. Como ya se señaló, la proporción de mujeres que asisten al colegio es considerablemente superior a la de los hombres.

*Figura 1*  
*Tasas de asistencia al colegio secundario (total y por sexo)*



Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

Con el Cuadro 2 se busca dejar en evidencia el rol del ingreso familiar en la determinación de las decisiones de escolarización. Allí se presenta información relativa a la composición de la muestra y tasas de asistencia por decil de ingreso per capita familiar. La tasa de asistencia es, en general, creciente con los deciles y en el tiempo. Entre los individuos del primer decil siempre está por debajo del 60% (muchas veces más cerca del 50%), excepto para 1998 que fue del 64.2%. Para los deciles 2 a 6 se encuentra generalmente entre el 70% y el 80%. Aquí nuevamente la excepción se da en 1998 en donde las tasas de asistencia para los deciles 2, 3 y 4 son siempre superiores al 80%, mientras que para los deciles 5 y 6 se sitúan levemente por debajo del 90%.

Aproximadamente entre un 80% y un 90% de asistencia se da entre los jóvenes que provienen de hogares que pertenecen a los deciles 7 y 8. Para el último decil, las tasas de asistencia son casi perfectas, aunque hay algunas excepciones.

*Cuadro 2*  
*Distribución de los individuos y tasas de asistencia por decil de ingreso*

Años	Deciles de hogares del ingreso per capita familiar									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1988 Freq. Acum.	15.0	28.8	41.3	55.2	64.2	74.0	82.7	89.2	95.4	100.0
% asistencia	52.6	70.6	68.0	66.0	67.4	77.2	78.9	91.0	92.2	97.9
1989 Freq. Acum.	13.2	25.7	38.9	49.9	56.5	67.7	77.6	86.8	93.9	100.0
% asistencia	54.0	73.9	75.4	70.5	74.6	75.7	78.7	89.8	94.1	91.4
1990 Freq. Acum.	14.2	27.8	42.7	53.3	60.4	72.2	80.8	88.7	94.9	100.0
% asistencia	53.5	73.2	72.2	79.7	62.8	77.5	86.5	83.3	89.2	83.9
1991 Freq. Acum.	12.3	26.3	42.7	51.5	61.4	74.3	82.5	90.2	95.3	100.0
% asistencia	54.8	72.6	74.1	70.0	79.1	75.0	80.4	84.6	85.7	100.0
1992 Freq. Acum.	12.3	27.3	35.4	46.5	60.7	73.4	81.4	89.5	96.5	100.0
% asistencia	59.6	66.9	71.2	77.5	62.6	74.5	81.5	86.2	91.2	100.0
1993 Freq. Acum.	13.5	26.3	38.8	51.6	62.7	72.2	81.0	87.4	95.5	100.0
% asistencia	55.5	69.7	66.9	69.7	71.4	70.0	77.4	80.0	92.2	95.3
1994 Freq. Acum.	15.5	28.2	39.1	50.4	62.0	72.0	82.9	91.4	96.7	100.0
% asistencia	57.1	65.3	75.0	74.8	70.3	77.9	79.6	85.2	88.2	100.0
1995 Freq. Acum.	16.8	30.3	40.8	53.1	64.4	75.0	83.8	91.5	96.3	100.0
% asistencia	54.5	70.4	62.5	74.8	82.1	78.3	83.0	92.1	97.9	100.0
1996 Freq. Acum.	17.5	32.9	42.1	56.3	66.2	74.0	83.0	89.6	95.4	100.0
% asistencia	49.4	60.4	75.9	79.7	74.4	78.6	86.4	91.7	98.1	100.0
1997 Freq. Acum.	17.5	31.6	42.6	53.2	64.2	75.0	82.3	90.5	96.0	100.0
% asistencia	52.5	74.4	69.3	75.3	86.1	86.9	88.1	88.0	98.0	100.0
1998 Freq. Acum.	17.6	32.0	42.2	54.3	65.2	75.1	82.6	90.5	95.2	100.0
% asistencia	64.2	83.8	82.0	84.9	89.7	88.7	87.8	91.0	93.5	97.9

Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

*Cuadro 3*  
*Tasas de asistencia por edad*

Edad	% de Asistencia											
	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	
13	91.5	87.4	83.6	88.5	85.5	82.9	86.0	91.5	94.7	98.6	98.2	
14	87.2	85.2	87.4	84.0	79.6	86.3	85.6	85.8	80.7	95.7	97.9	
15	76.8	83.5	76.9	72.4	81.6	71.5	78.7	78.4	81.7	82.1	92.0	
16	67.6	77.4	71.7	76.9	71.5	69.4	72.7	75.1	70.3	75.7	81.2	
17	59.9	63.1	69.3	67.7	67.2	67.8	67.5	64.4	68.1	71.8	73.3	
18	63.7	65.5	66.3	73.7	65.5	61.8	64.4	71.9	68.1	70.6	77.1	
19	62.3	70.5	65.1	59.7	64.4	63.8	66.2	63.9	63.4	60.0	68.6	

Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

El Cuadro 3 muestra las tasas de asistencia por edad. Se observan generalmente tasas más altas para individuos más jóvenes. Por ejemplo, en 1998 prácticamente todos los individuos de 13 y 14 años asistían a la escuela, mientras que menos del 80% de los de 18 lo hacía (y menos del 70% de los de 19). Se observa que el ya comentado aumento de las tasas de asistencia en los últimos años fue más marcado para los individuos más jóvenes (entre 13 y 15 años), es decir, la deserción del colegio secundario se redujo especialmente en alumnos de primero a tercer año.

En el Cuadro 4 se muestra la composición de las muestras según el estado ocupacional de los individuos, distinguiendo entre ocupados, desocupados e inactivos. Dado el rango de edades considerado, es natural encontrar una amplia mayoría de individuos inactivos. La proporción de ocupados cayó considerablemente en la última parte del periodo analizado, especialmente en los cuatro últimos años. La proporción de desocupados más que se duplicó entre 1988 y 1994, pasando del 4.3% al 10.3%, y continuó subiendo hasta 1996, año en que alcanzó el pico del 12.6%. En los dos últimos años la proporción de desocupados bajó un poco y como contrapartida subió la de inactivos.

*Cuadro 4*  
*Composición de la muestra según estado ocupacional de los individuos (%)*

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
ocupado	19.8	18.2	20.4	19.8	20.7	19.5	17.7	14.7	14.6	14.1	14.9
desocupado	4.3	5.8	5.0	4.4	5.5	7.6	10.3	11.1	12.6	10.4	7.8
inactivo	75.9	76.0	74.7	75.8	73.9	72.9	72.0	74.2	72.8	75.6	77.3

Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

El Cuadro 5 amplía la información del Cuadro 4. Se presenta la proporción de individuos económicamente activos (ocupados más desocupados), desagregada por sexo. La proporción de hombres económicamente activos está siempre por encima de la correspondiente a las mujeres. Se caracteriza por una suba sostenida hasta 1992, estancamiento hasta 1994 y caída hasta 1998. En particular, esta última etapa resalta por la drástica contracción a partir de 1996 de la proporción de hombres económicamente activos en la muestra, llevando este indicador a los mínimos niveles registrados durante todo el periodo considerado. Por su parte, la proporción de mujeres económicamente activas experimenta variaciones pero no manifiesta un patrón definido de evolución a lo largo de los años analizados. Al igual que para los hombres, la menor tasa de participación se registra para 1998.

*Cuadro 5*  
*Proporción de individuos económicamente activos en la muestra, desagregados por sexo*

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Mujeres	19.4	18.0	15.8	17.4	17.4	19.4	17.4	18.8	21.1	18.6	15.0
Hombres	28.7	29.8	31.2	30.6	34.5	34.4	34.2	32.4	33.0	29.1	23.5
Total	24.1	24.0	24.1	24.2	26.1	27.1	25.9	25.8	27.2	24.5	19.4

Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

Con respecto a la tasa de asistencia, y como era de esperar, es mucho más alta entre los inactivos.<sup>5</sup> En el Cuadro 6 se observa la tendencia creciente que se describió en cuadros previos. Para todos los años la tasa de asistencia de los inactivos se sitúa por encima del 85% y es máxima en 1998, año en que alcanza el 93%. Para los ocupados y desocupados el máximo también se produce en 1998, y es de 53.4 % y 41.6 % respectivamente.

*Cuadro 6*  
*Tasa de asistencia al colegio secundario según el estado ocupacional de los individuos de la muestra.*

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
ocupado	24.0	37.9	35.8	30.4	32.9	36.8	35.1	38.4	40.9	41.1	53.4
desocupado	22.7	27.3	26.7	36.7	18.2	30.6	29.6	34.2	36.8	25.3	41.6
inactivo	87.2	88.6	87.8	88.8	88.9	85.7	89.3	88.1	86.9	91.0	93.4

Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

El Cuadro 7 y la Figura 2 informan acerca la decisión múltiple de trabajar (o querer hacerlo) y estudiar simultáneamente. La proporción de los hombres que asistiendo al colegio también trabajan está prácticamente siempre por encima de la de las mujeres (las excepciones son 1988, 1997 y 1998). En los últimos años esta proporción se contrajo considerablemente. En cuanto a la proporción de mujeres económicamente activas del total que asisten al colegio secundario, es posible notar cierta tendencia ascendente, aunque al final del periodo también sufrió una importante contracción.

*Cuadro 7*  
*Proporción de económicamente activos entre los que asisten al colegio secundario.*

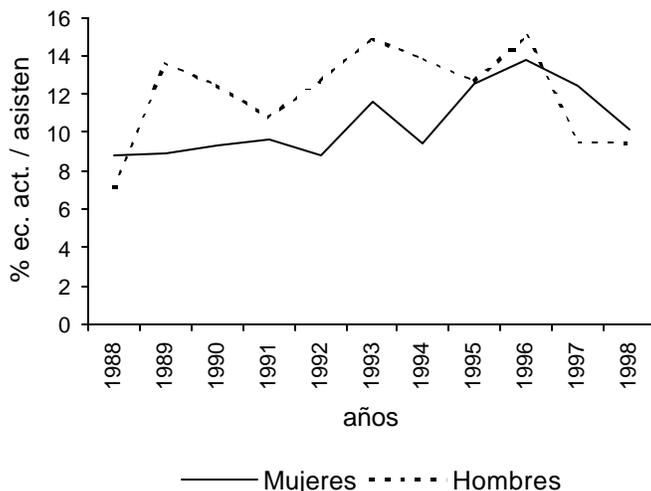
Años	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Mujeres	8.79	8.92	9.33	9.62	8.83	11.58	9.43	12.56	13.79	12.43	10.19
Hombres	7.06	13.60	12.45	10.80	12.68	14.89	13.81	12.68	15.05	9.49	9.41
Total	7.96	11.20	10.92	10.20	10.62	13.18	11.51	12.62	14.39	10.89	9.80

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Nota: económicamente activos incluye ocupados y desocupados.

<sup>5</sup> Justamente la asistencia a la escuela es una de las principales causas de inactividad para individuos con las características de los aquí considerados.

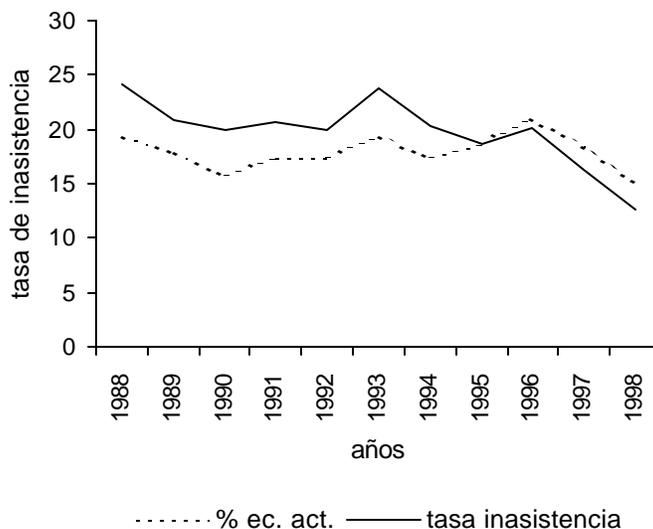
*Figura 2*  
*Proporción de individuos económicamente activos*  
*entre los que asisten al colegio secundario.*



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Las Figuras 3 y 4 ponen en evidencia un fenómeno muy interesante: la relación entre la tasa de deserción (o de no asistencia al colegio secundario) y la tasa de participación en el mercado laboral (proporción de ocupados y desocupados sobre el total de individuos). En la Figura 3 se grafican las series de proporción de individuos económicamente activos (línea punteada) y de la tasa de deserción. Puede observarse que las dos series tienen un comportamiento temporal similar, especialmente a partir de 1995, año en que la tasa de deserción comienza a quedar por debajo de la de participación en el mercado laboral.

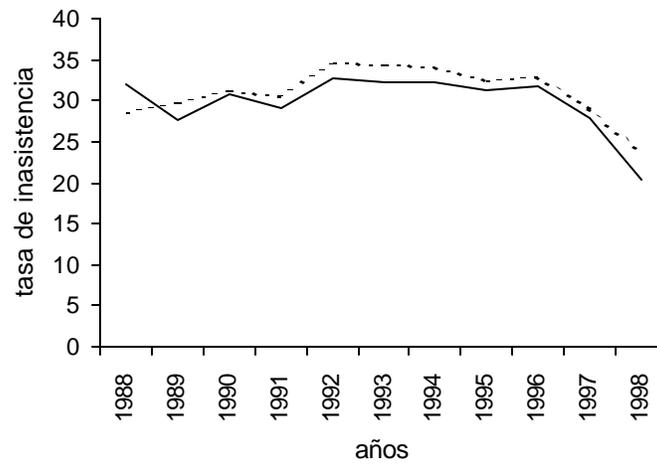
*Figura 3*  
*Tasas de deserción y de actividad.*  
*Mujeres de la muestra.*



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

La Figura 4 replica a la Figura 3 pero con información acerca de los hombres. Aquí es notable cómo ambas series “van juntas”, indicando que evidentemente las decisiones de asistencia al colegio secundario y de participación en el mercado laboral están íntimamente relacionadas, especialmente para los hombres.

*Figura 4*  
*Tasas de deserción y de actividad.*  
*Hombres de la muestra.*



.....% ec. act. ——— tasa inasistencia

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Como se discutió en secciones previas, ciertas características del hogar y sus miembros son determinantes potenciales de las decisiones educativas de los hijos: distintas estructuras familiares podrían dar lugar a ambientes más o menos propicios para su educación. Una dimensión de la estructura familiar tiene que ver con el hecho que los dos padres o sólo uno estén presentes en el hogar. En el cuadro 8 se muestra la composición de las muestras y las tasas de asistencia según el núcleo conyugal que conforma la familia sea completo o incompleto. Se dice que un hogar tiene un núcleo conyugal completo cuando tanto el padre como la madre están presentes en el hogar, mientras que por núcleo conyugal incompleto se entiende que alguno de los dos está ausente.<sup>6</sup>

Acerca de la composición de la muestra por tipo de hogar, se observa que, según el año que se tome en cuenta, entre el 11% y el 20% de los jóvenes de la muestra viven en hogares con núcleos conyugales incompletos. La tasa de asistencia promedio del periodo para este grupo es del 67%, mientras que para el grupo de hogares completos es del 76%, visiblemente superior.

<sup>6</sup> Ver Torrado (1998a)

*Cuadro 8*  
*Distribución de los individuos y tasas de asistencia*  
*según la familia esté formada por un núcleo conyugal completo o incompleto.*

Años	Familia		
	incompleto	completo	
1988	% observaciones	14.9	85.2
	% asistencia	61.4	73.8
1989	% observaciones	14.4	85.6
	% asistencia	68.6	77.0
1990	% observaciones	11.1	88.9
	% asistencia	67.2	75.0
1991	% observaciones	12.5	87.5
	% asistencia	70.6	75.5
1992	% observaciones	14.1	85.9
	% asistencia	62.3	75.3
1993	% observaciones	13.3	86.7
	% asistencia	65.9	72.9
1994	% observaciones	12.7	87.3
	% asistencia	66.1	74.7
1995	% observaciones	13.5	86.6
	% asistencia	70.1	75.5
1996	% observaciones	12.6	87.4
	% asistencia	63.2	75.4
1997	% observaciones	15.7	84.3
	% asistencia	70.8	78.4
1998	% observaciones	19.2	80.8
	% asistencia	76.2	85.1

Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

Otra característica del hogar que potencialmente puede afectar las decisiones educativas de los hijos es la educación de los padres. En el Cuadro 9 se reportan las tasas de asistencia de las mujeres y varones de la muestra según el nivel educativo del jefe del hogar al que pertenecen. Por la forma en que se implementan los cuestionarios de la EPH, el jefe es “aquél reconocido como tal por los demás miembros del hogar” (Manual de Instrucciones, EPH) y es generalmente aquél que más contribuye al sustento de la familia. En las familias con núcleos conyugales completos, el jefe suele ser el padre. Esta situación se revierte en los hogares formados por núcleos conyugales incompletos, en donde generalmente el jefe del hogar es la madre.

*Cuadro 9*  
*Tasas de asistencia por educación del jefe del hogar, desagregadas por sexo.*

Años	Educación del jefe del hogar						
	prii	pric	seci	secc	supi	supc	
1988	Mujeres	55.3	71.0	79.0	91.3	100.0	100.0
	Hombres	38.8	57.8	84.7	93.8	93.8	100.0
1989	Mujeres	63.4	73.7	83.1	90.3	94.1	94.4
	Hombres	46.8	63.5	85.1	91.2	92.5	94.3
1990	Mujeres	57.9	77.3	84.7	96.0	93.3	100.0
	Hombres	35.2	63.5	76.9	89.4	95.0	100.0
1991	Mujeres	64.8	76.6	81.9	91.2	91.7	100.0
	Hombres	44.8	65.2	75.8	93.9	94.1	97.4
1992	Mujeres	61.1	68.6	89.5	98.6	100.0	100.0
	Hombres	42.9	57.7	76.3	91.1	93.3	97.2
1993	Mujeres	50.0	73.1	74.7	98.3	97.3	97.0
	Hombres	46.2	60.8	76.4	82.8	91.7	100.0
1994	Mujeres	48.4	74.7	90.4	92.2	100.0	100.0
	Hombres	43.1	56.8	78.0	86.0	88.0	96.0
1995	Mujeres	62.7	72.0	89.1	94.8	88.0	100.0
	Hombres	43.7	57.5	73.5	92.6	90.0	97.6
1996	Mujeres	60.0	69.0	84.2	93.1	100.0	100.0
	Hombres	37.5	57.1	75.0	91.8	100.0	97.7
1997	Mujeres	64.7	77.3	86.7	96.5	96.2	100.0
	Hombres	53.7	58.7	75.7	90.4	97.4	97.6
1998	Mujeres	71.2	80.5	92.9	96.8	96.8	100.0
	Hombres	61.4	75.2	78.5	89.8	97.4	97.7

Fuente: elaboración propia en base a información de la EPH.

Nota: prii es primaria incompleta y pric primaria completa. Seci y secc, y supi y supc representan lo mismo pero para educación secundaria y superior o universitaria, respectivamente.

Manteniendo constante el nivel educativo del jefe, aquí se observa otra vez que la tasa de asistencia es más alta entre las mujeres que entre los hombres. Hay algunas excepciones que se verifican especialmente para hijos de padres con altos niveles educativos, y, de todos modos, la brecha no parece ser demasiado significativa en esos casos.

Para ambos sexos se observa que a mayor educación del jefe, mayor tasa de asistencia, y que la brecha entre las tasas de asistencia de hombres y mujeres se achica con el nivel educativo del jefe. Esto último sucede porque las tasas de asistencia de los varones crecen más rápido que las de las mujeres ante aumentos de la educación del jefe. Para ilustrar este punto, basta decir que mientras el promedio de la brecha para hijos de jefes con educación superior o universitaria completa es de 1.4 puntos porcentuales, para hijos de jefes con educación primaria incompleta el promedio de tal brecha es de 15 puntos porcentuales.

Para finalizar con la descripción de los datos, a continuación se presenta un resumen de la evidencia que se encontró en el análisis no condicional:

- ◆ La tasa de asistencia se comportó más o menos erráticamente, con una muy suave tendencia positiva, entre 1988 y 1996, y presentó una marcada suba en los dos últimos años analizados.
- ◆ La tasa de asistencia de las mujeres es considerablemente superior a la de los hombres.
- ◆ La tasa de asistencia crece con el ingreso per capita familiar.
- ◆ La tasa de asistencia disminuye con la edad del individuo.
- ◆ En cuanto a la proporción de individuos económicamente activos (ocupados más desocupados) se observa un patrón inverso al de la tasa de asistencia: la proporción de hombres económicamente activos es superior a la de mujeres, y se reduce en el periodo analizado. La proporción de hombres económicamente activos sube sostenidamente hasta 1992, se estanca hasta 1994 y cae abruptamente hasta 1998. La proporción de mujeres económicamente activas experimenta variaciones más bien erráticas que no permiten identificar un patrón definido de evolución. Al igual que para los hombres, la menor tasa de participación se registra en 1998.
- ◆ Se observa una estrecha relación positiva entre la tasa de deserción y la de participación para los hombres. Una relación no tan estrecha se presenta para las mujeres.
- ◆ La proporción de los hombres que asistiendo al colegio son económicamente activos está prácticamente siempre por encima de la misma proporción para las mujeres. En los últimos años esta proporción se contrajo considerablemente para ambos sexos.
- ◆ Las tasas de asistencia de hijos que viven con uno sólo de sus padres son visiblemente inferiores a las de aquellos que viven con su padre y madre.
- ◆ Las tasas de asistencia de los hijos aumentan con el nivel educativo del jefe del hogar. En los hogares con ambos padres presentes, el jefe suele ser el padre, mientras que en los hogares con sólo uno de los padres presente, el jefe suele ser la madre.

## 5. Modelos empíricos para el estudio de los determinantes de la decisión de estudiar

Como se discutiera previamente, la asistencia a la escuela estaría determinada por un conjunto de características propias del individuo y de otros miembros de su familia, quienes directa o indirectamente participan en esa decisión. A los efectos de elaborar un modelo simple y estimable de la decisión de asistir a la escuela, puede pensarse que el grupo (familia) que está evaluando la posibilidad de mandar o no a un adolescente a la escuela compara la utilidad de las dos alternativas posibles: asistir o no asistir. La alternativa elegida será obviamente la que genere mayor utilidad, por lo que la elección dependerá de las características propias de ese grupo y del individuo sobre el cual se está decidiendo la asistencia.

Las EPH contienen información a nivel individual sobre un conjunto de características del individuo (incluida su condición de asistencia al colegio secundario) y su grupo familiar. Si se observa que un determinado individuo asiste a la escuela se infiere que la utilidad del grupo que toma la decisión (él y su familia) es mayor bajo esa alternativa.

Supóngase que  $U_i^*$  es la brecha de utilidades entre la alternativa de asistir a la escuela y no hacerlo para el individuo  $i$ , y que viene dada por:

$$(1) \quad U_i^* = X_i \mathbf{b} + \mathbf{m}$$

donde  $X_i$  es el vector de  $N$  características observables del individuo  $i$  y de su grupo familiar, y  $\mathbf{b}$  es el vector de los  $N$  parámetros de la función de utilidad.<sup>7</sup>  $\mathbf{m}$  es una medida resumen de las perturbaciones o características no observables que afectan la utilidad del individuo  $i$ , y que, a los efectos de la estimación, es considerada como si fuera una variable aleatoria.

Definamos al indicador  $asiste_i$  que toma el valor 1 si el individuo  $i$  asiste a la escuela secundaria y 0 en caso contrario. Por lo expuesto más arriba, la información a disposición del analista para cada individuo  $i$  es:

$$(2) \quad \begin{aligned} asiste_i &= 1 \text{ si } U_i^* > 0 \\ asiste_i &= 0 \text{ si } U_i^* \leq 0 \end{aligned}$$

De (1) y (2) se deduce que la probabilidad de que el individuo  $i$  asista a la escuela viene dada por:

$$(3) \quad Prob[asiste_i=1 | X_i] = Prob[U_i^* > 0] = Prob[\mathbf{m}_i < X_i \mathbf{b}] = F[X_i \mathbf{b}]$$

donde  $F$  es la función de distribución de probabilidades de  $\mathbf{m}$ . Este tipo de formulación corresponde a los llamados *modelo de índice simple* (single index models), ya que la probabilidad del resultado observado depende del valor del índice lineal  $X_i \mathbf{b}$ .<sup>8</sup> En este contexto, la estimación de la probabilidad de asistencia implica encontrar estimaciones para el vector  $\mathbf{b}$ . Cada elemento de este vector mide el efecto de un cambio marginal en un determinado atributo del individuo  $i$  (o de su familia) sobre el índice lineal y, consecuentemente, sobre la brecha de utilidades  $U_i^*$ . Para proceder a tal estimación es necesario especificar cuál es la distribución de  $\mathbf{m}$ , es decir, cuál es la función  $F(\cdot)$  en (3). Si se supone que  $\mathbf{m}$  tiene una distribución logística, este modelo se conoce como modelo *Logit* mientras que si se supone una distribución normal, el modelo se conoce como *Probit*.<sup>9</sup>

Alternativamente, puede pensarse que la decisión de estudiar no es independiente de la de trabajar: ciertas características observables e inobservables determinan simultáneamente ambas decisiones. El modelo *Probit Bivariado*, que es una simple generalización del modelo *Probit* discutido anteriormente, permite tener en cuenta esta simultaneidad en las decisiones. La generalización del modelo *Probit Bivariado* consiste en considerar que tanto la decisión de trabajar como la de estudiar están determinadas por un par de esquemas decisorios como el discutido más arriba. Es decir:

$$(4) \quad \begin{aligned} U_{1i}^* &= \mathbf{b}_1' X_{1i} + \mathbf{m}_{1i} & asiste_i &= 1 \text{ si } U_{1i}^* > 0, 0 \text{ en los demás casos} \\ U_{2i}^* &= \mathbf{b}_2' X_{2i} + \mathbf{m}_{2i} & trabaja_i &= 1 \text{ si } U_{2i}^* > 0, 0 \text{ en los demás casos} \end{aligned}$$

donde  $U_{1i}^*$  y  $U_{2i}^*$  son, respectivamente, la brecha de utilidades entre las alternativas de asistir a la escuela y no hacerlo, y entre las de trabajar y no hacerlo, para el individuo  $i$ .  $X$ ,  $\mathbf{b}$  y  $\mathbf{m}$  se interpretan de forma análoga a los correspondientes en la ecuación (1).

Si los factores no observables que determinan las decisiones de trabajar y estudiar fueran independientes, los parámetros desconocidos  $\mathbf{b}_1$  y  $\mathbf{b}_2$  que caracterizan ambas decisiones podrían ser estimados en forma independiente, esto es, sería factible estimar consistente y eficientemente ambos vectores a partir de modelos separados para la decisión de trabajar y para la de estudiar. Por el contrario, si estos factores no observables no fueran independientes, es lógico pensar que existe algún tipo de ganancia en estimar el modelo en forma conjunta.

Dada la complejidad que ambos fenómenos revisten, los factores que los gobiernan son múltiples. Naturalmente ninguna encuesta, y tampoco la EPH, puede captarlos a todos. Algunas de esas características personales y familiares no captadas en las encuestas, y que denominamos no observables, seguramente influyen sobre ambas decisiones, por lo que  $\mathbf{m}_1$  y  $\mathbf{m}_2$  no serían independientes, y consecuentemente tampoco

<sup>7</sup> Se habla de "características observables" en el sentido de que es información disponible para el analista.

<sup>8</sup> Ver Horowitz (1998) para una revisión de esta familia de modelos.

<sup>9</sup> Para un desarrollo de estos temas, ver Greene (1997) y Sosa Escudero (1999).

lo serían las decisiones de estudiar y trabajar. Con esta consideración, la formulación del modelo (4) se completa con los siguientes supuestos:

$$\begin{aligned}
 E(\mathbf{m}_1) &= E(\mathbf{m}_2) = 0 \\
 V(\mathbf{m}_1) &= V(\mathbf{m}_2) = I \\
 \text{Cov}(\mathbf{m}_1, \mathbf{m}_2) &= \mathbf{r} \\
 \mathbf{m}_1, \mathbf{m}_2 &\sim \text{Normal Bivariada}(0,0,1,1,\mathbf{r})
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Las expresiones (4) y (5) constituyen la especificación general del modelo Probit Bivariado.

La estimación conjunta de los parámetros de interés, i.e., los determinantes de la educación y la participación en el mercado laboral, tiene como ventaja una ganancia de eficiencia. El ignorar la dependencia antes descrita y proceder a estimar ambos modelos por separado no conduce a estimaciones inconsistentes sino ineficientes (Greene, 1999).

## 6. Resultados de las estimaciones econométricas para el caso del Gran Buenos Aires.

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de los modelos descritos en la sección 5.

### 6.1. Comentarios generales acerca de la especificación de los modelos estimados.

Si bien en la sección 4 se ha realizado la descripción de los datos para todos los años entre 1988 y 1998, las estimaciones se llevan a cabo solamente para tres años de ese periodo: 1990, 1994 y 1998. La elección de estos años responde básicamente a tres causas: (1) debido a la alta inestabilidad macroeconómica que caracterizó los últimos años de la década de los 80's, las EPH correspondientes a 1988 y 1989 presentan serios y reconocidos problemas; (2) los años elegidos son equidistantes en el tiempo, lo cual cubre casi toda la década del noventa, sin incrementar exageradamente la carga computacional del ejercicio de estimación.; (3) los tres años elegido permiten hacer un análisis temporal que coincide con tres etapas claras de la economía argentina: 1990, previo al plan de Convertibilidad; 1994, los primeros años de consolidación de dicho plan y de las reformas estructurales que lo acompañaron; y 1998, una etapa más avanzada en la reestructuración de la economía argentina donde los efectos de más largo plazo de las reformas ya están en evidencia.

Para cada uno de los tres años, se estiman varias versiones del modelo Probit Bivariado de las decisiones de estudiar y trabajar descrito en la sección 5. Las variables dependientes son *asiste* (que vale 1 si el individuo asiste actualmente al colegio secundario y cero en caso contrario) y *trabaja* (que vale 1 si el individuo es económicamente activo, es decir, ocupado o desocupado, y cero si es inactivo). Los resultados se presentan con detalle en los cuadros A1 a A4 del Apéndice Estadístico.

Todos los modelos resultan estadísticamente satisfactorios ya que en todos los casos es posible rechazar la hipótesis nula de que ninguna variable es significativa para explicar la decisión de estudiar y/o trabajar. Adicionalmente, en todos los casos la mayoría de las variables explicativas utilizadas resultan estadísticamente significativas a los niveles estándar.

Si bien deseable, resulta complejo estimar modelos separados para varones y mujeres, debido al elevado costo que ello implica en términos de grados de libertad. A tal efecto, y en base a investigaciones anteriores (Sosa Escudero y Marchionni, 1999), se optó por buscar especificaciones más parsimoniosas utilizando variables indicadoras de sexo como variables explicativas adicionales, lo que permite distinguir entre varones y mujeres a la vez de ahorrar grados de libertad. Entonces, se incorporó en todos los modelos una variable *dummy* que toma valor 1 si el individuo es varón y cero si es mujer.

Como fue discutido anteriormente, la estimación de un modelo de determinantes de la escolaridad y el trabajo presenta un problema de complejo tratamiento, relacionado con la posibilidad de distinguir con precisión el efecto de las distintas variables causales. Por ejemplo, muy posiblemente padres con educación elevada tengan ingresos relativamente altos, resultando por ello difícil aislar el efecto de la educación familiar del que tiene el ingreso. Este problema se manifiesta en varias características de interés. A los efectos de explorar una especificación robusta y estable, se estimaron varias versiones del modelo, utilizando

distintos conjuntos de variables explicativas. El Cuadro 10 describe las variables explicativas y el Cuadro 11 resume los modelos estimados.

*Cuadro 10*  
*Descripción de las variables explicativas*

<b>Variables</b>	<b>Descripción</b>
sexo	1 si hombre; 0 si mujer.
edad	edad en años.
hermanos	cantidad de hermanos solteros que habitan el mismo hogar.
lipcfd	logaritmo del ingreso per capita familiar en \$ de 1998.
liaaed	logaritmo del ingreso ajustado por adulto equivalente y economías de escala internas al hogar, en \$ de 1998.*
edujefe	máxima educación alcanzada por el jefe del hogar, en años.*****
edupadre	máxima educación alcanzada por el padre, en años.*****
edumadre	máxima educación alcanzada por la madre, en años.*****
maxedu	igual a edupadre si edupadre>edumadre; igual a edumadre en los demás casos.
monopar	1 si el hijo vive con uno solo de sus padres; 0 si vive con ambos.***
casado	1 si madre y padre están legalmente casados; 0 en los demás casos.***
jmujer	1 si la mujer es la jefa de hogar; 0 en los demás casos.

\* Se usó un factor de 0.8 para representar las economías de escala internas al hogar.

\*\* Los años de educación se aproximaron a partir del máximo nivel educativo alcanzado, la situación actual de asistencia o no al sistema educativo y la edad del individuo.

\*\*\* En todos los casos se considera madre a la mujer, sea jefa o cónyuge. Idem para padre.

*Cuadro 11*  
*Distintas especificaciones estimadas*

<b>Variables</b>	<b>Modelos estimados</b>							
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>
sexo	x	x	X	x	x	x	x	x
edad	x	x	x	x	x	x	x	x
hermanos	x	x	x	x	x		x	x
lipcfd	x	x	x	x			x	x
liaaed					x	x		
edujefe							x	
maxedu	x	x	x	x	x	x		
edupadre								x
edumadre								x
monopar		x	x		x	x	x	
casado				x				x
jmujer	x	x		x				
<b>Muestra</b>	t	t	t	c	t	t	t	c
<b>Objetivo</b>	Exploran efecto de jefa mujer y hogar monoparental			Explora efecto de pareja casada	Explora definición alternativa de ingreso y efecto escala		Explora definiciones alternativas del stock de educación	

Con 'x' se indican las variables incluidas en cada modelo. 't' se refiere a la muestra original y 'c' a la muestra de hogares completos, es decir, aquellos en los cuales ambos padres están presentes.

El **modelo 1** es considerado el punto de partida e incorpora sexo, edad, hermanos, lipcfd, maxedu y jmujer. Los modelos 2 y 3 exploran variaciones básicas sobre este modelo. En particular, dichas especificaciones intentan aislar el efecto sobre las variables explicadas de que el hogar tenga una jefa mujer

y/o que el hogar sea monoparental (es decir, que no estén ambos padres presentes en el mismo). Una característica importante de la información disponible para el GBA es que para dicha población y en los períodos analizados, la mayoría de los hogares monoparentales tienden a coincidir con los que poseen una jefa mujer. Esto sugiere que es de esperar que sea complejo distinguir un efecto del otro, es decir, el efecto sobre la escolaridad de que un potencial alumno viva en un hogar monoparental (con respecto a un hogar completo o con ambos padres presentes) del efecto de vivir en un hogar con jefa mujer (con respecto a un hogar con jefe hombre). Con ese objetivo, el **modelo 2** incorpora ambas variables simultáneamente, y el **modelo 3** reemplaza *jmuje* por *monopar*.

El **modelo 4** explora un resultado sugerido en estudios anteriores (Sosa Escudero y Marchionni, 1999) referente a la posibilidad de que los hijos de parejas legalmente casadas enfrenten condiciones más favorables para la escolaridad. A fines de evitar problemas de identificación, el modelo 4 incorpora la variable *casado* al modelo 1, pero restringe la muestra a los hogares completos. Si se incorporara dicha variable en la muestra original, la variable *casado* captaría el efecto del status legal de la unión de los padres y también el efecto de que la familia es completa (toda familia con *casado*=1 es necesariamente completa). A fines de aislar el efecto deseado, entonces, es que se utiliza una muestra restringida que incluye solamente hogares en los que ambos padres están presentes.

El **modelo 5** explora una definición alternativa de ingreso. Es esencialmente el modelo 3, reemplazando *lipcfd* por *liaaed*. Esta última definición de ingreso incorpora explícitamente una noción de economías de escala internas al hogar y de cantidad de adultos equivalentes en mismo. El **modelo 6** elimina hermanos, a fines de explorar si el haber modificado la noción de ingreso para captar efectos de escala hace redundante incorporar el número de hermanos para captar este efecto.

Los modelos siguientes exploran el rol de la educación familiar sobre la educación de los hijos. Los modelos 1 al 6 utilizan *maxedu* como indicador del stock de capital humano disponible en la familia. El **modelo 7** reemplaza *maxedu* por *edujefe* con el objeto de evaluar si es más relevante la educación del jefe de familia que la del padre que tenga mayor educación, sea este el jefe o no. El **modelo 8** intenta explorar el efecto diferencial de la educación del padre y la madre. A tal fin, y como sucediera con el caso del modelo 4, es nuevamente necesario restringir la muestra a familias con hogares completos. En este caso, para un hogar monoparental la educación del padre faltante es cero, de modo que de no restringir la muestra se estaría captando el doble efecto del diferencial de educación de los padres y el de que uno de ellos falte.

## 6.2. Interpretación de los resultados de la estimación.

Las ocho especificaciones discutidas antes para los tres años analizados dan un total de 24 modelos estimados, involucrando 12 variables explicativas para la decisión de trabajar y estudiar. Esto genera un total 576 coeficientes estimados, por lo que resulta imposible (e innecesario) comentar sobre todos y cada uno de ellos. A los efectos de organizar la discusión, se adoptará la estructura delineada en la sección 4 a la luz de los modelos descriptos en la subsección anterior. En cada caso se comentaran brevemente las diferencias temporales observadas.

*Relevancia de las jefas mujeres y cambios en la estructura familiar:* como discutiéramos anteriormente, es de esperar que sea complejo distinguir dichos efectos dado que los hogares con jefa mujer tienden a coincidir con los monoparentales, o sea, la mayoría de los hogares incompletos con hijos en edad escolar corresponden a mujeres sin pareja. El cuadro 12 muestra estas coincidencias. Por ejemplo, en el año 1998, la coincidencia entre la clasificación jefa mujer – hogar incompleto es del 95%, esto es, en solo el 5% del total de hogares se da que una jefa mujer se encuentra en un hogar completo, o que un hogar incompleto tiene jefe varón. El modelo 1 incorpora *jmuje*, la cual presenta el signo esperado en todos los periodos pero es significativa sólo para 1998: otros factores constantes, el hecho de que el hogar esté a cargo de una mujer genera condiciones más desfavorables para la educación, traducidas en una inferior probabilidad de asistencia al secundario (o, equivalentemente, mayor probabilidad de deserción).

*Cuadro 12*  
*Tipo de hogar y jefas mujeres*

Años	1990	1994	1998
Proporción de jefas mujeres en hogares monoparentales	76.12	86.07	83.42
Proporción de jefas mujeres en hogares completos	1.09	1.09	2.59
Proporción de coincidencias*	96.44	97.27	94.89

\* (individuos en hogares monoparentales con jefa mujer + individuos en hogares completos con jefe hombre) / total de individuos

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

El modelo 2 intenta incorporar el efecto de ambas variables, *jmujer* y *monopar*, pero, ninguna de ellas, en ningún periodo resulta significativa (aunque *jmujer* lo es al 6% en 1990). El modelo 3 reemplaza *jmujer* por *monopar*, y los resultados empíricos sustentan la hipótesis inicial comentada anteriormente. El efecto del hogar monoparental es muy similar en comportamiento al de jefa mujer. Los coeficientes estimados se comportan de manera similar: presentan signos negativos (menor probabilidad de asistencia al secundario para hijos en hogares monoparentales) y significativo sólo para 1998. Estos resultados sugieren que es complejo distinguir los efectos de ambas variables, y que posiblemente sea más prudente incorporar sólo uno de ellos para evitar un problema de multicolinealidad alta. De todos modos, un punto importante para el diseño de políticas que surge de esta parte del análisis es que las medidas orientadas a la clasificación de hogares con mujeres solas o incompletos es virtualmente indistinguible.

El modelo 4 intenta captar el efecto sobre la probabilidad de asistencia a la escuela de que la familia tenga ambos padres legalmente casados. A dicho efecto, y como se señalara anteriormente, se consideró la muestra de hogares completos. Los coeficientes presentan el signo esperado, y significativo para 1994 y 1998: independientemente de otros factores, el hecho de que los padres estén legalmente casados induce una mayor probabilidad de asistencia a la educación secundaria. Este resultado debe ser entendido con cautela. Posiblemente el efecto positivo de esta variable sobre la educación no se refiera estrictamente al hecho de que la pareja este casada legalmente, sino a los factores sociales y culturales que están detrás de este evento. Es decir, muy probablemente, el hecho de estar legalmente casados esté funcionando como *proxy* de otras variables sociales no directamente susceptibles de ser captadas por la EPH u otras variables incluidas en el modelo. Una exploración más detenida de este efecto constituye una interesante línea de investigación multidisciplinaria futura.

*Rol del ingreso familiar:* como señaláramos anteriormente, el ingreso mide la cantidad de recursos disponibles para financiar la educación y otros efectos directamente relacionados como la educación de los padres y la situación de empleo. Se utilizaron dos medidas de ingreso. La primera usa el ingreso per capita familiar, en valores reales. La segunda usa una noción más refinada, que tiene en cuenta la forma en la cual los recursos familiares se dividen y utilizan dentro de la familia. Esta segunda medida considera, a diferencia del ingreso per capita, que las necesidades varían por sexo, edad y nivel de actividad. Un hombre adulto activo requiere más recursos que un niño, por lo que contar a ambos en igualdad de condiciones no sería correcto. El segundo tipo de problemas surge de la presencia de economías de escala que pueden explotarse en el consumo familiar en hogares numerosos. Para considerar ambos fenómenos se utiliza el concepto de *ingreso por adulto equivalente ajustado por economías de escala internas al hogar*, o *ingreso equivalente* (ver Gasparini y Sosa Escudero, 1999)

De acuerdo a los resultados de la estimación, la distinción entre ambas nociones de ingreso, aunque económicamente importante, no parece ser demasiado relevante para el análisis de los determinantes de la educación. El modelo 5, que utiliza *liaaed* es virtualmente idéntico al que se basa en *lipcfd*.

Es interesante notar que el ingreso no es significativo en 1990, y sí lo es en 1994 y 1998, por lo menos al 10%. Este resultado debe ser entendido con cautela. Que el ingreso en 1990 no sea significativo quiere decir que para ese periodo, la educación de los padres, la conformación socioeconómica del hogar (número de hermanos, estructura familiar) y las características del individuo (sexo, edad) bastaban para dar cuenta de la probabilidad de asistencia. Si la conjetura beckeriana fuera correcta (de que el ingreso capta restricciones financieras), esto sugiere que a principios de la década, las restricciones *financieras*, posiblemente de corto plazo, tal como son captadas por el ingreso, no eran relevantes para el acceso a la educación, de modo que la deserción escolar podía ser caracterizada por cuestiones más estructurales como la educación de los padres o las características del hogar. En forma dual, la creciente significatividad del

ingreso sugiere que en los últimos años, es posible que la falta de recursos monetarios de corto plazo sea un factor más relevante para explicar el fenómeno de deserción escolar.

*Rol de la educación de los padres:* para explorar el efecto de la educación de los padres se siguieron varias alternativas. Inicialmente, se puede pensar que la educación de los padres contribuye a la formación del stock de capital humano familiar. Entonces, resulta útil distinguir cómo es que la educación de cada padre contribuye al stock de capital humano, o en todo caso, como la educación de cada uno de ellos contribuye a alterar las decisiones de trabajo-estudio de los hijos. Inicialmente puede pensarse que lo realmente importante es la educación del miembro mejor educado de la familia, o quizás la del jefe. Esto es captado, respectivamente por *maxedu* y *edujefe*. También se intenta explorar si la educación de la madre resulta más o menos importante que la del padre en este tipo de decisiones. Los modelos 7 y 8 enfatizan estas distinciones.

En primer lugar, en términos generales, todas las medidas del stock de capital humano de la familia resultan muy significativas para dar cuenta de la probabilidad de asistencia, lo cual refuerza un punto importante de esta investigación: la educación tiene un efecto intergeneracional muy importante. Independientemente de otras características (financieras o sociológicas), las familias mejor educadas inducen a una mayor educación de sus hijos. Esto, como se discutirá posteriormente, tiene importantes consecuencias de política educativa ya que *cualquier* medida destinada a promover más educación tiene un efecto de largo plazo ya que redundará en más educación para las generaciones futuras a cargo de individuos más educados.

Las distinciones entre *maxedu* y *edujefe*, si bien no del todo significativas, sugieren que el individuo mejor educado es quien determina la principal contribución al stock de capital humano, por lo menos en lo que se refiere a inducir a sus hijos a educarse. Dicho de otra manera, si el jefe tiene educación primaria y su cónyuge secundaria, la educación de este último explica mejor la probabilidad de asistencia escolar.

Por último, el modelo sugiere que, en forma similar a otros estudios para países occidentales, en hogares completos la educación de la *madre* es más relevante para explicar el fenómeno de escolaridad. Esto debe entenderse de la siguiente manera. Un año de educación adicional en los padres redundará en una menor probabilidad de deserción escolar si ese año adicional corresponde a la madre en vez del padre. Los coeficientes de *edumadre* son mayores y más significativos que los de *edupadre*, para todos los períodos estudiados. Este punto también tiene importantes consecuencias de política educativa.

*Efectos escala y de asignación intrafamiliar:* la inclusión de la variable hermanos intenta medir efectos de escala intrafamiliar. Es importante notar que las nociones de ingreso utilizadas captan parte del efecto ya que el ingreso relevante para la decisión es una noción *per capita*. Es decir, si todo el efecto escala proviniera a través del ingreso, no sería necesaria incorporar hermanos. Por ejemplo, la existencia de un hermano adicional que no genera ingresos debería verse traducida en un menor ingreso per capita disponible para educación.

La variable *hermanos* es siempre muy significativa, indicando que en lo que respecta a la decisión de estudiar (o de dejar de hacerlo) la cantidad de hermanos en la familia tiene un efecto que va más allá de reducir el ingreso per-capita disponible. El signo de esta variable es siempre negativo y significativo. La forma de entender este efecto es la siguiente, si hubiera un hermano adicional, esto tendría un efecto negativo sobre la probabilidad de estudiar, aun cuando exista alguna forma de compensar a la familia de modo que su ingreso per capita resulte inalterado. Este resultado puede tener varias lecturas. En primer lugar, puede pensarse que, otros factores constantes, el incremento en el número de hermanos genera una caída en la probabilidad de asistencia debido a problemas de congestión familiar, generalmente asociados a rendimientos marginales decrecientes por utilizar más intensivamente un recurso fijo (atención de los padres, lugar de estudio, etc.). Por otro lado, y como ocurre con el caso del efecto de que la pareja este legalmente casada, la cantidad de hermanos puede captar el efecto indirecto de otras variables relacionadas con ella. Por ejemplo, el hecho de que familias más pobres y menor educadas tiendan a tener mayor número de hijos puede hacer que algunos efectos de la pobreza sobre la educación no directamente captados por otras variables (como el ingreso y la educación de los padres) aparezcan a través del número de hermanos.

*Efectos genero y edad:* la variable sexo es siempre muy significativa y con signo negativo. En forma similar a algunos estudios anteriores (Marchionni y Sosa Escudero, 1999 y las referencias allí citadas), este resultado indica que en cualquier familia, independientemente de sus condiciones socioeconómicas, la probabilidad de deserción del hombre es mayor que la de la mujer. Posiblemente, frente a la necesidad de sacar a un hijo del

colegio para enviarlo al mercado laboral, la familia crea que el varón tiene mayores posibilidades de conseguir empleo (o de conseguir uno mejor remunerado) que la hija mujer. También puede tratarse de características culturales que hacen más proclive a la deserción al varón, o también de fenómenos de discriminación por género. En definitiva, este fenómeno puede deberse a diferentes causas, que resultan un importante tópico de investigación futura.

Con respecto a la *edad*, en todos casos presenta coeficientes negativos, indicando, como era de esperar, que la probabilidad de deserción aumenta significativamente con la edad del individuo.

#### *La decisión trabajar – estudiar*

El análisis exploratorio de los datos sugiere una estrecha relación entre ambas decisiones, lo cual se ve confirmado por el análisis anterior (ver cuadro 13). La estimación del coeficiente  $\rho$  en el modelo de la sección 5 da valores que oscilan entre 0.65 y 0.73. La estructura del modelo puede llevar a algunas confusiones respecto a la interpretación del coeficiente, que es necesario explicar claramente.

*Cuadro 13*  
*La decisión de trabajar y estudiar.*

Años	1990	1994	1998
Proporción de coincidencias*	82.04	83.19	85.82

\* (individuos que económicamente activos y que no asisten + individuos inactivos y que asisten) / total de individuos

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

El modelo estimado es un modelo en forma reducida, es decir, en donde las variables explicadas (decisión de trabajar y estudiar) son funciones de variables tomadas como exógenas para el análisis, tales como el número de hermanos, la edad y la educación de los padres. En forma diferente, un modelo estructural permite la interacción explícita entre variables endógenas y exógenas libremente. Por ejemplo, la decisión de estudiar podría ser una función de la decisión de trabajar. Desde el punto de vista del diseño de políticas, la forma reducida presenta la ventaja de asociar las variables exógenas a instrumentos de política sobre los cuales puede actuar el decisor a través de medidas sociales, económicas y educativas.

El modelo probit bivariado estimado contempla la posibilidad de que los factores no observables por el analista que afectan a la decisión de estudiar y trabajar estén correlacionados entre si. Entonces, la estimación de  $\rho$  no es una medida de la relación entre la decisión de trabajar y estudiar, sino una medida del grado de relación entre los efectos no observables que determinan la decisión de estudiar y trabajar. Supongamos, por ejemplo, que la educación de los padres fuera el único factor determinante de trabajar y estudiar, de modo que hijos con padres poco educados tenderían a dejar de estudiar y trabajar, y viceversa. En este caso es obvio que las decisiones de trabajar y estudiar se encuentran altamente correlacionadas ya que ambas dependen fundamentalmente de la educación. Pero también resulta cierto que los factores *no observables* que afectan estas decisiones podrían no presentar relación alguna entre si, ya que casi toda la relación entre ambas decisiones se debe a que ambas dependen fuertemente de la educación de los padres (que es observable).

Entonces, que la estimación de  $\rho$  sea cercana a 0.7 debe entenderse de la siguiente forma. Existen determinantes de la decisión de estudiar no relacionados con el ingreso, la educación de los padres o cualquier otra variable incluida en el modelo, que contribuyen a dar cuenta de la decisión de estudiar y trabajar y que se encuentran altamente relacionados. En forma dual puede decirse que las variables incluidas del modelo no son suficientes para dar cuenta de la alta relación observada entre ambas decisiones.

El hecho de que las decisiones se encuentren altamente relacionadas en forma negativa (en general, como se ilustrara en la sección 3, los alumnos que estudian tienden a ser inactivos) sugiere que el análisis no condicional de la decisión de estar económicamente activo debería ser simétrica a la de estudiar. Dicho de otra manera, que los factores que inducen positivamente a la escolaridad lo hagan negativamente a la decisión de participar del mercado laboral. Este es el resultado obtenido, el cual sigue en forma simétrica al descripto anteriormente.

## **7. Comentarios finales y direcciones de investigación futura**

Este trabajo presenta una descripción detallada del fenómeno de la escolarización y sus determinantes económicos y sociales. Los modelos estimados apuntan a echar luz a la pregunta fundamental planteada en la Introducción: ¿cómo es que los distintos factores estudiados interactúan en la decisión de estudiar? Este estudio representa un avance en las siguientes direcciones: 1) Revisa las teorías y los hechos estilizados existentes en búsqueda de hipótesis de trabajo verificables o refutables en la práctica, 2) Explora una compleja base de datos basada en información individual, sin suponer ningún tipo de agregamientos, 3) Propone una metodología precisa y fácilmente reproducible para el estudio de los determinantes de la escolarización, 4) Implementa dicha metodología a un caso concreto, extrayendo conclusiones para el mejor entendimiento de la problemática de la educación.

Si las limitaciones de ingresos de las familias fuesen el único determinante de la educación, la solución trivial al problema de la deserción escolar debería pasar exclusivamente por asignar mayores fondos a subsanar esta restricción. Este trabajo muestra claramente que la realidad es notoriamente más compleja, y que otros factores como la educación de los padres, la estructura familiar, el tamaño de la familia, o el género del hijo a educar cumplen un rol importante en la determinación de la decisión de educación. Este resultado sugiere que cualquier política orientada a disminuir la deserción escolar debería contemplar que existen importantes restricciones familiares que cumplen un rol fundamental en la escolaridad. En forma dual, puede pensarse que las políticas de subsidios deberían contemplar que independientemente de la escasez de recursos financieros para la educación, las familias difieren en cuanto a su estructura (educacional, cultural, etc.) y por lo tanto difiere también la potencia de las políticas de subsidios de acuerdo a estas diferencias. Por ejemplo, los resultados de este estudio sugieren que un subsidio otorgado a una familia completa (con padre y madre presente) tendría menor impacto sobre la posibilidad de deserción que uno de la misma magnitud otorgado a una joven proveniente de una familia con una madre sola.

Más precisamente, los resultados de esta investigación muestran que el fenómeno de deserción es más agudo en familias en donde los padres tienen menor educación, la madre tiene menor educación relativa que el padre, hay un mayor número de hermanos, los padres no están legalmente casados o el hogar no es completo. También es notable que, independientemente de estas características, la probabilidad de deserción de los varones es superior a la de las mujeres. Los modelos de elección binaria van ciertamente más allá de estas cuestiones cualitativas, y proveen una medida precisa del grado de importancia de cada uno de estos efectos sobre la probabilidad de escolaridad.

La obvia relevancia de los temas tratados en este estudio contrasta llamativamente con la escasez de trabajos publicados sobre los determinantes de la deserción escolar. Es por eso que este estudio puede verse como una primera aproximación al problema de la cuantificación del impacto de distintos determinantes socioeconómicos sobre la probabilidad de escolarización. Difícilmente un solo estudio pueda dar cuenta de todos los aspectos relevantes para abordar un tema tan relevante y urgente, por lo que se espera que las ideas, metodologías y resultados de este trabajo motiven investigaciones futuras que ahonden en la problemática abordada.

A tal efecto, existen varias líneas posibles de investigación futura:

1. Este estudio utiliza como punto de partida la educación secundaria, que es donde probablemente se den algunos de los aspectos más ricos de la interrelación entre características familiares y escolaridad. Una obvia dirección de investigación consiste en extender los resultados de este estudio a otros niveles, como la educación universitaria.
2. Varios de los resultados de este tipo de análisis chocan con la limitación natural de la calidad y cantidad de información disponible. Otra interesante línea de investigación consiste en enriquecer el análisis a través del estudio de otras fuentes de información sobre hogares, como la proporcionada por la Encuesta de Desarrollo Social, o la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares, las cuales si bien no permiten explorar la dimensión temporal del problema (existen una o dos ondas de cada una), permitirían incorporar información más detallada acerca de las características del hogar.
3. Así y todo, las encuestas mencionadas no son diseñadas específicamente para estudiar la problemática educativa. De modo que una importante línea de investigación consiste en desarrollar encuestas diseñadas con el propósito específico de estudiar este tipo de relaciones.
4. Los modelos estimados pueden ser apropiadamente utilizados para realizar ejercicios de simulación numérica, en donde el efecto hipotético de cambios en algunas características socioeconómicas pueda ser evaluado en términos de los cambios que estos inducen en las probabilidades de escolaridad.
5. Algunos resultados de este estudio llaman la atención sobre fenómenos de carácter marcadamente interdisciplinario. Por ejemplo, es importante entender porqué la educación de la madre es más

importante que la del padre, o cómo el tamaño de las familias incide negativamente en la escolaridad. El aporte de otros enfoques sociales complementarios y sustitutos al económico puede contribuir notoriamente al entendimiento de estos fenómenos.

6. Finalmente, los objetivos de este trabajo priorizan el uso de una tecnología estadística simple, de modo de enfatizar el uso de información novedosa con herramientas de fácil implementación e interpretación, reproducibles con información de rápida disponibilidad. Una línea de investigación fructífera consiste entonces en explorar metodologías más complejas que, sacrificando reproducibilidad, permitan explorar preguntas más específicas.

## 8. Referencias bibliográficas

- Averett and Burton, 1995, College Attendance and the College Wage Premium: Differences by Gender, *Economics of Education Review*, 15, 1, pp. 37-49.
- Becker, Gary S., 1965, "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, 75: 493-517.
- Becker, Gary S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press
- Becker, W., y Baumol, W. (eds.), 1996, *Assessing Educational Practices. The Contribution of Economics*, The MIT Press, Cambridge.
- Bryant, W., 1990, *The Economic Organization of the Household*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Deaton, A., 1997, *The Analysis of Household Surveys*, Baltimore: The Johns Hopkins University Press for the World Bank.
- Garasky, S., 1995, The Effects of Family Structure on Educational Attainment: Do the Effects Vary by the Age of the Child?, *American Journal of Economics and Sociology*, 51, 1.
- Gasparini, L., A. Fassio y D. Bonari, 1998, El Impacto Distributivo del Gasto en Educación en Mendoza, mimeo, Ministerio de Economía y Obras Públicas, Argentina.
- Gasparini, L. y Sosa Escudero, W., 1999, Assesing aggregate welfare: growth and inequality in Argentina, mimeo, Universidad Nacional de La Plata
- Greene, W., 1997, *Econometric Analysis*, 3ª edición, MacMillan, New York.
- Greene, W., 1999, Gender economics courses in liberal arts colleges: comment, mimeo, New York University.
- Hess, R. and K. Camera, 1979, Post Divorce Family Relationships as Mediating Factors in the Consequences of Divorce for Children, *Journal of Social Issues*, 35(4): 79-98.
- Horowitz, J., 1998, *Semiparametric Methods in Econometrics*, Springer, New York.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), 1997, *Encuesta Permanente de Hogares: Manual del Entrevistador*, Publicaciones del INDEC, Buenos Aires.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), 1997, *Encuesta Permanente de Hogares: Desarrollo Actual y Perspectivas*, Publicaciones del INDEC, Buenos Aires.
- Leibowitz, A., 1974, Home Investments in Children, in T.W. Schultz, ed., *Economics of the Family*, Chicago: University of Chicago Press, 1974.
- Loh, Eng Seng, 1996, Changes in Family Structure, Attained Schooling, and Adult Poverty Status, *Social Science Quarterly*, 77, Vol.1.
- Mincer, J., 1973, *Schooling, experience, and earnings*, New York, Columbia University Press.
- Montgomery Broaded, C. and Liu C., 1996, Family Background, Gender and Educational Attainment in Urban China, *The China Quarterly*.
- Nock, S., 1988, The Family and Hierarchy, *Journal of Marriage and the Family*, 50(4): 957-966.
- Pessino, Carola, 1995, Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993: From Hyperinflation to Stabilization, CEMA Working Paper 104. Buenos Aires, Argentina.
- Pitt, M. and Khandker, S., 1997, The Impact of Group Based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter?, mimeo, World Bank.
- Rodriguez, J., and Ablor, D., 1998, Asistencia a la Escuela y Participacion en el Mercado Laboral de Menores en el Peru entre 1985 y 1994, mimeo, Pennsylvania State University.
- Schultz, T., 1961, Investment in human capital, *American Economic Review*, 1-17.
- Smith, A., 1759, *The Theory of Moral Sentiments*, Reprint:Indianapolis, Liberty Classics.
- Sosa Escudero, W., 1999, *Temas de Econometría Aplicada*, Serie Trabajos Docentes No. 2, Universidad Nacional de La Plata.
- Sosa Escudero, W., y Marchionni, M., 1999, Household Structure, Gender, and the Economic Determinants of School Attendance in Argentina, mimeo, World Bank Working Paper.
- Tansel, A., 1997, Schooling Attainment, Parental Education and Gender in Cote D'Ivoire and Ghana, *Economic Education and Cultural Change*, 45(4), pp. 825-856.
- Torrado, S., 1998a, *Familia y Diferenciación Social. Cuestiones de Método*, Eudeba, University of Buenos Aires, Argentina.
- Torrado, S., 1998b, Las Jefas de Hogar Piden Políticas Específicas, *Diario Clarín*, Buenos Aires, 17 December, pp. 25.

Weiss, R., 1979, Growing Up a Little Faster: The Experience of Parental Structure During Childhood and Adolescence”, *Demography* 29(1): 59-68.

## Apéndice Estadístico

En este apéndice se presentan los cuadros con los resultados de las estimaciones de los modelos Probits Bivariados de escolaridad y trabajo descritos en la sección 6. Cada uno de los ocho modelos fue estimado para 1990, 1994 y 1998, y toda la información se presenta en los cuadros A1 al A4.

Cuadro A1: Modelos 1 y 2

Modelo	Variables	1990				1994				1998				
		Coef.	Err. Est	z	p	Coef.	Err. Est	z	p	Coef.	Err. Est	z	p	
1	<i>asiste</i>													
	sexo	-0.336	0.126	-2.668	0.008	-0.396	0.100	-3.969	0.000	-0.402	0.108	-3.726	0.000	
	edad	-0.173	0.035	-4.979	0.000	-0.165	0.027	-6.032	0.000	-0.367	0.035	-10.572	0.000	
	hermanos	-0.186	0.039	-4.809	0.000	-0.158	0.031	-5.152	0.000	-0.077	0.033	-2.315	0.021	
	lipcfd	-0.028	0.100	-0.281	0.779	0.151	0.085	1.770	0.077	0.135	0.075	1.815	0.070	
	maxedu	0.176	0.023	7.482	0.000	0.157	0.018	8.828	0.000	0.108	0.019	5.829	0.000	
	jmujer	-0.162	0.223	-0.723	0.469	-0.059	0.155	-0.379	0.704	-0.371	0.134	-2.761	0.006	
	constante	2.732	0.738	3.701	0.000	1.712	0.581	2.948	0.003	5.905	0.677	8.717	0.000	
	<i>trabaja</i>													
	sexo	0.533	0.130	4.102	0.000	0.615	0.102	6.035	0.000	0.441	0.108	4.092	0.000	
	edad	0.375	0.039	9.652	0.000	0.370	0.031	11.993	0.000	0.501	0.038	13.105	0.000	
	hermanos	0.140	0.041	3.404	0.001	0.109	0.031	3.479	0.001	0.073	0.034	2.157	0.031	
	lipcfd	0.288	0.102	2.832	0.005	0.043	0.085	0.503	0.615	-0.091	0.074	-1.221	0.222	
	maxedu	-0.095	0.022	-4.326	0.000	-0.085	0.017	-5.034	0.000	-0.065	0.018	-3.695	0.000	
	jmujer	0.320	0.222	1.445	0.148	0.215	0.151	1.424	0.155	0.268	0.138	1.949	0.051	
	constante	-8.183	0.833	-9.824	0.000	-6.798	0.638	-10.659	0.000	-8.705	0.736	-11.822	0.000	
	athrho	-0.940	0.114	-8.284	0.000	-1.058	0.091	-11.602	0.000	-0.774	0.085	-9.083	0.000	
	rho	-0.735	0.052			-0.785	0.035			-0.649	0.049			
	2	<i>asiste</i>												
		sexo	-0.336	0.126	-2.668	0.008	-0.391	0.100	-3.920	0.000	-0.405	0.108	-3.745	0.000
		edad	-0.173	0.035	-4.984	0.000	-0.165	0.027	-5.991	0.000	-0.368	0.035	-10.575	0.000
		hermanos	-0.186	0.039	-4.807	0.000	-0.158	0.031	-5.153	0.000	-0.088	0.034	-2.602	0.009
		lipcfd	-0.028	0.101	-0.274	0.784	0.153	0.086	1.789	0.074	0.130	0.075	1.745	0.081
maxedu		0.176	0.023	7.487	0.000	0.157	0.018	8.790	0.000	0.107	0.019	5.753	0.000	
monopar		0.025	0.372	0.067	0.947	-0.431	0.275	-1.566	0.117	-0.418	0.228	-1.834	0.067	
jmujer		-0.182	0.396	-0.460	0.646	0.319	0.287	1.110	0.267	-0.028	0.231	-0.121	0.904	
constante		2.729	0.740	3.686	0.000	1.703	0.582	2.926	0.003	6.003	0.681	8.812	0.000	
<i>trabaja</i>														
sexo		0.531	0.130	4.076	0.000	0.614	0.102	6.019	0.000	0.440	0.108	4.083	0.000	
edad		0.376	0.039	9.668	0.000	0.370	0.031	11.984	0.000	0.501	0.038	13.093	0.000	
hermanos		0.140	0.041	3.405	0.001	0.109	0.031	3.471	0.001	0.075	0.034	2.178	0.029	
lipcfd		0.305	0.103	2.965	0.003	0.041	0.085	0.483	0.629	-0.090	0.074	-1.206	0.228	
maxedu		-0.096	0.022	-4.349	0.000	-0.085	0.017	-4.994	0.000	-0.065	0.018	-3.678	0.000	
monopar		-0.555	0.398	-1.396	0.163	0.183	0.283	0.647	0.518	0.089	0.233	0.381	0.703	
jmujer		0.806	0.417	1.935	0.053	0.053	0.293	0.179	0.858	0.194	0.237	0.820	0.412	
constante		-8.276	0.839	-9.858	0.000	-6.794	0.638	-10.647	0.000	-8.721	0.737	-11.829	0.000	
athrho		-0.942	0.113	-8.311	0.000	-1.060	0.091	-11.593	0.000	-0.775	0.085	-9.072	0.000	
rho		-0.736	0.052			-0.786	0.035			-0.650	0.049			

Cuadro A2: Modelos 3 y 4

Modelo	Variables	1990				1994				1998				
		Coef.	Err. Est	z	p	Coef.	Err. Est	z	p	Coef.	Err. Est	z	p	
3	<i>asiste</i>													
	sexo	-0.337	0.126	-2.673	0.008	-0.393	0.100	-3.942	0.000	-0.404	0.108	-3.741	0.000	
	edad	-0.173	0.035	-4.986	0.000	-0.164	0.027	-5.984	0.000	-0.368	0.035	-10.584	0.000	
	hermanos	-0.184	0.039	-4.778	0.000	-0.161	0.031	-5.265	0.000	-0.088	0.034	-2.607	0.009	
	lipcfd	-0.025	0.101	-0.248	0.804	0.145	0.085	1.696	0.090	0.130	0.075	1.745	0.081	
	maxedu	0.176	0.023	7.533	0.000	0.156	0.018	8.769	0.000	0.107	0.019	5.757	0.000	
	monopar	-0.112	0.209	-0.535	0.593	-0.177	0.147	-1.202	0.230	-0.440	0.133	-3.316	0.001	
	constante	2.706	0.738	3.664	0.000	1.760	0.580	3.037	0.002	5.999	0.681	8.813	0.000	
	<i>trabaja</i>													
	sexo	0.533	0.130	4.104	0.000	0.615	0.102	6.029	0.000	0.439	0.108	4.074	0.000	
	edad	0.375	0.039	9.674	0.000	0.370	0.031	11.984	0.000	0.499	0.038	13.110	0.000	
	hermanos	0.132	0.041	3.216	0.001	0.109	0.031	3.479	0.001	0.076	0.034	2.212	0.027	
	lipcfd	0.291	0.102	2.855	0.004	0.040	0.085	0.467	0.641	-0.089	0.074	-1.199	0.231	
	maxedu	-0.099	0.022	-4.499	0.000	-0.085	0.017	-4.993	0.000	-0.065	0.018	-3.687	0.000	
	monopar	0.075	0.211	0.354	0.723	0.227	0.146	1.560	0.119	0.244	0.136	1.799	0.072	
	constante	-8.119	0.828	-9.805	0.000	-6.786	0.636	-10.664	0.000	-8.677	0.733	-11.832	0.000	
	athrho	-0.941	0.113	-8.314	0.000	-1.055	0.091	-11.581	0.000	-0.775	0.085	-9.070	0.000	
	rho	-0.736	0.052			-0.784	0.035			-0.650	0.049			
	4	<i>asiste</i>												
		sexo	-0.255	0.135	-1.893	0.058	-0.383	0.108	-3.544	0.000	-0.407	0.125	-3.267	0.001
edad		-0.171	0.036	-4.742	0.000	-0.157	0.029	-5.391	0.000	-0.412	0.042	-9.786	0.000	
hermanos		-0.188	0.042	-4.485	0.000	-0.150	0.033	-4.538	0.000	-0.044	0.038	-1.176	0.240	
lipcfd		-0.015	0.109	-0.138	0.890	0.060	0.095	0.628	0.530	0.193	0.089	2.177	0.029	
maxedu		0.177	0.026	6.899	0.000	0.160	0.020	7.954	0.000	0.094	0.022	4.203	0.000	
casado		0.035	0.212	0.165	0.869	0.426	0.159	2.675	0.007	0.540	0.154	3.517	0.000	
jmujer		-1.903	1.004	-1.895	0.058	-0.304	0.488	-0.622	0.534	0.043	0.370	0.115	0.908	
constante		2.577	0.802	3.215	0.001	1.662	0.634	2.623	0.009	6.018	0.794	7.577	0.000	
<i>trabaja</i>														
sexo		0.424	0.139	3.062	0.002	0.634	0.112	5.656	0.000	0.508	0.123	4.139	0.000	
edad		0.363	0.040	9.071	0.000	0.397	0.034	11.673	0.000	0.537	0.045	11.972	0.000	
hermanos		0.121	0.044	2.729	0.006	0.076	0.034	2.244	0.025	0.056	0.038	1.471	0.141	
lipcfd		0.285	0.109	2.610	0.009	0.080	0.096	0.832	0.406	-0.065	0.087	-0.744	0.457	
maxedu		-0.094	0.024	-4.002	0.000	-0.099	0.019	-5.092	0.000	-0.070	0.021	-3.300	0.001	
casado		-0.047	0.231	-0.202	0.840	-0.395	0.174	-2.277	0.023	-0.349	0.162	-2.151	0.031	
jmujer		1.706	0.764	2.232	0.026	-0.458	0.525	-0.873	0.383	-0.216	0.398	-0.542	0.588	
constante		-7.824	0.889	-8.803	0.000	-6.916	0.707	-9.776	0.000	-9.120	0.853	-10.692	0.000	
athrho		-0.880	0.117	-7.507	0.000	-1.013	0.098	-10.374	0.000	-0.769	0.098	-7.842	0.000	
rho		-0.706	0.059			-0.767	0.040			-0.646	0.057			

Cuadro A3: Modelos 5 y 6

Modelo	Variables	1990				1994				1998				
		Coef.	Err. Est	z	p	Coef.	Err. Est	z	p	Coef.	Err. Est	z	p	
5	<i>asiste</i>													
	sexo	-0.337	0.126	-2.673	0.008	-0.393	0.100	-3.942	0.000	-0.404	0.108	-3.741	0.000	
	edad	-0.173	0.035	-4.986	0.000	-0.164	0.027	-5.984	0.000	-0.368	0.035	-10.584	0.000	
	hermanos	-0.184	0.039	-4.778	0.000	-0.161	0.031	-5.265	0.000	-0.088	0.034	-2.607	0.009	
	liaaeed	-0.025	0.101	-0.248	0.804	0.145	0.085	1.696	0.090	0.130	0.075	1.745	0.081	
	maxedu	0.176	0.023	7.533	0.000	0.156	0.018	8.769	0.000	0.107	0.019	5.757	0.000	
	monopar	-0.112	0.209	-0.535	0.593	-0.177	0.147	-1.202	0.230	-0.440	0.133	-3.316	0.001	
	constante	2.706	0.738	3.664	0.000	1.760	0.580	3.037	0.002	5.999	0.681	8.813	0.000	
	<i>trabaja</i>													
	sexo	0.533	0.130	4.104	0.000	0.615	0.102	6.029	0.000	0.439	0.108	4.074	0.000	
	edad	0.375	0.039	9.674	0.000	0.370	0.031	11.984	0.000	0.499	0.038	13.110	0.000	
	hermanos	0.132	0.041	3.216	0.001	0.109	0.031	3.479	0.001	0.076	0.034	2.212	0.027	
	liaaeed	0.291	0.102	2.855	0.004	0.040	0.085	0.467	0.641	-0.089	0.074	-1.199	0.231	
	maxedu	-0.099	0.022	-4.499	0.000	-0.085	0.017	-4.993	0.000	-0.065	0.018	-3.687	0.000	
	monopar	0.075	0.211	0.354	0.723	0.227	0.146	1.560	0.119	0.244	0.136	1.799	0.072	
	constante	-8.119	0.828	-9.805	0.000	-6.786	0.636	-10.664	0.000	-8.677	0.733	-11.832	0.000	
	athrho	-0.941	0.113	-8.314	0.000	-1.055	0.091	-11.581	0.000	-0.775	0.085	-9.070	0.000	
	rho	-0.736	0.052			-0.784	0.035			-0.650	0.049			
	6	<i>asiste</i>												
		sexo	-0.340	0.123	-2.757	0.006	-0.385	0.098	-3.915	0.000	-0.399	0.108	-3.708	0.000
		edad	-0.151	0.034	-4.497	0.000	-0.164	0.027	-6.085	0.000	-0.362	0.034	-10.531	0.000
liaaeed		0.102	0.096	1.062	0.288	0.296	0.079	3.760	0.000	0.200	0.069	2.907	0.004	
maxedu		0.183	0.023	7.997	0.000	0.153	0.018	8.725	0.000	0.110	0.018	5.933	0.000	
monopar		0.043	0.205	0.211	0.833	-0.072	0.144	-0.498	0.619	-0.363	0.129	-2.825	0.005	
constante		1.222	0.658	1.858	0.063	0.620	0.528	1.174	0.240	5.289	0.613	8.632	0.000	
<i>trabaja</i>														
sexo		0.533	0.128	4.161	0.000	0.609	0.101	6.025	0.000	0.434	0.107	4.047	0.000	
edad		0.359	0.038	9.497	0.000	0.367	0.031	12.025	0.000	0.493	0.038	13.092	0.000	
liaaeed		0.206	0.098	2.102	0.036	-0.062	0.079	-0.793	0.428	-0.148	0.069	-2.131	0.033	
maxedu		-0.104	0.022	-4.830	0.000	-0.083	0.017	-4.948	0.000	-0.068	0.018	-3.838	0.000	
monopar		-0.026	0.208	-0.124	0.901	0.162	0.144	1.126	0.260	0.180	0.132	1.366	0.172	
constante		-7.070	0.749	-9.442	0.000	-5.971	0.581	-10.283	0.000	-8.069	0.669	-12.055	0.000	
athrho		-0.974	0.112	-8.668	0.000	-1.080	0.091	-11.887	0.000	-0.784	0.085	-9.190	0.000	
rho		-0.750	0.049			-0.793	0.034			-0.655	0.049			

Cuadro A4: Modelos 7 y 8

Modelo	Variables	1990				1994				1998				
		Coef.	Err. Est	z	p	Coef.	Err. Est	z	p	Coef.	Err. Est	z	p	
7	<i>asiste</i>													
	sexo	-0.352	0.126	-2.801	0.005	-0.404	0.100	-4.060	0.000	-0.398	0.108	-3.694	0.000	
	edad	-0.172	0.034	-5.023	0.000	-0.162	0.027	-5.915	0.000	-0.373	0.035	-10.696	0.000	
	hermanos	-0.194	0.038	-5.052	0.000	-0.157	0.031	-5.101	0.000	-0.093	0.033	-2.792	0.005	
	lipcfd	0.055	0.102	0.537	0.591	0.198	0.084	2.354	0.019	0.135	0.075	1.811	0.070	
	edujefe	0.142	0.022	6.360	0.000	0.135	0.017	7.798	0.000	0.096	0.018	5.270	0.000	
	monopar	-0.278	0.205	-1.360	0.174	-0.322	0.146	-2.197	0.028	-0.538	0.132	-4.063	0.000	
	constante	2.721	0.734	3.707	0.000	1.750	0.577	3.032	0.002	6.248	0.683	9.147	0.000	
	<i>trabaja</i>													
	sexo	0.577	0.132	4.355	0.000	0.617	0.102	6.022	0.000	0.434	0.107	4.044	0.000	
	edad	0.380	0.039	9.645	0.000	0.367	0.031	11.871	0.000	0.501	0.038	13.165	0.000	
	hermanos	0.150	0.042	3.606	0.000	0.104	0.032	3.292	0.001	0.080	0.034	2.357	0.018	
	lipcfd	0.330	0.105	3.144	0.002	0.030	0.084	0.355	0.722	-0.106	0.075	-1.417	0.157	
	edujefe	-0.102	0.022	-4.656	0.000	-0.084	0.017	-4.990	0.000	-0.053	0.017	-3.038	0.002	
	monopar	0.168	0.211	0.794	0.427	0.321	0.146	2.201	0.028	0.302	0.135	2.238	0.025	
	constante	-8.541	0.852	-10.030	0.000	-6.784	0.639	-10.614	0.000	-8.794	0.735	-11.969	0.000	
	athrho	-0.948	0.115	-8.262	0.000	-1.042	0.090	-11.546	0.000	-0.785	0.086	-9.170	0.000	
	rho	-0.739	0.052			-0.779	0.036			-0.656	0.049			
	8	<i>asiste</i>												
		sexo	-0.276	0.136	-2.021	0.043	-0.416	0.110	-3.774	0.000	-0.413	0.127	-3.261	0.001
		edad	-0.165	0.036	-4.550	0.000	-0.147	0.030	-4.953	0.000	-0.413	0.043	-9.674	0.000
		hermanos	-0.171	0.042	-4.039	0.000	-0.152	0.033	-4.567	0.000	-0.047	0.039	-1.220	0.222
		lipcfd	-0.002	0.113	-0.014	0.989	0.004	0.097	0.036	0.971	0.138	0.092	1.497	0.134
edupadre		0.074	0.028	2.679	0.007	0.081	0.022	3.710	0.000	0.040	0.025	1.594	0.111	
edumadre		0.124	0.030	4.196	0.000	0.117	0.024	4.990	0.000	0.084	0.026	3.235	0.001	
casado		0.137	0.207	0.663	0.507	0.403	0.162	2.481	0.013	0.490	0.153	3.195	0.001	
constante		2.269	0.799	2.838	0.005	1.673	0.641	2.609	0.009	6.228	0.808	7.703	0.000	
<i>trabaja</i>														
sexo		0.481	0.142	3.389	0.001	0.645	0.113	5.682	0.000	0.488	0.124	3.929	0.000	
edad		0.368	0.041	8.976	0.000	0.392	0.034	11.441	0.000	0.547	0.046	11.897	0.000	
hermanos		0.128	0.046	2.804	0.005	0.072	0.034	2.090	0.037	0.049	0.039	1.232	0.218	
lipcfd		0.336	0.115	2.930	0.003	0.122	0.099	1.234	0.217	-0.045	0.091	-0.496	0.620	
edupadre		-0.050	0.028	-1.807	0.071	-0.081	0.022	-3.610	0.000	-0.022	0.024	-0.898	0.369	
edumadre		-0.081	0.029	-2.781	0.005	-0.043	0.023	-1.867	0.062	-0.060	0.025	-2.413	0.016	
casado		-0.156	0.223	-0.699	0.485	-0.436	0.176	-2.478	0.013	-0.261	0.163	-1.603	0.109	
constante		-7.904	0.902	-8.764	0.000	-6.927	0.715	-9.690	0.000	-9.432	0.876	-10.764	0.000	
athrho		-0.876	0.120	-7.278	0.000	-1.010	0.099	-10.181	0.000	-0.752	0.099	-7.557	0.000	
rho		-0.705	0.061			-0.766	0.041			-0.636	0.059			