

¿QUÉ TANTO HAN CAMBIADO LAS DECISIONES DE LOS JÓVENES EN COLOMBIA EN LAS TRES ÚLTIMAS DÉCADAS?

Javier Báez R.*

RESUMEN

Las decisiones de los jóvenes colombianos en su primera etapa como individuos potencialmente independientes (entre los 25 y 35 años de edad) han cambiado en las tres últimas décadas. Buena parte de esas decisiones están asociadas a la condición de ser o no profesionales. Los resultados muestran que los jóvenes hoy prefieren relaciones conyugales como la unión libre y son mucho más propensos a las separaciones y al divorcio, especialmente los no profesionales. Los jóvenes actualmente tienden a conformar hogares más pequeños y tienen sus hijos a edades más adultas, sobre todo los profesionales. La brecha en los ingresos laborales entre las mujeres profesionales jóvenes y las no profesionales ha estado aumentando desde 1985. La igualación salarial entre géneros se ha presentado, pero solo entre los profesionales. El crecimiento de la escolaridad de las mujeres jóvenes en las tres últimas décadas ha sido muy superior al de los hombres, así como su participación laboral. Las funciones mincerianas de ingresos sugieren que la tasa de retorno educativa de los jóvenes entre 25 y 35 años se redujo a lo largo del período de estudio. La educación secundaria por sí sola no parece tener mayor influencia sobre los ingresos laborales de los jóvenes. Lo contrario sucede con la educación superior completa. Los movimientos migratorios de los jóvenes profesionales parecen obedecer a unas condiciones económicas más atractivas en los puntos receptores. Los modelos logit indican que el ingreso per cápita de los hogares de los jóvenes está relacionado directamente con la asistencia escolar de los niños a su cargo. Entre más hijos tengan los jóvenes, menor es la probabilidad de asistencia de cualquiera de ellos. Si alguno de los jóvenes jefes de hogar —o ambos— tiene educación superior completa,

* Realizó este trabajo durante su permanencia como profesor visitante en el Departamento de Economía de la Universidad del Norte. Agradece la asesoría y comentarios de Fabio Sánchez Torres, de la Facultad de Economía, Universidad de los Andes, y la colaboración en el procesamiento de la información estadística de Cesar Valencia y Paola Guzmán, estudiantes del Departamento de Economía, Universidad del Norte.

hay una mayor probabilidad asistencia escolar de sus hijos, especialmente en el nivel de secundaria. Esta probabilidad es un 40% más alta que la que pueden tener los hijos de los jóvenes que no son profesionales.

PALABRAS CLAVE: Ingresos de los hogares, tasas de retorno a la educación, ingresos por género, educación e ingresos.

CLASIFICACIÓN JEL: I20, J20, J31.

ABSTRACT

The decisions taken by young Colombians in their early years as potentially independent individuals (25 to 35 years of age) have changed during the last decades. A good part of these decisions have to do with attending college or not. The results show that young people today prefer conjugal relations such as free unions and are more prone to separations and divorce, especially those that are not college-educated. At present, young people tend to form smaller families and have their children at later ages, especially the college-educated. The gap in the labor incomes of young women with and without college training has been increasing since 1985. There has been an equalization of salaries between genders, but only among the college-educated. Schooling and labor force participation among young women have increased much more than those of men in the last three decades. The Mincerian income functions suggest that the rate of return of education form young people between the ages of 25 and 35 decreased through the period under study. Secondary education by itself does not appear to have much influence on the labor incomes of young people. The opposite occurs with a completed college education. Migration by young professionals appears to be a response to more attractive economic conditions at the point of destination. Logit models indicate that per capita income in the households of young people has a positive correlation with school attendance of children. The more children young people have, the lower the probability of school attendance of any one of them. If a young head of a household – or both – has completed his/her college education, there is a higher probability that their children will attend school, especially secondary school. This probability is 40% higher than that of the children of young people who have not attended college.

KEY WORDS: Household incomes, rate of return of education, incomes by gender, education and incomes

JEL CLASSIFICATION: I20, J20, J31.

INTRODUCCIÓN

Con el paso del tiempo se ha hecho más usual la idea de que los jóvenes han ido modificando continuamente su estilo de vida y que ello ha alterado considerablemente sus patrones de comportamiento, así como sus gustos y preferencias. Parece muy claro que los jóvenes de hoy asumen unas responsabilidades y retos bien diferentes a aquellos que enfrentaron los jóvenes unas décadas atrás. Muchos de los jóvenes actuales se inclinan por alcanzar una independencia económica a más temprana edad. En consecuencia, en las dos últimas décadas, un número creciente de jóvenes –especialmente mujeres– prefieren matricularse en estudios de educación superior y consolidar una profesión. Las características y decisiones de este grupo, cuyo comportamiento parece seguir la regla de “primero carrera y luego familia”, no solo se reflejan en su participación laboral, en sus perfiles ocupacionales, en sus niveles salariales o en su inversión en capacitación, sino también en su estado civil, en la edad a la que se casan, en el tipo de unión que desean, en la selección de sus cónyuge, en el número de hijos y en sus niveles educativos, en sus patrones de gasto y consumo y, en general, en la composición y estructura de sus hogares.

En un artículo reciente, Sánchez y Núñez (2001) hacen un detallado análisis de los cambios operados en las decisiones tomadas por las diferentes generaciones colombianas en varios aspectos: composición de los hogares, asistencia escolar, inversión y acumulación de capital humano, educación y tasas de rentabilidad, participación laboral femenina y salarios laborales. Para tal fin, los autores utilizaron una herramienta conocida como “técnica de cohortes”, implementada a partir de la información proveniente de las diferentes etapas de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) durante el período 1976 - 1998.

La metodología propuesta en ese trabajo y la ausencia de estudios a nivel nacional que, con un soporte cuantitativo, muestren

los cambios en las últimas décadas en algunas de las decisiones de los jóvenes y los efectos de estas en sus hogares, así como el ajuste de este grupo a los choques económicos, motivaron la realización del presente trabajo. Vale la pena, sin embargo, advertir algunos aspectos de su alcance. En primer lugar, este documento debe entenderse como una primera aproximación al tema bajo estudio. El análisis es, en su mayor parte, de carácter descriptivo y, si bien es posible identificar algunas tendencias y comportamientos interesantes, no se profundiza en el porqué de algunas de las razones que las pueden explicar. En realidad, este documento es la primera etapa de un trabajo de investigación sobre las decisiones de los jóvenes en Colombia, que se piensa continuar con un análisis dinámico más riguroso.

En segundo lugar, es necesario mencionar que el estudio se concentró en el grupo de jóvenes en su primera etapa profesional: aquellos entre los 25 y 35 años de edad, discriminando entre los que tienen educación superior completa y los que no, así como su género. El trabajo, con información de las etapas de septiembre y diciembre de las ENH, hace un análisis estático para los jóvenes objetivo entre 1977 y 2000, divididos en algunos de los ejercicios estadísticos realizados en cinco grupos, así: 1977-1979, 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 y 1995-2000.

El trabajo consta de cuatro secciones. En la primera se describen los cambios observados en el estado civil de la población juvenil en Colombia en las tres últimas décadas, así como en aspectos del hogar, tales como el número de miembros, el número de hijos y los perfiles de edad en los que deciden formar sus familias. En la segunda sección se presentan unos índices que permiten examinar los perfiles de ingresos laborales reales de los jóvenes y su participación laboral. En la tercera sección se calculan los niveles de escolaridad de los jóvenes y se estiman unas funciones de ingresos para cuantificar las tasas de retorno educativas y los

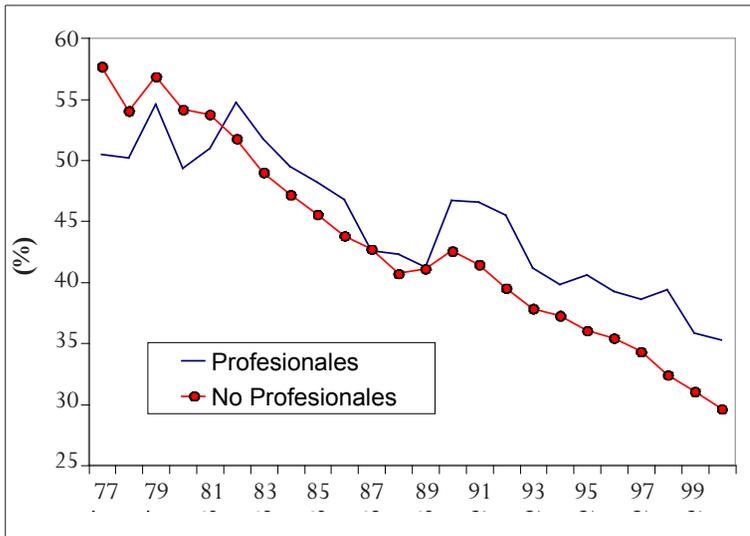
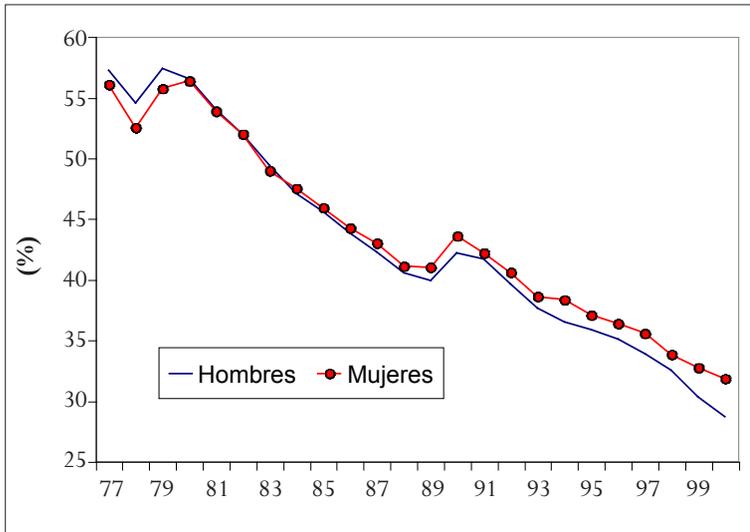
efectos de aspectos como el sexo, la experiencia, la educación por niveles, la jornada laboral y los movimientos migratorios. En la cuarta sección se incluyen los resultados de los modelos logit, que permiten estudiar algunos elementos de los hogares conducidos por jóvenes, que están asociados a la asistencia escolar de sus hijos. Por último, se incluyen las conclusiones del estudio y unos anexos con información estadística complementaria.

I. ESTADO CIVIL Y ASPECTOS DE LA FAMILIA

A. Estado civil de los jóvenes

En esta parte se describen los principales cambios que se observan para los jóvenes en la primera etapa de su carrera en aspectos como el estado civil, el número de miembros por hogar, el número de hijos y la edad a la que empiezan a formar una familia. Los cálculos se realizaron para el período 1977-2000 sobre los jóvenes entre 25 y 35 años de edad, diferenciando, en la mayoría de los casos, por género y por la condición de ser o no profesionales. En algunos ejercicios, en aras de una mayor precisión y como se detallará más adelante, se excluyeron aquellos jóvenes que no son cabeza de familia.

Como se desprende de los datos presentados en el cuadro del Anexo 1 e ilustrados, la proporción de jóvenes solteros, tanto hombres como mujeres, permaneció relativamente estable durante todo el período, aunque se nota un leve aumento para los primeros y los profesionales. No obstante, tal como se ilustra en el Gráfico 1, un cambio muy marcado ha sido la reducción de jóvenes casados, tanto por sexos como por nivel educativo. Aproximadamente, el 57% de los hombres y mujeres jóvenes en 1977 estaban casados. Para el año 2000, sin embargo, ese número se redujo a cerca de 30%. El sentido y la magnitud del cambio es muy semejante si se analizan la condición civil de los jóvenes profesionales frente a la de los no profesionales.



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 1. Proporción de jóvenes casados, por género y nivel educativo, 1977-2000

Dado que la proporción de jóvenes solteros no se ha modificado considerablemente, ¿cuál es el estado civil que ha ganado predominancia entre los jóvenes? La respuesta la suministra la información contenida en el Gráfico 2. En primer lugar, se nota un evidente aumento de más de tres veces en la proporción de jóvenes de ambos sexos sosteniendo un estado conyugal en unión libre, pasando de alrededor de 9% a 28% entre 1977 y 2000. Pese a que la evolución de esta característica es similar entre sexos, cabe mencionar que en todos los años es superior la proporción de jóvenes de sexo masculino bajo unión libre. Diferenciando entre profesionales y no profesionales, es posible identificar también un aumento de la convivencia de los jóvenes en unión libre, aunque en este caso es mucho más clara la superioridad de este tipo de relación entre los jóvenes que no alcanzaron educación superior. De este modo, mientras el 30,7% de los jóvenes no calificados vivían en unión libre, tan solo el 6% de los profesionales mantenían este tipo de relación con su cónyuge. Esto sugiere que este tipo de convivencia, pese a haber ganado importancia entre los jóvenes en los últimos años, es menos atractiva entre los más educados, los cuales parecen mantener un más largo período de soltería y, una vez se deciden a vivir en pareja, prefieren un estado conyugal más formal.

En segundo lugar, como se muestra igualmente en el Gráfico 2, se ha presentado también un indudable aumento de las separaciones matrimoniales y divorcios entre los jóvenes, situación que es aún mas fuerte entre las mujeres con respecto al observado entre los hombres, así como entre los jóvenes que no tienen una carrera profesional frente a los que sí alcanzan educación superior.

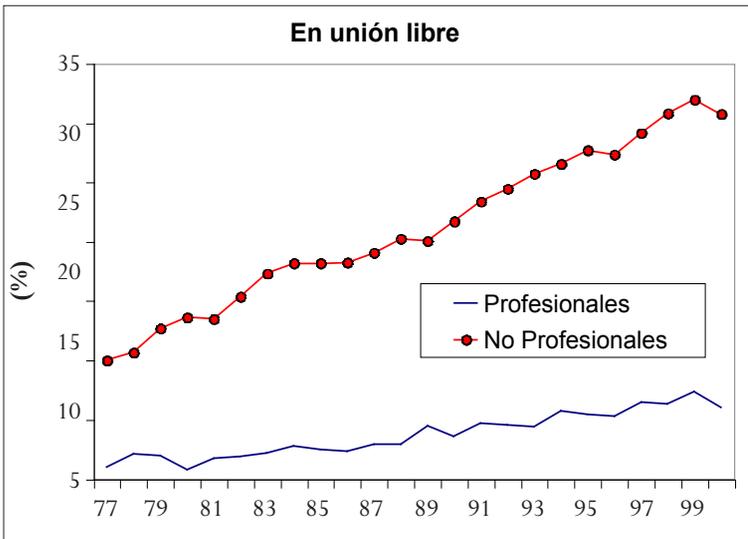
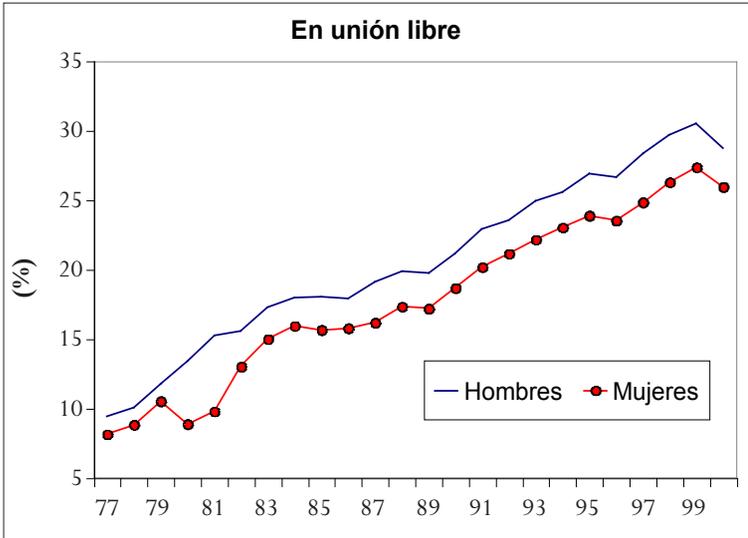
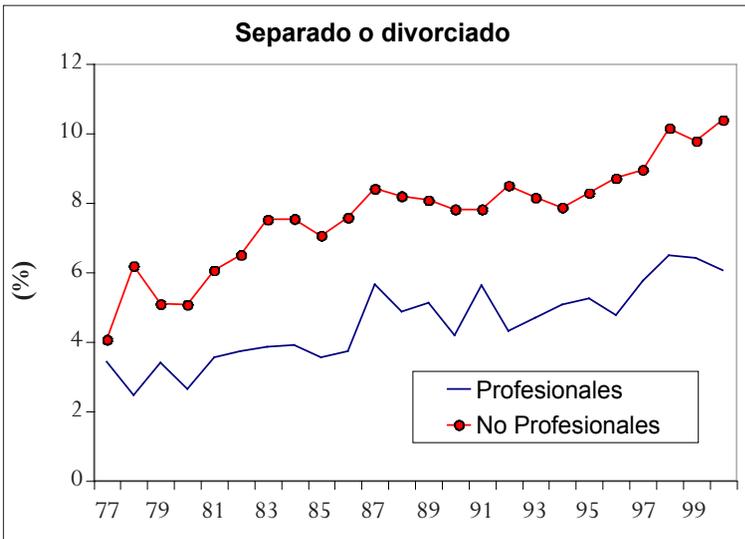
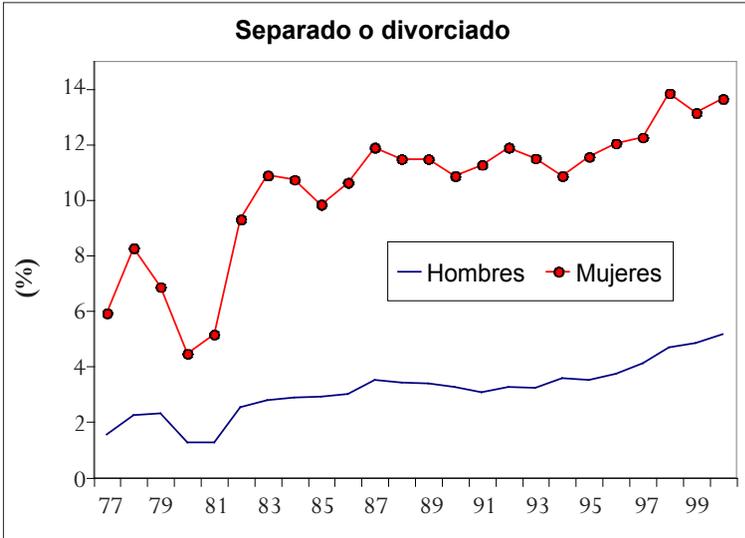


Gráfico 2a. Proporción de jóvenes en unión libre y separados o divorciados, por género y nivel educativo, 1977-2000



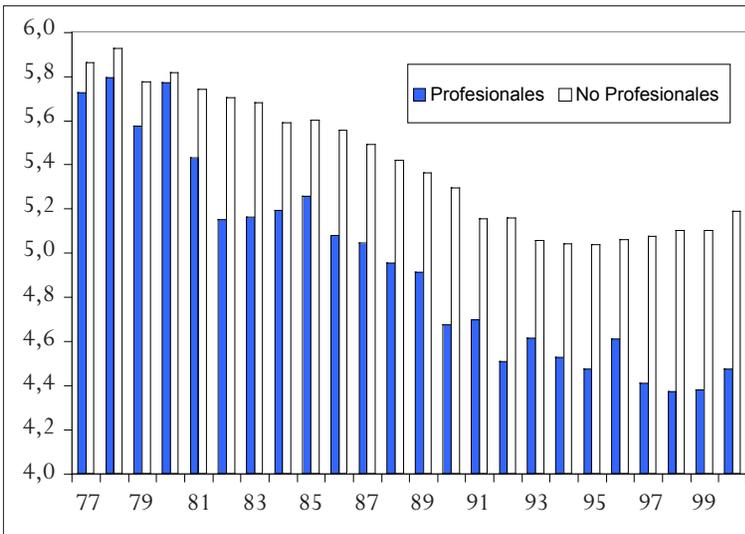
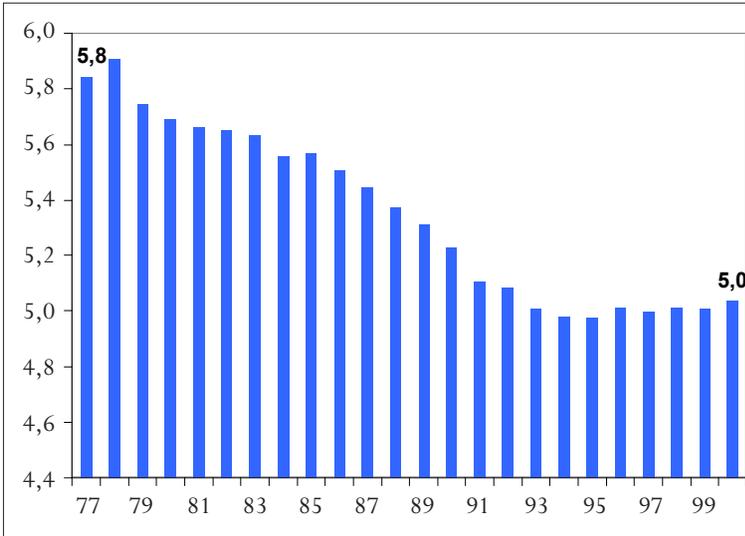
Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000

Gráfico 2b. Proporción de jóvenes en unión libre y separados o divorciados, por género y nivel educativo, 1977-2000

B. Composición del hogar

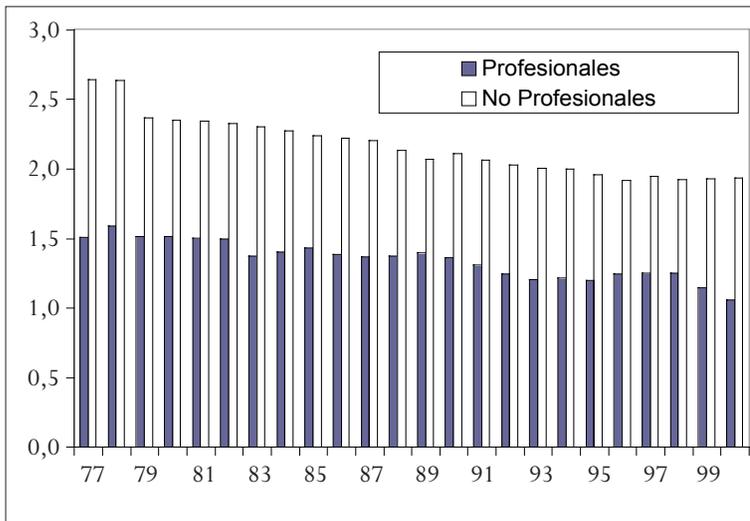
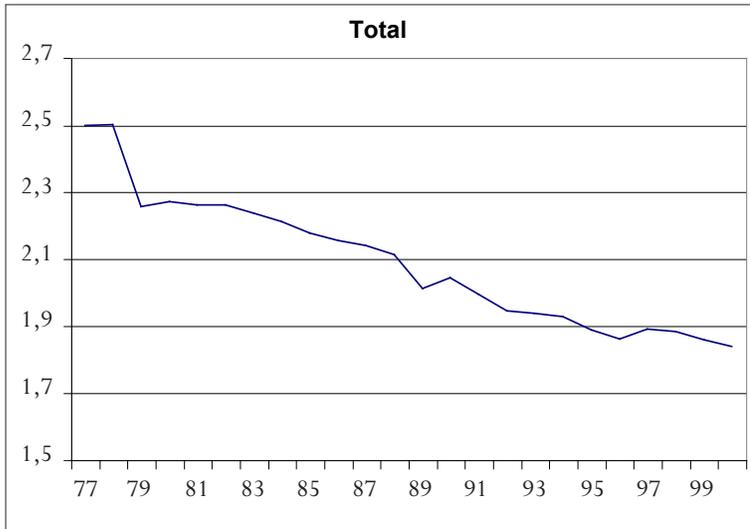
Otra característica descubierta es la reducción en el tamaño promedio de los hogares a los que pertenecen los jóvenes —y en general de todos los hogares en Colombia— en las tres últimas décadas, bien sea que ellos sean dependientes o cabeza de familia. Considerando el número de personas en el hogar, el Gráfico 3 permite observar como entre 1977 y 2000 los hogares en los cuales ellos conviven han reducido su dimensión en cerca de una persona, de 5,8 a 5,0. Esta situación también se presenta si se separan a los jóvenes según hayan culminado o no una carrera de educación superior. Los profesionales no solo pertenecen a hogares históricamente más pequeños sino que, a su vez, en esos hogares la reducción en el número de sus miembros ha sido mucho mayor comparada con la de los hogares de los no profesionales. Así, para aquellos, el tamaño promedio se redujo de 5,8 a 4,4 personas por hogar en el mismo período, mientras para los no profesionales la reducción fue de 5,9 a 5,2.

Los jóvenes actualmente pertenecen a hogares más pequeños, al tiempo que los hogares que ellos mismos conducen se han igualmente reducido. Si bien es necesario advertir que este es un análisis estático durante un lapso de tiempo y para un grupo específico, se puede concluir que los jóvenes que son jefes de hogar o cónyuges, al menos en el intervalo de edad estudiado, han decidido hoy tener menos hijos que antes. Este es un rasgo que, como se muestra a continuación, es más evidente para aquellos que poseen educación superior completa. Los datos que se muestran en el Gráfico 4 indican que, en general, los jóvenes antes de alcanzar los 35 años tenían 2,5 hijos en promedio en 1977, cifra que se reduce a 1,8 para el año 2000. Esta reducción también está presente si se examinan por separado a los profesionales y a los no profesionales, aunque cabe destacar que el promedio de hijos por hogar en estos últimos es de casi el doble frente al de los primeros.



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 3. Tamaño promedio de los hogares de los jóvenes, total y por nivel educativo, 1977-2000 (Número de personas por hogar)

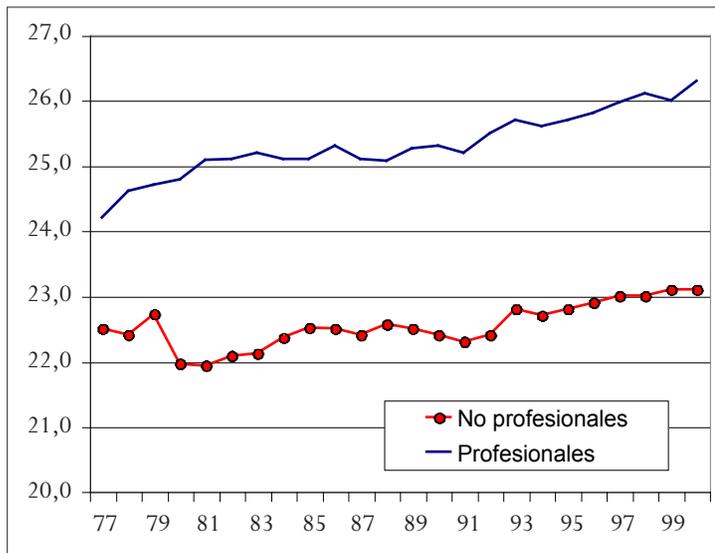
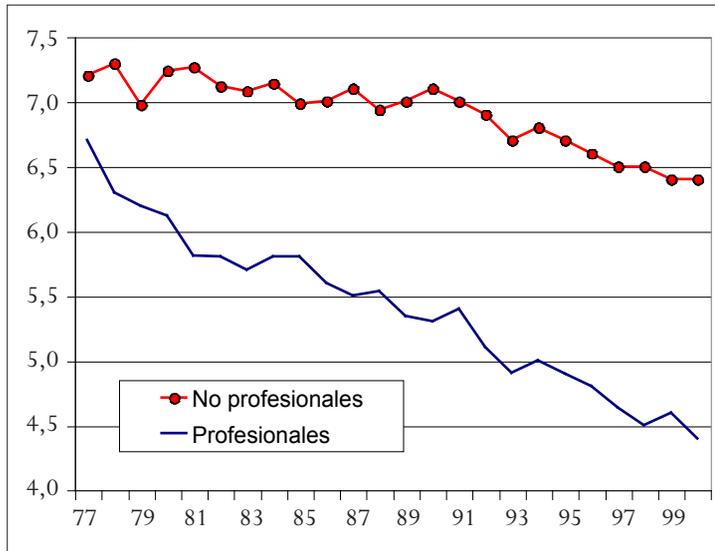


Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 4. Número promedio de hijos de los jóvenes cabeza de hogar, total y por nivel educativo, 1977-2000

Los resultados descritos anteriormente se refuerzan cuando se observan los cálculos relacionados con la edad promedio de los hijos de los jóvenes y la edad promedio a la que éstos suelen tener su primer hijo, lo cual se muestra en el Gráfico 5. Como se puede observar, ambos indicadores sugieren que los jóvenes, pero especialmente los profesionales, prefieren en la actualidad tener sus hijos cuando son un poco más adultos. Es así como, por ejemplo, en 1977, una persona no profesional tenía su primer hijo a los 22,5 años de edad; mientras que, en 2000, este mismo valor correspondió a 23,1, es decir, cerca de medio año después. El cambio que se ha presentado en el caso de los profesionales es mucho más evidente.

En 1977 era de esperar que ellos tuvieran su primer hijo a los 24,2 años de edad; casi 25 años después, esta cifra ha aumentado en poco más de dos años, ubicándose en 26,3. Este comportamiento entre los jóvenes de conformar hogares más pequeños y decidirse a tener hijos más tarde puede obedecer a varias razones. Por un lado, está la tendencia, asociada a la transición demográfica, hacia una menor fecundidad entre las parejas jóvenes, elemento que se ve fortalecido por los avances médicos y la mayor disponibilidad de métodos de planificación familiar. También puede deberse a un mayor deseo de los jóvenes, sobre todo de aquellos que deciden matricularse en la universidad, a consolidar primero una carrera profesional y luego una familia. Este punto es bastante cierto en el caso de las mujeres jóvenes, que, como veremos más adelante, han elevado considerablemente su escolaridad, su participación laboral y su inserción al mercado de trabajo, lo que las conduce a posponer su maternidad y sus decisiones de formar familia. Así mismo, los jóvenes, como se ha podido mostrar, conviven actualmente en relaciones más abiertas y menos formales, aspecto que también puede estar asociado a que ellos prefieran tener sus hijos a edades más adultas.



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 5. Edad promedio de los hijos de los jóvenes cabeza de hogar y edad promedio a la que tienen su primer hijo, por nivel educativo, 1977-2000

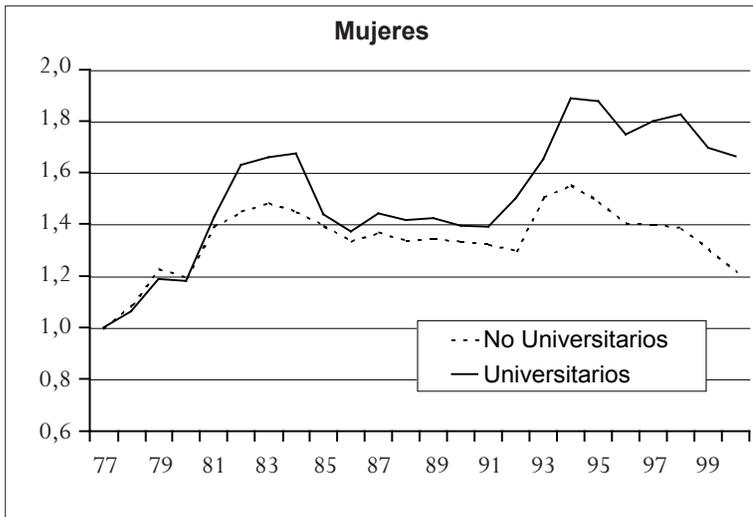
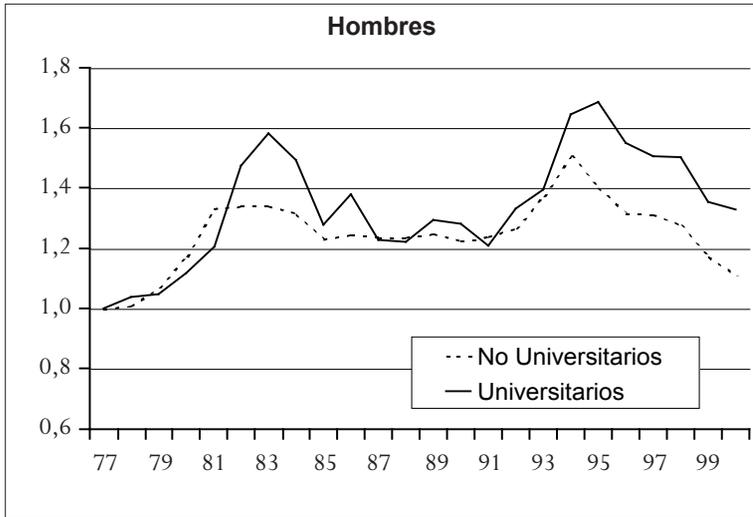
II. PERFILES DE INGRESOS Y PARTICIPACIÓN LABORAL

El objeto principal de esta sección es construir, a través de unos indicadores de carácter descriptivo, los perfiles de ingresos de los jóvenes entre los 25 y 35 años de edad. Los resultados se presentan diferenciados por género y entre aquellos que son profesionales y los que no tienen educación superior completa. El período analizado comprende nuevamente el intervalo de 1977 a 2000. Todos los ingresos laborales se deflactaron a pesos constantes de 2000.

El Gráfico 6 muestra el índice de salarios laborales reales para los hombres y mujeres, según si son profesionales o no. En el caso de los hombres, la evolución del índice sugiere que los ingresos por trabajo de los jóvenes profesionales y no profesionales ha seguido un comportamiento bastante similar: un aumento hasta 1983, seguido por un descenso hasta 1991, alcanzando niveles similares a los de 1981, de nuevo un incremento hasta el año de 1994 para los no profesionales (1995 para los profesionales), culminando con un vertiginoso descenso del índice para ambos grupos en la segunda mitad de la década de los noventa. Del mismo modo, la situación descrita se ajusta bastante bien a lo acontecido para las mujeres jóvenes, advirtiendo que la reducción del índice es un poco menor para las jóvenes profesionales en la última parte del período analizado con respecto a las no profesionales y a los jóvenes hombres en general.

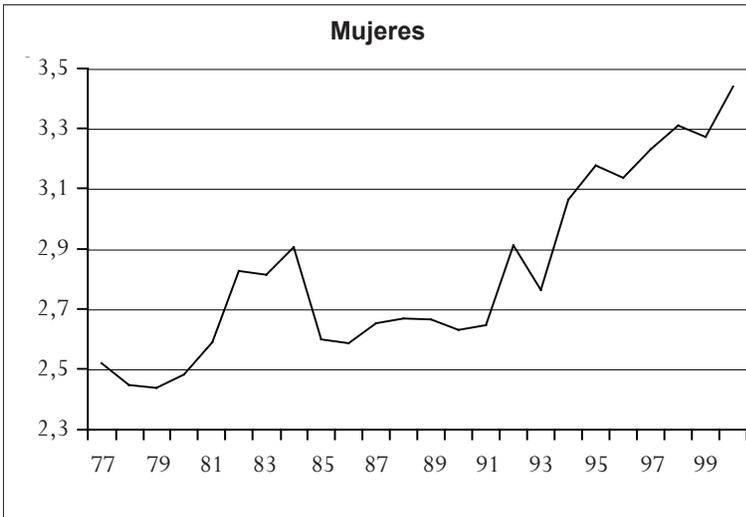
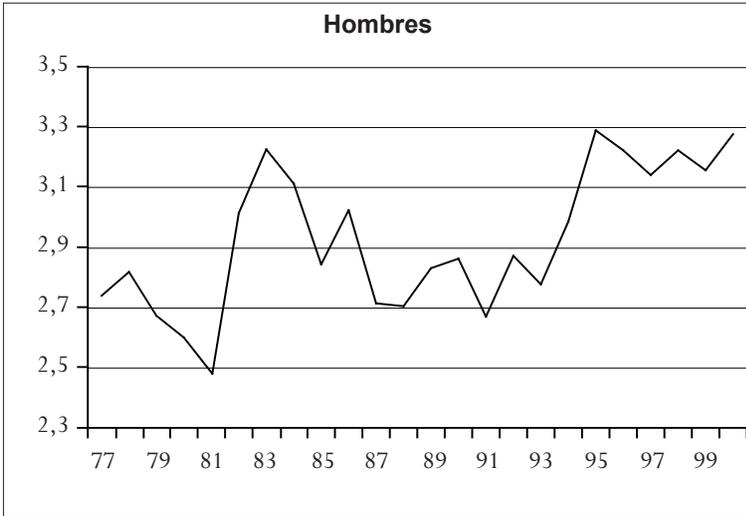
Los resultados enunciados anteriormente parecen presentar, en cierta medida, alguna consistencia con lo acontecido en el ciclo económico del país en los años de estudio y, más específicamente, con la tendencia de la tasa de desempleo de estos grupos poblacionales.¹

¹ En el Anexo 6 se presenta la relación entre la tasa de desempleo y el índice de salarios laborales reales por subgrupos. Como se puede observar, la relación inversa es un poco más sólida para los jóvenes no profesionales de ambos sexos.



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 6. Índice de salarios laborales reales para jóvenes universitarios y no universitarios por género, 1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 7. Salarios laborales relativos de los jóvenes universitarios frente a los no universitarios por género, 1977-2000

Por su parte, la evolución de los ingresos laborales reales de los jóvenes profesionales frente a los no profesionales difiere según el sexo que se examine. En los hombres jóvenes, como se desprende de la información presentada en el Gráfico 7, las diferencias de ingresos entre uno y otro grupo tendieron a aminorarse durante el período 1983-1992, comportamiento que se ha revertido continuamente desde 1993. Por ejemplo, en 1992 un hombre joven con educación superior recibía, en promedio, 2,6 veces los ingresos de un joven no profesional, relación que creció en el año 2000 a 3,3 veces. Si se toma en consideración lo descrito previamente, la razón de ese incremento en la divergencia radica más en una menor disminución relativa de los ingresos laborales de los jóvenes más preparados, en relación con la experimentada por los menos calificados durante la crisis económica y de empleo de la última mitad de la década de los noventa en el país.²

En el caso de las mujeres jóvenes, como lo muestra el índice, es indudable que la brecha en los ingresos entre aquellas que son profesionales y las que no lo son ha aumentado ininterrumpidamente desde 1985. Es así como mientras en 1985 una joven profesional tenía ingresos 2,6 veces superiores a los de una joven sin carrera universitaria, para el año 2000 esa proporción se elevó a casi 3,5.

Además de las razones que operan en la explicación del comportamiento de los perfiles de ingresos de los hombres, es necesario agregar que la escolaridad –como ya se mostró– y la

² La evidencia empírica para el caso nacional indica que la contribución de todos los tipos de mano de obra al alto nivel de desempleo no es homogénea. Por el contrario, se ha podido establecer que el trabajo menos calificado ha soportado en mayor medida los cambios estructurales de la economía y del mercado de trabajo, caracterizada por una reducción en la demanda de trabajo con bajos niveles educativos. Pese a ello, también se ha podido establecer que la baja en la demanda de ese tipo de trabajo en la segunda mitad de los noventa tampoco ha sido compensada en su totalidad con mano de obra de alta calificación. Véase José Antonio Ocampo, Fabio Sánchez y Camilo Tovar, “Cambio estructural y deterioro laboral: Colombia en la década de los noventa”, en *Coyuntura Económica*, N° 78, 1999.

participación laboral de las mujeres jóvenes ha crecido notablemente en las tres últimas décadas en el país. Como se muestra en el Gráfico 8, la incorporación de las mujeres jóvenes al mercado de trabajo colombiano, tanto profesionales como no profesionales, ha experimentado un crecimiento extraordinario.³ Por citar un ejemplo, obsérvese como en 1977 el 68% de las jóvenes con educación superior completa estaban empleadas o buscando trabajo, cifra que sube a casi 96% en 2000. De igual manera, la participación de las jóvenes no profesionales pasó de 45% a 76%, comportamiento que contrasta con la estabilidad que se identifica para el grupo de jóvenes no profesionales.

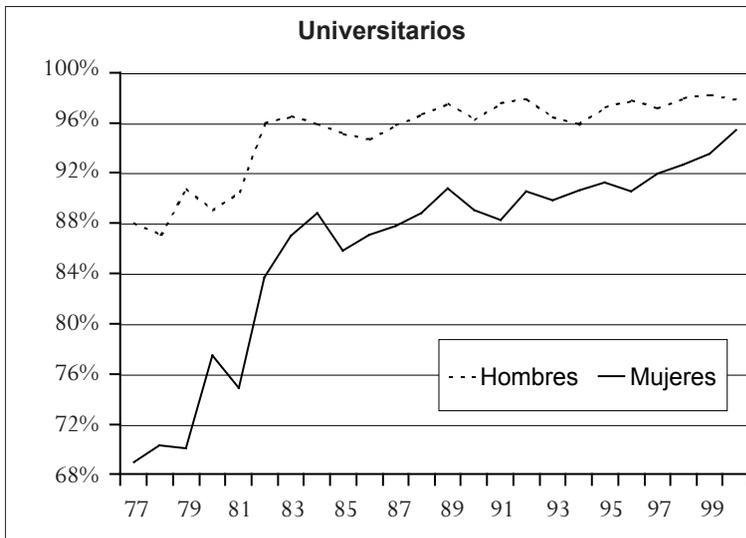
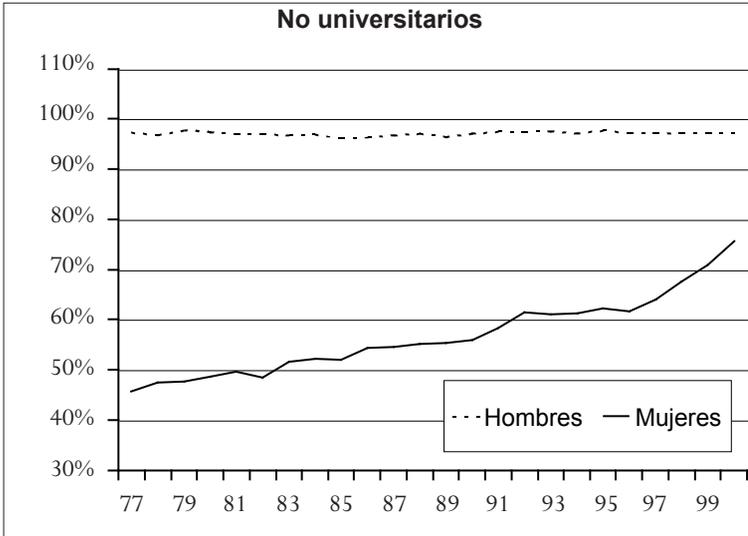


Gráfico 8a. Tasa de participación laboral entre géneros para el mismo nivel educativo, 1977-2000

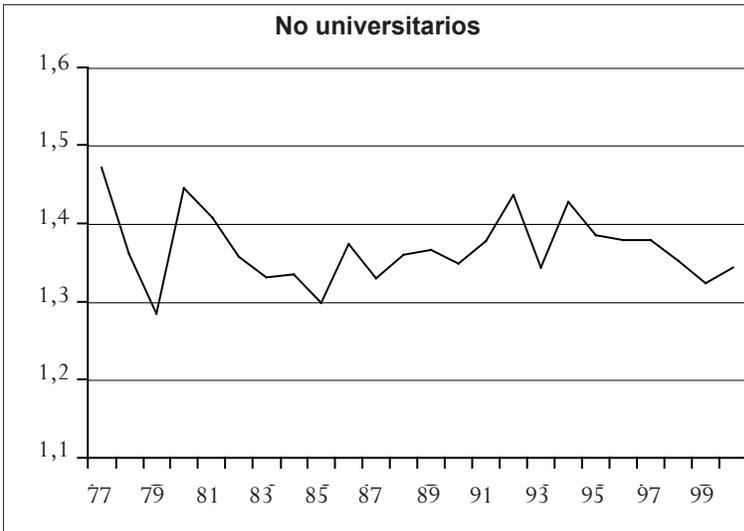
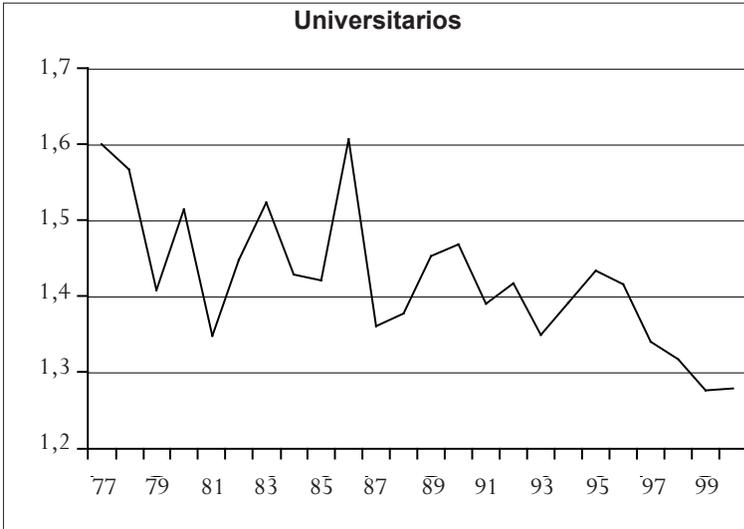
³ Para un análisis detallado de la evolución de la participación laboral femenina en Colombia, véase Rocío Ribero y Claudia Meza, “Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995”, en *Archivos de Macroeconomía*, No. 63, DNP, Unidad de Análisis Macroeconómico, Bogotá, agosto, 1997.



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 8b. Tasa de participación laboral entre géneros para el mismo nivel educativo, 1977-2000

Por último, es interesante observar como la interacción de los aspectos estudiados hasta ahora, entre otros, conduce a una de las principales conclusiones del trabajo: la tendencia hacia una igualación salarial de los jóvenes entre sexos. Esto, como se ilustra en el índice incluido en el Gráfico 9, es especialmente cierto para los jóvenes más calificados. En 1977, por ejemplo, los hombres jóvenes tuvieron ingresos superiores en cerca de un 60% frente a los que recibieron las mujeres jóvenes, superioridad que se redujo a menos de la mitad (28%) para el año 2000. En el caso de los no profesionales, pese a que si se comparan los extremos se podría hablar de una disminución en las diferencias salariales por género, el movimiento cíclico del índice no permite extraer una conclusión muy precisa.



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

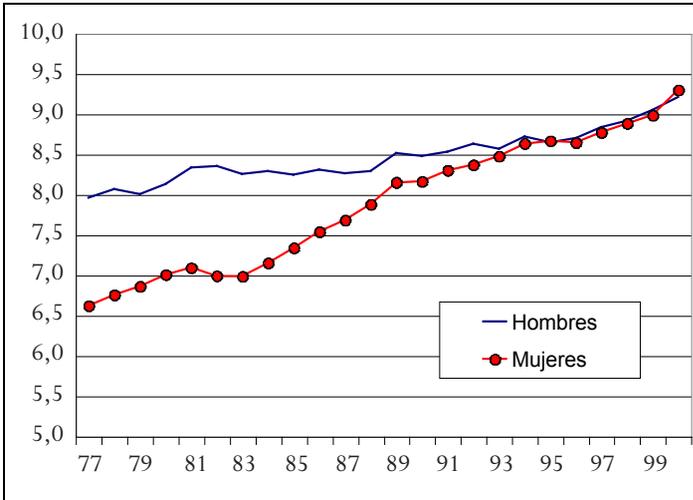
Gráfico 9. Salarios laborales relativos de jóvenes entre géneros
(hombre/mujer) para el mismo nivel educativo, 1977-2000

Combinando los dos resultados anteriores, es posible señalar que solo las jóvenes con título profesional tienen más probabilidades de percibir ingresos similares a los de sus semejantes del sexo opuesto, mientras que para las jóvenes no profesionales esta probabilidad aparentemente es mucho menor. De este modo, es entre profesionales que los salarios de los jóvenes hombres y mujeres parecen converger.

III. CAPITAL HUMANO Y TASAS DE RENTABILIDAD EDUCATIVA

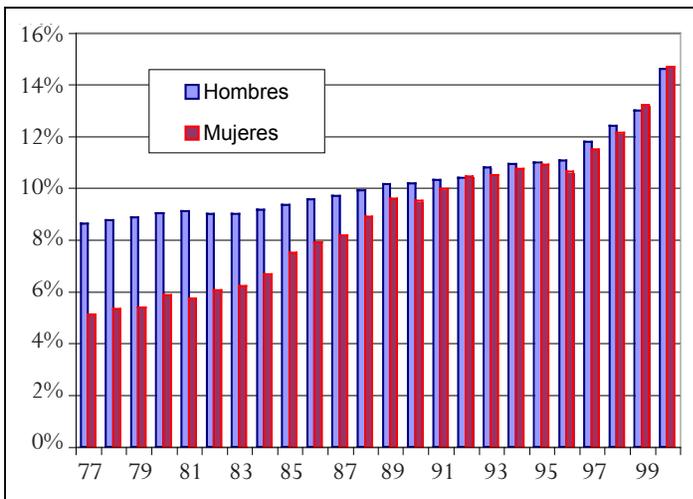
Entre 1977 y 2000, la escolaridad de los jóvenes hombres aumentó tan solo en 1,4 años, pasando de 7,9 a 9,3 años de educación, en promedio. El ritmo observado implica que se necesitarán al menos 30 años para que este grupo alcance, en promedio, los 11 años requeridos para completar la educación primaria y secundaria. Por su parte, y como se deduce de los datos estimados, el crecimiento de la escolaridad de las mujeres jóvenes es más destacado: creció de 6,6 en 1977 a 9,3 en 2000. Este aumento, que equivale a cerca del doble del experimentado por los hombres, indica que, como se observa en el Gráfico 10, mujeres y hombres han equiparado su escolaridad.

Algunos cálculos complementarios permiten dar más solidez a la afirmación de que en el país las mujeres jóvenes han alcanzado niveles de calificación semejantes a los que ostentan los hombres jóvenes. Así, por ejemplo, mientras el 8,6% de los hombres entre 25 y 35 años de edad tenían educación superior completa en 1977, el valor para las mujeres del mismo grupo era de 5,1%. Para el año 2000 esa cifra se eleva a 14,6% para los hombres y a 14,7% para las mujeres, valor incluso superior, aunque levemente, para estas últimas.



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 10. Escolaridad promedio para los jóvenes por género, 1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Gráfico 11. Jóvenes con educación superior completa, por género, 1977-2000

Para estimar la tasa de rentabilidad de la educación y observar su evolución en las últimas décadas, se estimó un modelo tipo Mincer en una versión spline o ampliada. La especificación utilizada relaciona el logaritmo de los ingresos de los jóvenes entre 25 y 35 años de edad⁴ –que se encontraban ocupados al momento de la encuestas– en función de sus respectivos años de educación, una expresión cuadrática de la experiencia, las horas trabajadas y unas variables binarias para ver los efectos del sexo, la educación por niveles (secundaria y superior) y los movimientos migratorios. La siguiente es la expresión que describe el modelo empírico estimado para cada uno de los cinco subgrupos que abarcan el período 1977-2000:

$$\text{Log}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Esc}_i + \beta_2 \text{HT}_i + \beta_3 \text{Exp} + \beta_4 \text{Exp}_i^2 + \sum_k \beta_k \text{Dum}(\gamma_k) + \sum_j \beta_j \text{Dum}(\phi_j) \quad (1)$$

donde:

Y es el ingreso laboral mensual

Esc corresponde a los años de educación

HT son las horas trabajadas semanalmente

Exp son los años de experiencia laboral

γ es un vector de variables dummy que miden el nivel educativo del joven para educación secundaria y superior

ϕ es un vector de variables dummy que mide algunas características del joven como el sexo y la migración.

Los resultados sugieren que la tasa de retorno educativa ha estado disminuyendo a lo largo de todo el horizonte de análisis, pasando de 0,13 para el grupo 1977-1979 a 0,08 para el grupo

⁴ Todos los ingresos laborales mensuales totales de los trabajadores fueron actualizados a pesos constantes de 2000.

1995-2000 (ver Cuadro 1). Esto puede explicarse, en parte, por los aumentos constantes en la oferta laboral de jóvenes con mayor nivel de educación, aspecto que es especialmente cierto en el caso de las mujeres.

Cuadro 1

Estimación de funciones mincerianas de ingreso para los jóvenes, 1977-2000

Variable dependiente: Logaritmo de los ingresos mensuales																
Variables dependientes	1977-1979			1980-1984			1985-1989			1990-1994			1995-2000			
	Coef	Pr	Sig													
C	10,3847	0,000	*	10,6296	0,000	*	10,6572	0,000	*	10,8880	0,000	*	10,7794	0,000	*	
Escolaridad	0,1387	0,000	*	0,1123	0,000	*	0,1031	0,000	*	0,0915	0,000	*	0,0875	0,000	*	
Dummy para sexo	0,2931	0,000	*	0,2720	0,000	*	0,2640	0,000	*	0,2688	0,000	*	0,0096	0,000	*	
Horas trabajadas	0,0088	0,000	*	0,0082	0,000	*	0,0079	0,000	*	0,0080	0,000	*	0,04089	0,000	*	
Experiencia	0,0417	0,000	*	0,0534	0,000	*	0,0518	0,000	*	0,0385	0,000	*	-0,0007	0,000	*	
Experiencia2	-0,0004	0,039	*	-0,0008	0,000	*	-0,0008	0,000	*	-0,0005	0,000	*	0,2490	0,000	*	
Dummy secundaria	-0,0549	0,017	*	-0,0159	0,056	**	-0,0304	0,000	*	-0,0446	0,000	*	-0,0550	0,000	*	
Dummy superior	0,0775	0,093	**	0,3506	0,000	*	0,3194	0,000	*	0,4010	0,000	*	0,4910	0,000	*	
Dummy migración	0,0447	0,032	*	0,0372	0,000	*	0,0375	0,000	*	0,0582	0,000	*	0,1021	0,000	*	
R ²	0,41			0,40			0,38			0,37			0,38			
No. de observaciones	16.463			71.895			112.221			116.613			109.832			

Nota: (*) Significancia estadística hasta un 5% de confianza (**) Significancia estadística hasta un 10% de confianza.

Coefficientes calculados utilizando mínimos cuadrados ordinarios.

Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Como se puede observar, la variable dicotómica para el sexo, con una alta significancia estadística, arrojó resultados interesantes. El signo sugiere que para los jóvenes empleados pertenecientes a todos los subgrupos desde 1977-1979 hasta 1990-1994, el hecho de ser hombre parecía tener un efecto positivo importante sobre los ingresos laborales; sin embargo, para el grupo perteneciente al intervalo 1995-2000, dicho efecto se disminuye de tal manera que es casi nulo. Esto puede sugerir que progresivamente los niveles salariales entre los jóvenes se han ido equiparando entre géneros,

comportamiento que puede obedecer a los mayores niveles educativos de las mujeres, así como su mayor participación laboral y su ocupación en posiciones laborales de mayor importancia, elementos que reducen las posibilidades de discriminación salarial.

Los signos obtenidos para la expresión cuadrática de la experiencia fueron los esperados. El efecto de ella sobre los ingresos de los jóvenes que se encuentran empleados se puede describir por una función cóncava, que para el caso de las edades relevantes del grupo de población bajo estudio puede aproximarse más a un efecto lineal positivo⁵: a mayor experiencia, mayores ingresos laborales, aunque con incrementos marginales decrecientes.⁶ A su vez, la magnitud de la influencia de las horas trabajadas sobre los ingresos parece permanecer constante a lo largo de todo el período de análisis, excepto para la muestra estadística del período 1995-2000.

Limitando el análisis estrictamente a los coeficientes estimados a través de las variables dummy para la educación por niveles, se puede concluir que la educación secundaria no tiene mayor influencia sobre los ingresos laborales de los jóvenes entre 25 y 35 años de edad. Más aún, su signo y su magnitud indican que en promedio los jóvenes que tienen hasta educación secundaria ganan en promedio un 3% menos que los demás. Por el contrario, la característica de poseer una educación superior completa ejerce un gran efecto positivo sobre los ingresos de los jóvenes. En promedio, durante todo el período de estudio, aquellos con educación completa de este nivel recibieron un 32% más en ingresos y remuneraciones

⁵ Lo que equivale a evaluar el efecto para los jóvenes sobre la parte creciente de la función cóncava que describe la relación de la experiencia y los ingresos, dado que a las edades de la población bajo estudio la primera derivada de la función estimada es positiva.

⁶ Se puede observar cómo la segunda derivada de la función por la cual se aproxima el efecto de la experiencia es negativa.

con relación al resto, superioridad que alcanzó incluso un valor pico, en las estimaciones para el subgrupo 1995-2000, de 49%. Es también importante notar que el efecto incremental de la educación universitaria sobre los ingresos de los jóvenes ha ido en constante ascenso entre 1977 y 2000, especialmente, como se observa, en la década de los noventa.⁷

Por último, según los coeficientes estimados para la variable binaria que mide la migración, puede decirse que los movimientos migratorios de los jóvenes parecen responder a unas condiciones económicas más atractivas en los puntos receptores. En otras palabras, una vez que se ha controlado todo lo demás, las jóvenes migrantes, en los diferentes grupos,⁸ reciben ingresos superiores (por ejemplo cerca de un 10% más en la estimación del grupo 1995-2000), aspecto que puede estar asociado a la mayor movilidad laboral que caracteriza a los jóvenes frente a otros grupos demográficos. Algunos ejercicios econométricos adicionales permiten señalar que este fenómeno es bastante claro y robusto para los jóvenes con educación universitaria completa –sobre todo en el caso de los hombres, grupo normalmente con mayor movilidad– y muy débil para los demás.

⁷ Existe una amplia y sólida evidencia que indica que en la segunda mitad de la década de los noventa se ha presentado en el país una clara recomposición de la demanda laboral hacia el trabajo calificado en detrimento de la demanda por trabajo no calificado. Véase Fabio Sánchez y Jairo Núñez, “Descomposición de la desigualdad del ingreso laboral urbano en Colombia: 1976-1997”, en *Archivos de Macroeconomía*, DNP, junio, 1998; José Antonio Ocampo, *et. al.*, “Cambio estructural y deterioro laboral: Colombia en la década de los noventa”, en *Coyuntura Económica*, No. 78, 1999; Santiago Montenegro y Ximena Peña, “Labor Reforms, Macroeconomic Imbalances and Unemployment in Colombia”, en *Documento CEDE*, 99-14, Universidad de los Andes, septiembre, 1999; Javier Báez, “Employment Inequalities in the Nineties in Colombia: Who Are The More Vulnerable and Why”, en *Coyuntura Social*, Fedesarrollo, No. 25, noviembre, 2001.

⁸ Se clasificaron como migrantes aquellas personas que no habían nacido en el lugar de la encuesta y que tenían un período de permanencia en ese lugar inferior a los tres años.

IV. DETERMINANTES DE LA ASISTENCIA ESCOLAR DE LOS HIJOS

El objeto de esta sección es estudiar algunos aspectos del hogar, así como de las características propias de las personas, que pueden estar asociadas con la asistencia escolar de los hijos de los jóvenes entre 25 y 35 años de edad. Para ello se seleccionaron de las encuestas a aquellos jóvenes que eran jefes de hogar o cónyuges del jefe y a sus hijos en edad escolar. Las estimaciones se corrieron para los mismos cinco subgrupos definidos en la sección anterior, que abarcan el período 1977-2000, usando la información de los hijos e incluyendo algunas variables de sus padres. Se excluyeron de las observaciones a aquellos niños para los cuales no fue posible establecer una relación clara de parentesco con el jefe de hogar o con su cónyuge (hijos de parientes o hijos de empleados del servicio doméstico).

La base teórica del modelo estimado parte de la maximización de una función de utilidad para cada individuo, que incluye la educación como uno de los bienes de la canasta, sujeto a una restricción presupuestal de ingresos, tiempo y precios relativos. Las demandas óptimas para cada uno de los bienes que determinan la función de utilidad se obtienen de resolver las condiciones de primer orden del problema de optimización.

La demanda óptima por educación de un individuo con un comportamiento racional puede describirse por:

$$E = f(IF, R_s, P_c, P_e, w, r) \quad (2)$$

La ecuación (2) plantea que la asistencia escolar está relacionada directamente con el ingreso familiar (IF) y con la tasa de retorno educativa (R_s), e inversamente asociada con respecto a los precios de los demás bienes de la canasta de consumo (P_c), los costos educativos (P_e), con respecto al salario (w), que en cierta medida

representa el costo de oportunidad de adquirir capital humano, y con el precio o costo de uso del capital (y).⁹ La decisión final resulta del análisis comparativo entre el beneficio marginal de un año adicional de educación y su costo marginal.

El modelo empírico se estimó corriendo unas funciones econométricas de probabilidad de asistencia tipo Logit para los niveles de educación primaria y secundaria,¹⁰ descritas por las ecuaciones (3) y (4) respectivamente:

$$\Pr (AsisEsc = 1 \mid 6 \leq edad \leq 13, 1 Escol \leq 5, jefe_h = joven_{edad25-35}) = f(CI, CH) \quad (3)$$

$$\Pr (AsisEsc = 1 \mid 12 \leq edad \leq 19, 6 Escol \leq 11, jefe_h = joven_{edad25-35}) = f(CI, CH) \quad (4)$$

La asistencia se define en relación con un vector CI de características propias del individuo (años de edad, sexo) y un vector CH de condiciones socioeconómicas del hogar del individuo (ingreso per cápita del hogar, horas trabajadas, número de personas en el hogar, número de niños menores, indicador de NBI en dependencia económica, vivienda y servicios públicos, así como una variable dummy para identificar a los jefes que tienen educación superior completa).¹¹

Los resultados econométricos, resumidos en los Cuadros 2 y 3, son más sólidos cuando se modela la asistencia en educación secundaria frente a los obtenidos para la educación primaria. Dada la provisión casi universal de esta última en el país, la asistencia en

⁹ Los signos de las primeras derivadas de la función 2 con respecto a cada una de las variables son: $\frac{\partial U}{\partial F} > 0, \frac{\partial U}{\partial R_E} > 0, \frac{\partial U}{\partial P_C} < 0, \frac{\partial U}{\partial P_E} < 0, \frac{\partial U}{\partial w} < 0, \frac{\partial U}{\partial r} < 0$

¹⁰ No se definió un modelo para la asistencia en educación superior, debido a que son muy pocos los casos en los que los jóvenes hasta 35 años de edad tienen hijos educándose a ese nivel.

¹¹ Es conveniente anotar que la precisión del modelo está limitada, dado que hay otras variables que influyen en la asistencia escolar (oferta educativa privada y pública, la rentabilidad esperada, las condiciones del mercado laboral, la distancia del hogar al centro educativo, entre otras) que no fueron incluidas, algunas por no aparecer en la ENH y otras por no ajustarse al modelo de corte transversal desarrollado.

este nivel no parece verse muy afectada por las variables definidas en la especificación del modelo.

Cuadro 2

Modelo Logit de asistencia escolar en educación primaria para hijos de los jóvenes, 1977-2000

Variable dependiente: Binaria para asistencia escolar en primaria															
Variables dependientes	1977-1979			1980-1984			1985-1989			1990-1994			1995-2000		
	Coef	Pr	Sig												
C	7,7580	0,000	*	7,4655	0,000	*	7,8331	0,000	*	5,1351	0,000	*	6,9567	0,000	*
Edad	-0,4319	0,000	*	-0,4036	0,000	*	-0,4337	0,000	*	-0,1886	0,000	*	-0,3737	0,000	*
Sexo	0,2653	0,254		-0,1360	0,028	*	-0,1048	0,039	*	-0,1324	0,100	**	-0,2736	0,001	*
Ingreso per cápita hogar	0,0000	0,358		0,0000	0,000	*	0,0000	0,000	*	0,0000	0,000	*	0,0000	0,000	*
Niños menores	-0,2816	0,017	*	-0,2375	0,000	*	-0,2710	0,000	*	-0,1475	0,003	*	-0,2567	0,000	*
Indicador NBI	-0,4316	0,176		-0,3897	0,235		-0,3367	0,134		-0,3995	0,242		-0,3877	0,145	
Dummy joven universitario	-0,2760	0,294		0,2671	0,468		0,3756	0,090	**	0,1706	0,138		0,3557	0,077	**
Media var. dependiente	0,9515			0,9666			0,9651			0,9533			0,9597		
McFadden R ²	0,2470			0,2015			0,1892			0,1765			0,1820		
Observaciones	17,550			33,668			48,331			36,813			31,918		

Nota: (*) Significancia estadística hasta un 5% de confianza (**) Significancia estadística hasta un 10% de confianza.

Coefficientes calculados utilizando regresiones de modelos binarios basados en una distribución logística.

Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

Cuadro 3

Modelo Logit de asistencia escolar en educación secundaria para hijos de los jóvenes, 1977-2000

Variable dependiente: Binaria para asistencia escolar en secundaria															
Variables dependientes	1977-1979			1980-1984			1985-1989			1990-1994			1995-2000		
	Coef	Pr	Sig												
C	8,0556	0,000	*	1,1761	0,000	*	1,1285	0,000	*	8,9359	0,000	*	9,6863	0,000	*
Edad	-0,4286	0,000	*	-0,6162	0,000	*	-0,5987	0,000	*	-0,4427	0,000	*	-0,4982	0,000	*
Sexo	0,9564	0,000	*	-0,2740	0,000	*	-0,1979	0,000	*	-0,1280	0,026	*	-0,1120	0,030	*
Ingreso per cápita hogar	0,0000	0,080	**	0,0000	0,000	*	0,0000	0,000	*	0,0000	0,009	*	0,0000	0,036	*
Niños menores	-0,0089	0,095	**	-0,1244	0,017	*	-0,1617	0,000	*	-0,1939	0,000	*	-0,1418	0,001	*
Indicador NBI	-0,3876	0,087	**	-0,3245	0,082	**	-0,2234	0,092	**	-0,2955	0,081	**	-0,3516	0,051	*
Dummy joven universitario	0,1017	0,689		0,2629	0,009	*	0,3275	0,008	*	0,3048	0,057	**	0,4029	0,005	*
Media var. dependiente	0,7667			0,8456			0,8735			0,8890			0,8782		
McFadden R ²	0,2326			0,2113			0,2119			0,2050			0,2255		
Observaciones	1,520			8,964			14,554			14,244			16,383		

Nota: (*) Significancia estadística hasta un 5% de confianza (**) Significancia estadística hasta un 10% de confianza.

Coefficientes calculados utilizando regresiones de modelos binarios basados en una distribución logística.

Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

La mayoría de coeficientes estimados arrojaron los signos esperados.¹² La edad está negativamente asociada con la asistencia en ambos niveles, pues la probabilidad de permanencia en el sistema se reduce a medida que el niño crece, dado que es probable que se presente deserción o repitencia, que la transición entre niveles esté limitada por las características de la oferta educativa o que la necesidades del hogar lo conviertan en una mano de obra de primer orden. Por su parte, la influencia del sexo es en cierta medida ambigua. Los hijos varones de los jóvenes parecieron tener una mayor probabilidad de asistencia, tanto en primaria como en secundaria, en el período 1977-1979. No obstante, para las estimaciones de los grupos desde 1980 hasta 2000, el signo se invierte, sugiriendo una mayor probabilidad de asistencia para las hijas de los jóvenes.

El ingreso per cápita de los hogares influye de manera positiva en la asistencia de los niños a cargo. En el mismo sentido, unas condiciones socioeconómicas adversas en el hogar, aproximadas a través del índice compuesto de NBI, aparecen afectando la asistencia educativa.

A mayor número de niños menores presentes en los hogares en jefatura de jóvenes, menor es la probabilidad de que alguno de esos niños, elegido aleatoriamente, esté matriculado en una institución educativa. Como veremos más adelante, los hogares conducidos por jóvenes con más bajos ingresos poseen una cantidad más alta de niños menores con relación al total de miembros del hogar. A mayor número de miembros de hogar en edad no laboral, la restricción presupuestal per cápita y la canasta de consumo máxima posible se reducen. Es así como, partiendo, por ejemplo, de los resultados para el período 1995-2000, un menor adicional puede reducir en un 25% la probabilidad de asistencia escolar de alguno de los niños del hogar.

¹² En un modelo de respuesta dicotómica, como el logit, la interpretación del valor de los coeficientes es poco útil.

Por último, es claro el efecto que la educación del jefe y su cónyuge puede tener sobre la asistencia. Este aspecto se midió a través de una variable dummy que recoge la condición de si el joven y/o la cónyuge tienen educación superior completa. Si alguno de ellos o ambos son profesionales, en cuyo caso la variable dicotómica toma el valor de uno, como lo muestran los resultados, existe una mayor probabilidad de que sus hijos asistan a un plantel educativo, especialmente en el nivel de secundaria. Eso quiere decir que a mayor educación de los padres, en este caso padres jóvenes, mayor es el aseguramiento de la transmisión de capital humano a sus descendientes. De acuerdo con los resultados de las estimaciones para el grupo de hijos de jóvenes en edad escolar para secundaria en el período 1995-2000, si alguno o ambos padres tienen educación superior, la probabilidad de asistencia de sus hijos es un 40% mayor que la que tendrán los hijos de los jóvenes que no son profesionales.

CONCLUSIONES

Pese a que este es un trabajo en gran parte descriptivo, con cálculos y ejercicios estadísticos muy simples, es posible encontrar varios aspectos interesantes que confluyen hacia un mismo punto: muchas decisiones de los jóvenes colombianos en su primera etapa como individuos independientes (entre 25 y 35 años de edad) han cambiado y buena parte de esas decisiones están asociadas a la condición de ser o no profesionales. Lo que sigue es preguntarse: ¿en qué aspectos se ha modificado especialmente su comportamiento?

En términos del estado civil, se pudo establecer que, si bien la proporción de jóvenes solteros es similar en las tres últimas décadas, hay una clara preferencia hacia las relaciones conyugales menos formales, como la unión libre y, por ende, una menor inclinación hacia el matrimonio. Adicionalmente, los jóvenes de hoy son mucho

más propensos a las separaciones y al divorcio. Se pudo observar que ambas características son mucho más evidentes en el caso de los jóvenes que no tienen educación superior.

El tamaño medio de los hogares a los que pertenecen los jóvenes se ha reducido, tanto para aquellos que son dependientes como los independientes económicamente. En 1977, los jóvenes cabeza de familia, antes de cumplir los 35 años, tenían ya 2,5 hijos en promedio, valor que disminuye a 1,8 en el 2000. Además, los jóvenes no profesionales, antes de los 35 años, tienen casi el doble de hijos que los profesionales. En general los jóvenes actualmente tienden a conformar hogares más pequeños y se deciden a tener hijos a edades más adultas, sobre todo los profesionales, en los que parece existir una preferencia intertemporal de “carrera hoy, familia mañana”.

La brecha en los ingresos laborales entre las mujeres profesionales jóvenes y las no profesionales ha estado constantemente aumentando desde 1985, situación que no se replica totalmente para los hombres. La participación laboral de las mujeres jóvenes profesionales y no profesionales ha experimentado un crecimiento notable: en 1977 el 68% de las jóvenes con educación superior completa estaban empleadas o buscando trabajo, cifra que sube a casi 96% en 2000. La equidad salarial entre géneros se ha presentado, pero solo entre los y las jóvenes que son profesionales.

El crecimiento de la escolaridad de las mujeres jóvenes en las tres últimas décadas ha sido ostensiblemente superior al registrado para los hombres, de modo que la escolaridad entre uno y otro grupo actualmente es similar. Las funciones mincerianas de ingresos sugieren que la tasa de retorno educativa se redujo constantemente durante el período de estudio. Así mismo, la variable dicotómica del sexo indica que desde comienzos de los noventa los niveles salariales entre los jóvenes se han ido equiparando entre uno y otro género. La educación secundaria no tiene mayor influencia sobre los

ingresos laborales de los jóvenes, mientras que la educación superior completa ejerce un gran efecto positivo sobre los ingresos, efecto que se ha elevado en los noventa. Los movimientos migratorios de los jóvenes profesionales parecen obedecer a unas condiciones económicas más atractivas en los puntos receptores.

El ingreso per cápita de los hogares de los jóvenes está relacionado directamente con la asistencia escolar de los niños a cargo. Entre más hijos tengan los jóvenes, menor es la probabilidad de asistencia de cualquiera de ellos. Si alguno de los jóvenes jefes de hogar, o ambos, cuentan con educación superior completa, hay una mayor probabilidad de que sus hijos asistan a un plantel educativo, especialmente en el nivel de secundaria. Esta probabilidad es un 40% más alta que la que pueden tener los hijos de los jóvenes que no son profesionales.

¿QUÉ TANTO HAN CAMBIADO LAS DECISIONES DE LOS JÓVENES EN COLOMBIA
EN LAS TRES ÚLTIMAS DÉCADAS?

ANEXO 1

Descripción del estado civil de los jóvenes por género y
nivel educacional, 1977-2000 (Cifras en porcentajes)

		Hombres																						
Estado Civil	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00
Unión libre	9,4	10,0	11,7	13,4	15,2	15,6	17,3	18,0	18,0	17,9	19,1	19,9	19,7	21,1	22,9	23,5	24,9	25,6	26,9	26,7	28,4	29,7	30,5	28,7
Casado	57,2	54,5	57,4	56,5	54,0	52,0	49,5	47,1	45,6	43,8	42,2	40,5	39,9	42,2	41,7	39,6	37,6	36,5	35,8	35,1	33,9	32,5	30,3	28,7
Viudo	0,2	0,2	0,0	1,1	1,0	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1
Separado	1,5	2,2	2,3	1,3	1,3	2,5	2,8	2,9	2,9	3,0	3,5	3,4	3,4	3,2	3,0	3,2	3,2	3,6	3,5	3,7	4,1	4,7	4,8	5,2
Soltero	31,6	33,0	28,6	27,8	28,6	29,7	30,3	31,9	33,4	35,2	35,0	36,1	36,8	33,3	32,3	33,4	34,1	34,2	33,6	34,4	33,5	33,0	34,2	37,4

		Mujeres																						
Estado Civil	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00
Unión libre	8,1	8,8	10,5	8,8	9,8	13,0	15,0	15,9	15,6	15,7	16,1	17,3	17,2	18,7	20,2	21,1	22,1	23,0	23,8	23,5	24,8	26,3	27,4	25,9
Casado	56,1	52,5	55,7	56,4	53,9	52,0	49,0	47,5	45,9	44,2	43,0	41,1	41,0	43,6	42,2	40,6	38,6	38,3	37,0	36,4	35,5	33,8	32,7	31,8
Viudo	1,2	1,0	1,4	5,3	5,2	1,3	1,4	1,4	1,5	1,3	1,5	1,6	1,3	1,4	1,6	1,7	1,6	1,7	1,5	1,6	1,6	1,5	1,6	1,2
Separado	5,9	8,3	6,8	4,4	5,1	9,3	10,9	10,7	9,8	10,6	11,9	11,5	11,5	10,8	11,2	11,9	11,5	10,8	11,5	12,0	12,2	13,8	13,1	13,6
Soltero	28,7	29,4	25,6	25,1	26,0	24,5	23,8	24,5	27,2	28,2	27,5	28,5	29,1	25,5	24,9	24,7	26,3	26,2	26,1	26,5	25,9	24,6	25,2	27,4

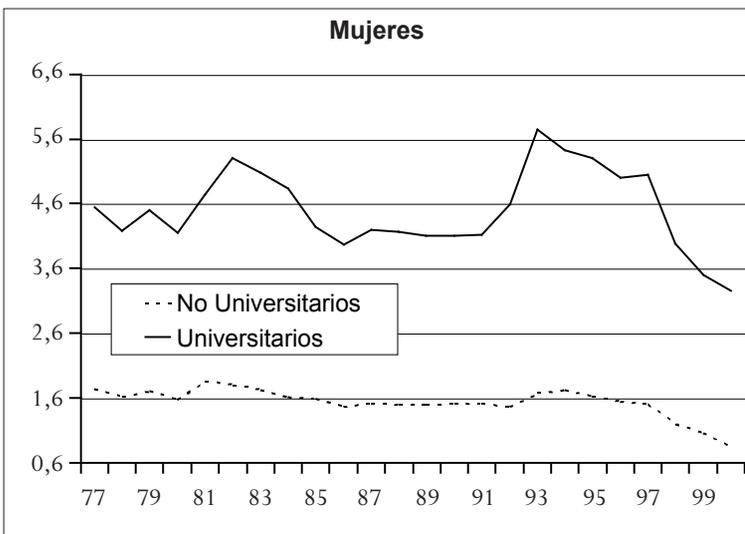
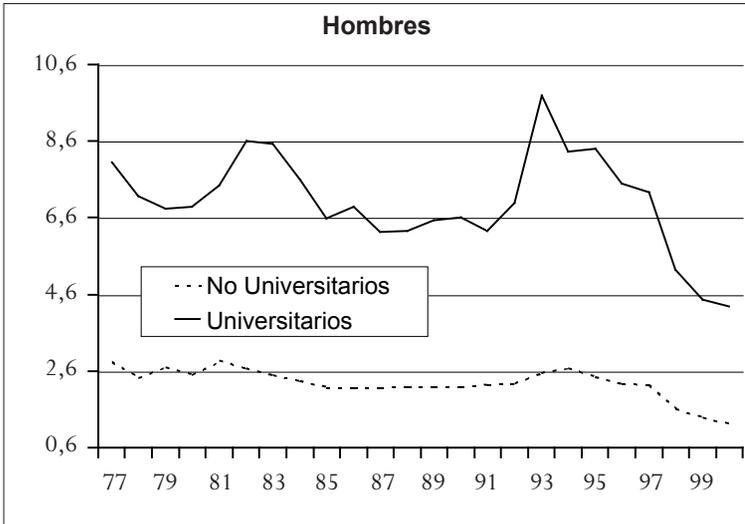
		Profesionales																						
Estado Civil	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00
Unión libre	1,03	2,11	1,95	0,75	1,77	1,86	2,2	2,76	2,48	2,34	2,93	2,9	4,47	3,55	4,69	4,57	4,41	5,72	5,41	5,27	6,48	6,3	7,33	6,04
Casado	50,5	50,2	54,6	49,3	50,9	54,7	51,7	49,4	48,2	46,7	42,6	42,3	41,2	46,7	46,5	45,5	41,1	39,7	40,6	39,2	38,6	39,3	35,8	35,2
Viudo	0,57	0,33	0,31	0,56	0,24	0,39	0,29	0,4	0,35	0,1	0,37	0,34	0,56	0,41	0,39	0,5	0,39	0,57	0,35	0,36	0,49	0,34	0,48	0,38
Separado	3,42	2,45	3,38	2,62	3,54	3,72	3,83	3,89	3,52	3,71	5,65	4,84	5,1	4,17	5,6	4,3	4,67	5,06	5,22	4,74	5,74	6,48	6,4	6,04
Soltero	44,5	44,9	39,8	46,8	43,5	39,3	42	43,6	45,5	47,1	48,5	49,6	48,7	45,2	42,8	45,2	49,4	48,9	48,5	50,5	48,7	47,5	50	52,4

		No Profesionales																						
Estado Civil	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00
Unión libre	9,99	10,7	12,7	13,6	13,5	15,3	17,3	18,2	18,2	18,2	19	20,2	20	21,7	23,4	24,4	25,7	26,5	27,7	27,3	29,2	30,8	31,9	30,8
Casado	57,6	54	56,8	54,1	53,7	51,7	49	47,1	45,5	43,8	42,7	40,7	41	42,5	41,4	39,5	37,8	37,2	36	35,4	34,3	32,4	31	29,6
Viudo	0,8	0,7	0,85	0,81	0,85	0,82	0,9	0,86	0,91	0,82	0,94	1,03	0,83	0,88	0,99	1,1	1,02	1,05	0,94	1,03	1	0,98	1,03	0,74
Separado	4,04	6,16	5,07	5,06	6,04	6,49	7,5	7,52	7,04	7,56	8,39	8,17	8,06	7,79	7,8	8,49	8,14	7,85	8,27	8,69	8,94	10,1	9,76	10,4
Soltero	27,5	28,5	24,6	26,4	25,9	25,6	25,3	26,3	28,4	29,6	29	29,9	30	27,1	26,4	26,5	27,3	27,4	27,1	27,6	26,7	25,7	26,3	28,6

Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

ANEXO 2

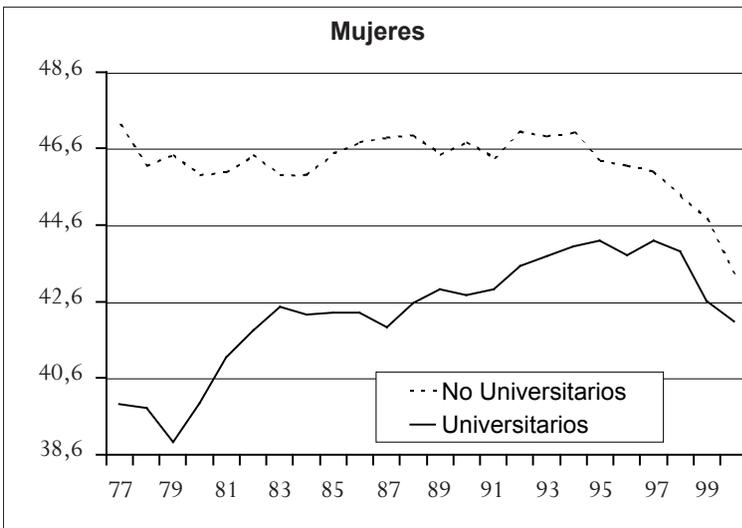
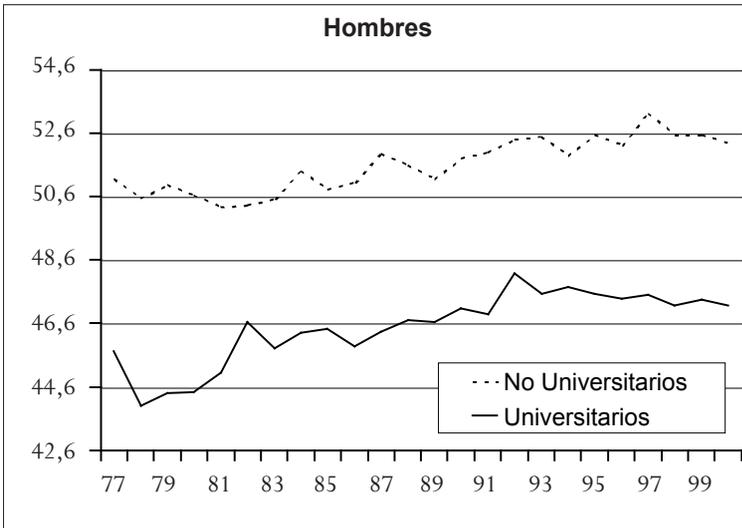
Salarios laborales en términos del salario mínimo de los jóvenes universitarios y los no universitarios por género, 1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

ANEXO 3

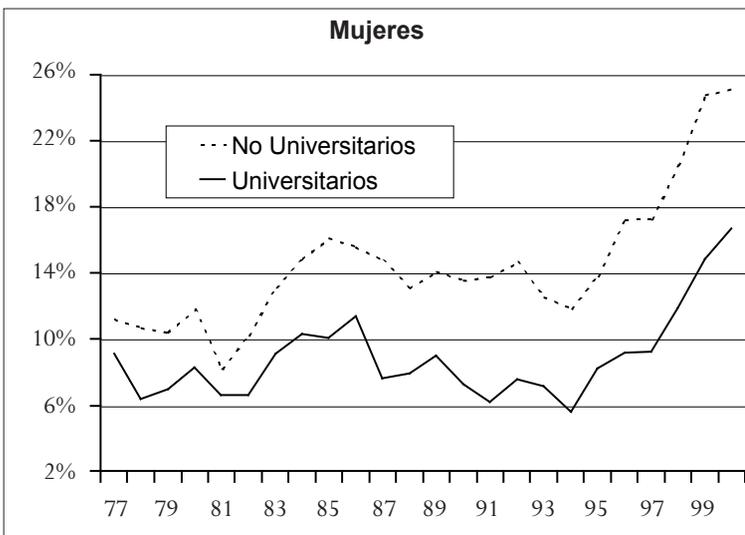
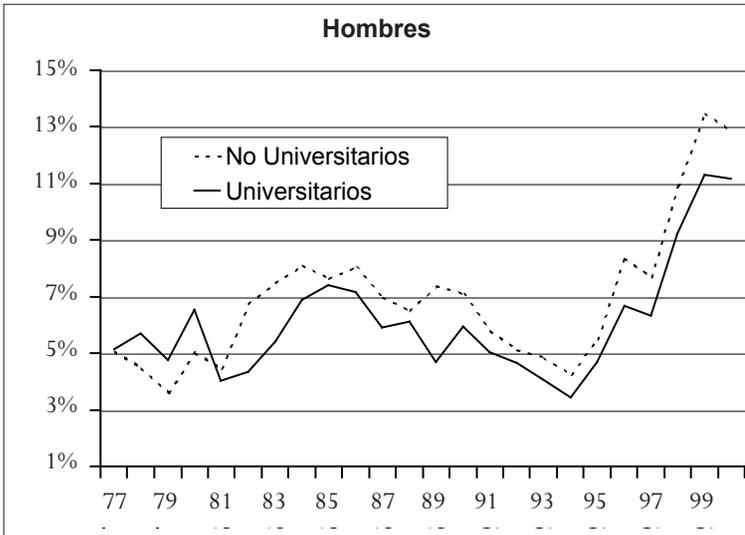
Promedio de horas trabajadas semanalmente de los
jóvenes universitarios y los no universitarios por género, 1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

ANEXO 4

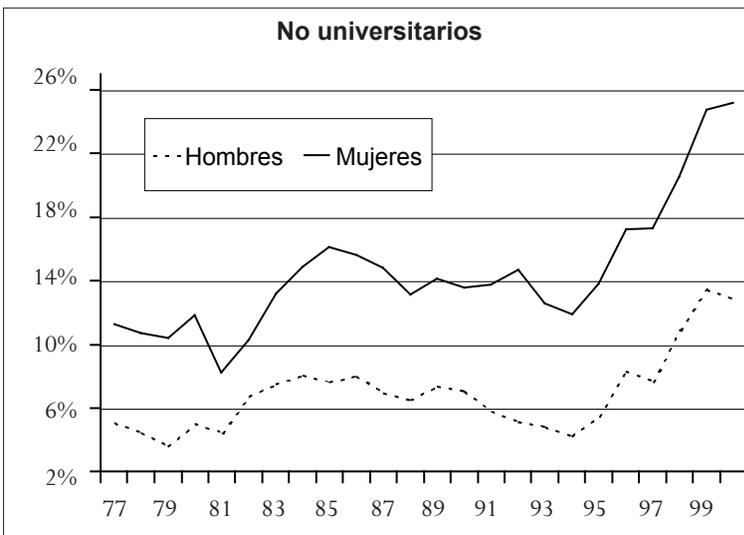
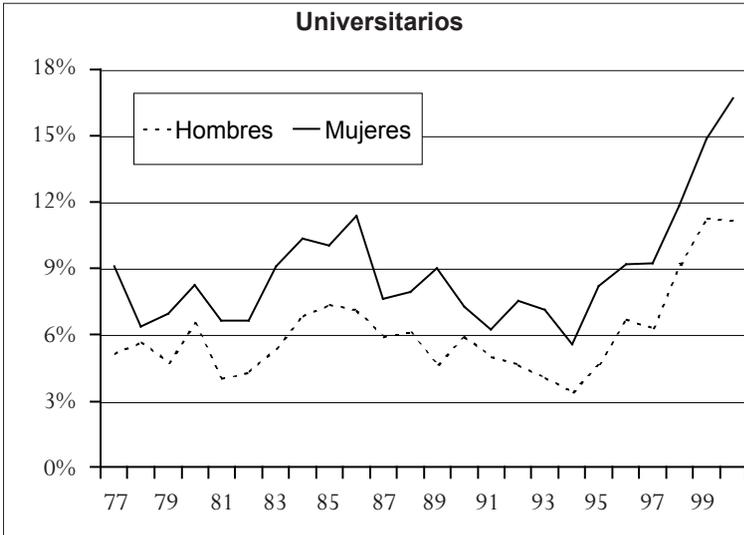
Tasa de desempleo para jóvenes universitarios y no universitarios por género, 1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

ANEXO 5

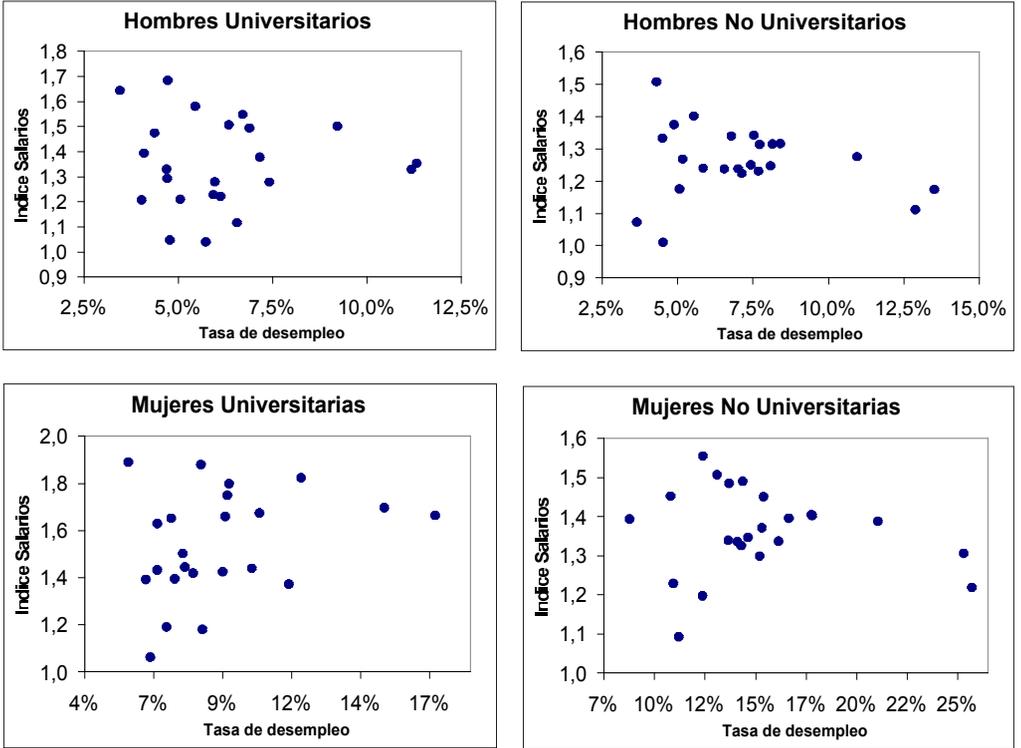
Tasa de desempleo entre géneros para el mismo nivel educativo,
1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

ANEXO 6

Relación entre la tasa de desempleo y el índice de salarios laborales reales de los jóvenes universitarios y no universitarios por género, 1977-2000



Fuente: Cálculos del autor con base en ENH, 1977-2000.

REFERENCIAS

- Attanasio, O., "A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households", NBER, *Working Paper Series*, N° 4454, septiembre, 1993.
- Báez, J. E., "Inequidades en el empleo en los noventa en Colombia: ¿Quiénes son más vulnerables y por qué?", en *Coyuntura Social*, Fedesarrollo, No. 25, noviembre, 2001.
- Bound J., J., Groen, G., Kézdi y S., Turner, "Trade in University Training: Cross-State Variation in the Production and Use of College-Educated Labor", NBER, *Working Paper Series*, N° 8555, octubre, 2001.
- Card, D. y T., Lemieux, "Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis", NBER, *Working Paper Series*, N° 7655, abril, 2000.
- Daniel, K., D., Black y J., Smith, "College Characteristics and the Wages of Young Women", manuscrito, University of Pennsylvania, University of Kentucky y University of Western Ontario, octubre, 1995
- "College Quality and the Wages of Young Women", manuscrito, University of Pennsylvania, University of Kentucky y University of Western Ontario, octubre, 1995
- Goldin, C., "Career and Family: College Women Look to the Past", National Bureau of Economic Research, *Working Paper Series*, N° 5188, Cambridge, julio, 1995.
- Gottschalk, P. y M., Hansen, "Have Recent College Graduates Experienced Worsening Wage and Job Distributions?", manuscrito, Boston College, Department of Economics, 1994.
- Japelli, T., "The Age-Wealth Profile and The Life-Cycle Hypothesis: A Cohort Analysis with a Time Series of Cross-Sections of Italian Households", *Review of Income and Wealth*, N. 14, enero, 1999.
- Kaestner, R., "Are Brothers Really Better? Sibling Sex Composition and Educational Achievement Revisited", NBER, *Working Paper Series*, N° 5521, abril 1996.
- Núñez, J. y J., Jiménez, "Correcciones a los ingresos de las encuestas de hogares y distribución del ingreso urbano en Colombia", *Archivos de Macroeconomía*, DNP, No. 66, Bogotá, septiembre, 1997.

- Ocampo, J.A., F., Sánchez y C., Tovar, “Cambio estructural y deterioro laboral: Colombia en la década de los noventa”, en *Coyuntura Económica*, N° 78, 1999.
- Parker, J. y P.O., Gourinchas, “Consumption Over the Life Cycle”, NBER, *Working Paper Series*, N° 7271, julio, 1999.
- Ribero, R. y C., Meza, “Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995”, en *Archivos de Macroeconomía*, N° 63, DNP, Unidad de Análisis Macroeconómico, Bogotá, agosto, 1997.
- Sánchez, F. y J., Núñez, “A Dynamic Analysis of Household Decision Making in Urban Colombia, 1976-1998”, CEDE – Facultad de Economía, Universidad de los Andes, Bogotá, mayo, 2001.
- “¿Por qué los niños pobres no van a la escuela? Determinantes de la asistencia escolar en Colombia”, *Archivos de Macroeconomía*, DNP, N° 39, Bogotá, noviembre, 1995.