



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Piñeros, Luz Andrea

Las uniones maritales, los diferenciales salariales y la brecha educativa en Colombia

Desarrollo y Sociedad, núm. 64, 2009, pp. 55-84

Universidad de Los Andes

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169115615002>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Las uniones maritales, los diferenciales salariales y la brecha educativa en Colombia*

Marital Unions, Wage Differentials and the Educational Gap in Colombia

Luz Andrea Piñeros **

Resumen

Las mujeres jóvenes colombianas, a partir de la cohorte de 1980, tienen más años de educación que los hombres, con lo que se ha invertido el sentido de la brecha educativa. Este cambio no se ha traducido en un aumento relativo en los salarios de las mujeres, y los hombres continúan teniendo mayores salarios que ellas. La decisión de educación de los individuos no sólo depende de los cambios en las condiciones del mercado laboral sino también de las condiciones del mercado del matrimonio, como la unión semejante y el tamaño relativo de la población por género. Este documento busca establecer la importancia relativa y cuantitativa de los factores del mercado laboral y del mercado matrimonial en el cambio en la brecha educativa en el tiempo en Colombia. Para esto, se realizan tres aproximaciones cuantitativas. La primera mira la unión semejante en el tiempo y muestra que en Colombia la

* La autora agradece los excelentes comentarios de Ximena Peña, Ana María Ibáñez, Mario Nigrinis, Raquel Bernal, Munir Jalil Barney, Fabio Sánchez, Valentina Duque, Booris Piraneque y Carlos Sandoval.

** Profesora asistente en la Universidad de la Sabana, en el programa de Economía y Finanzas Internacionales. Es economista (2007), politóloga (2009) y tiene una maestría en Economía de la Universidad de los Andes (2009). Correo electrónico: andrea_co_90210@yahoo.com.

Este artículo fue recibido el 15 de mayo de 2009; modificado el 2 de septiembre de 2009 y, finalmente, aceptado el 24 de noviembre de 2009.

mayoría de los individuos forman sociedades conyugales con personas de igual nivel educativo. Adicionalmente, a través de un pseudopanel por ciudad, desde 1984 hasta 2006, se muestra que las asimetrías en la población por género, en especial el aumento del número de mujeres, reversa la brecha educativa. Finalmente, la descomposición de Oaxaca y Ransom permite inferir que con uno sólo de los dos canales no se habría logrado una reversión en la brecha educativa, sino que se requieren ambos mercados.

Palabras clave: brecha educativa, diferenciales salariales, uniones maritales y mercado del matrimonio.

Clasificación JEL: J12, J16, J24, J31.

Abstract

Colombia young women (from the 1980 cohort) are more educated than men, reversing the education gap. This change has not resulted in a relative increase in the salaries of the women. The educational decision of individuals depends not only on changes in labor market conditions but also on market conditions in the marriage such marital unions and the relative size of the population by gender. Thus, this paper seeks to establish the relative importance and quantity of labor market factors and the marriage market on the change in the educational gap in Colombia. With that goal I use three quantitative approaches, the first one is the assortative matching in time, showing that in Colombia most individuals marriage with people with similar educational levels. Additionally, through a pseudo-panel by city from 1984 to 2006 shows that asymmetries in the population by gender, especially the increasing number of women reverse the educational gap. Finally, the decomposition of Oaxaca and Ransom inferred that only one of the two channels would not have achieved a reversal in the achievement gap, but both markets are required.

Key words: education gap, wage differentials, marital union and marriage market.

JEL Classification: J12, J16, J24, J31.

Introducción

En Colombia, durante los últimos cuarenta años se han presentado tres fenómenos sociales de gran relevancia para los mercados laboral y del matrimonio. En primer lugar, la brecha educativa, definida como la diferencia promedio en los años de educación entre hombres y mujeres, se ha ido cerrando a través del tiempo y se reversó a partir de la cohorte de edad de 1980. En segunda instancia, la brecha salarial, definida como la diferencia promedio del salario por hora entre hombres y mujeres, se ha venido cerrando para todos los niveles educativos. Sin embargo, se reporta que la brecha salarial para los niveles educativos más altos (más de dieciséis años de educación¹) es la mayor, y por último, la abundancia relativa (número de hombres/número de mujeres) ha ido decreciendo. En el presente estudio se busca establecer la importancia relativa y cuantitativa de los factores del mercado laboral y del mercado matrimonial que inciden en el cambio de la brecha educativa en el tiempo en Colombia.

Este trabajo tiene dos grandes aportes. El primero es que ningún trabajo anterior ha evidenciado empíricamente cómo los cambios en estos dos mercados afectan la decisión de los individuos con respecto a educarse y el segundo es la metodología que se desarrolla, mediante la cual se construye un pseudopanel para las siete principales ciudades de 1984 a 2006, utilizando la Encuesta de Hogares.

En la literatura sobre los retornos que tiene la educación en el mercado laboral, Mincer (1974) propone una forma de cuantificar los retornos a la educación. Ésta consiste en estimar una ecuación de ingresos de acuerdo con la edad y los años de educación. El modelo predice que los individuos con mayor educación tienen retornos monetarios más altos que los no educados.

De esta manera, los años de educación pueden ser vistos como una inversión en capital humano² en tres grandes aspectos: a) la educa-

¹ Primaria (5 años), secundaria (6 años) y universidad (5 años).

² Existen diferentes teorías para explicar la acumulación de capital. Entre ellas están: la teoría sociológica (Weber, 1983), la teoría de la señalización (Spence, 1974) y la teoría del capital humano (Becker, 1964; Mincer, 1974).

ción aumenta la productividad individual en los mercados competitivos; b) el salario es igual a la productividad marginal del trabajo normalizada por el precio, y c) existen costos iniciales (matrícula y oportunidad) y beneficios futuros, lo que genera retornos a la educación (Becker, 1964).

Por otro lado, numerosos autores han señalado cómo los cambios en las condiciones del mercado del matrimonio afectan las decisiones prematrimoniales de inversión en años de educación. Por ejemplo, uno de estos cambios es la asimetría de la población por género. Iyigun y Walsh (2006) establecen la inversión prematrimonial y de los casados en un modelo colectivo de hogar. Ellos señalan que en un mercado del matrimonio donde exista una escasez relativa de hombres las mujeres van a escoger inversiones premaritales más altas.

Al respecto, Peña (2006) desarrolló un modelo teórico de dos etapas con el que explica el comportamiento de la brecha de educación. En la primera etapa, los agentes deciden el nivel de educación. En la segunda, los individuos participan en los mercados laboral y del matrimonio, donde la introducción de asimetrías al modelo, en especial la abundancia relativa de mujeres, permite que ellas tengan incentivos adicionales para educarse con el fin de mejorar sus perspectivas en el mercado del matrimonio; esto produce que la asimetría de tamaño por género afecte la inversión en educación.

Por tanto, para estimar una relación de causalidad entre las asimetrías de la población por género y la inversión en educación, Lafourture (2007) estudia unos datos panel (1900-1930) para la segunda generación de inmigrantes en Estados Unidos. La autora muestra que los cambios en las relaciones por género cambian las decisiones de inversión en educación; los resultados para Estados Unidos sugieren que un cambio en la relación de género (número de hombres/número de mujeres) de uno a dos implica un incremento en años de educación de 0,5 para los hombres y una reducción de 0,05 años para las mujeres.

Adicionalmente, Greenwood y Guner (2004) muestran que en las épocas tempranas del desarrollo en los Estados Unidos la mujer casada tenía que pasar toda su jornada en la producción de bienes y servicios

dentro del hogar. Con la revolución tecnológica³ las horas dedicadas a las labores del hogar se redujeron drásticamente, lo que hizo que las mujeres pudieran dividir su tiempo entre las labores del hogar y un trabajo remunerado. De esta manera, si las mujeres comienzan a participar en la fuerza laboral, sus años de educación comienzan a ser importantes en la selección de pareja dentro del mercado del matrimonio⁴.

Al respecto, una de las variables que interviene en la decisión de inversión en educación es la unión semejante. En la medida en que en el proceso de selección de pareja se busque a alguien con mayor o igual nivel educativo con el fin de conseguir la máxima utilidad indirecta en un modelo de decisión colectiva en el hogar (Becker, 1973). De esta manera, Fernández, Guner y Knowles (2001) constatán esta teoría utilizando las encuestas de hogares de 34 países para calcular el grado de correlación de educación en las parejas y encontraron que la correlación según el grado de educación es alta (alrededor de 61%, desviación estándar 0,106). Jordan (2006) realizó un estudio para Colombia y halló que la movilidad social es baja y la unión semejante es alta. En este sentido, las parejas colombianas tienen niveles similares de educación. Según la autora, en Colombia la probabilidad más alta es la de casarse con personas de igual nivel educativo (alrededor de 70%).

Ahora bien, diversos estudios han mostrado que la inversión en educación de los hijos es una decisión de los padres (Peters y Siow, 2002). Al respecto, Ríos-Rull y Sánchez (2002) proponen que los niveles de educación de los hijos dependen de los niveles de inversión destinada a educación que tienen los padres y encontraron que el número de personas en el hogar afecta negativamente la inversión en educación universitaria de las mujeres.

Para los adultos jóvenes, los beneficios futuros de la educación se encuentran en dos mercados principalmente: a) en el mercado laboral,

³ Acceso a electrodomésticos como la lavadora, secadora, aspiradora, brilladora, cafetera, microondas y a algunos bienes como la comida congelada, los jabones en polvo para ropa, etc.

⁴ Ya que a medida que aumenten sus niveles de educación aumentará su salario, con lo cual mejorará la utilidad indirecta del hogar (Becker, 1973).

en la medida en que la educación aumenta la productividad marginal y ésta genera mayores retornos vía tasa salarial, y b) en el mercado del matrimonio, si los atributos de las parejas son complementarios, las personas se casan con cónyuges de similar nivel educativo y de esta manera la educación se convierte en el vehículo de competencia que une a las parejas (Becker, 1973; Peña, 2006; Lafortune, 2007). Por tanto, el argumento teórico de este documento es que con uno solo de los dos mercados no se habría logrado una reversión de la brecha educativa, sino que se requieren ambos.

Por lo anterior, este trabajo busca medir cómo afectan la brecha educativa los cambios en las variables del matrimonio, las asimetrías en el tamaño de la población por género y la unión semejante, junto con las variaciones en el mercado laboral medido a través de los retornos monetarios a la educación. Para esto, se miden las variables en mención para las siete principales ciudades de Colombia a través del tiempo, desde 1984 hasta 2006, realizando un pseudopanel.

Esta investigación se divide en cuatro secciones. En la primera se presenta la motivación. Luego, se muestran los datos y la metodología utilizada. Más adelante se señalan los resultados empíricos del modelo y, finalmente, en la cuarta sección se expresan las principales conclusiones.

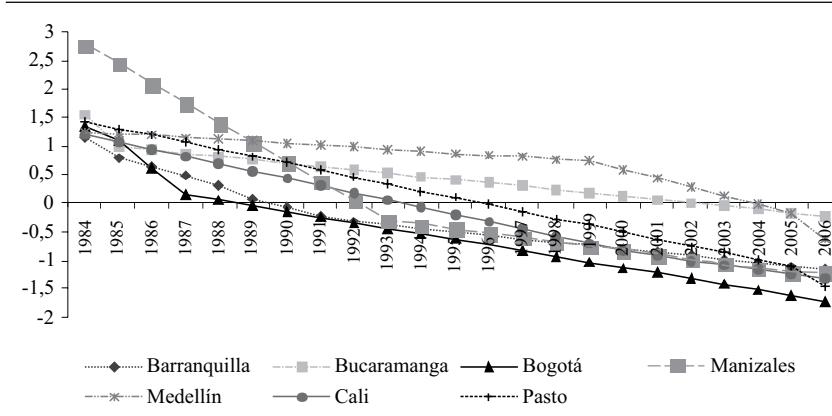
I. Motivación

En algunos países de América Latina, del Caribe y en Estados Unidos, la brecha de educación entre hombres y mujeres se ha ido cerrando durante las últimas cinco décadas (Lafortune, 2007; Duryea, Galiani, Ñopo y Piras, 2007). Por ejemplo, para Latinoamérica y el Caribe la brecha de educación se cierra para la cohorte de edad de 1960. Para la cohorte de 1980 se señala que las mujeres tienen en promedio 0,25 más años de educación que los hombres. Este cambio es explicado por los aumentos en la calidad de la educación y por la decisión intrínseca de las mujeres de prepararse (Duryea et ál., 2007).

En Colombia, durante las últimas décadas los años promedio de educación de la mujer han ido en aumento (gráfico 1). En este sentido, la brecha educativa entre hombres y mujeres se ha ido cerrando a lo

largo del tiempo, e inclusive se ha generado un revés, pues para la cohorte de edad de 1980 en adelante, las mujeres tienen en promedio más años de educación que los hombres.

Gráfico 1. Brecha educativa para la cohorte de edad de 18 a 20 años.



Fuente: ENH 1985-2000 y ECH 2001-2006(I). Cálculos propios.

El cuadro 1 nos muestra que a partir de los años setenta la brecha de educación comienza a cerrarse y, luego, desde los años ochenta ocurre un revés y las mujeres comienzan a tener más años de educación que los hombres. Por ejemplo, para la cohorte de edad de 18 a 20 años (los nacidos a partir de 1986) el hombre tiene 6,62 años de educación en promedio y la mujer 7,14.

Cuadro 1. Años de educación por género y por cohortes de edad.

Género	De 18 a 20	De 21 a 29	De 30 a 39	De 40 a 49	De 50 a 59	60 o más
Hombre	6,62	7,36	6,70	7,09	7,56	6,79
Mujer	7,14	7,60	6,53	7,04	7,09	6,12

Fuente: ECH 2005. Cálculos propios.

En Colombia los salarios reales y los niveles de escolaridad han ido en aumento tanto para hombres como para mujeres, con un crecimiento mayor para estas últimas (Núñez y Sánchez, 1998). Adicionalmente, los datos sugieren un aumento en la participación femenina en el mercado laboral desde la década de los cincuenta. Meza y Ríbero (1997) señalan que la tasa global de participación femenina ha ido en

aumento, pasando de 19% en 1950 a 39% en 1985, a 43% en 1995 y a 56,18% en 2005⁵ (véase el anexo 1).

Ahora bien, la disminución en la brecha de educación no se ha traducido en mayores salarios para las mujeres. En Colombia, los hombres en promedio reciben mayores salarios nominales y marginales⁶ que las mujeres, a pesar de que sus niveles de educación en promedio son inferiores (cuadro 2). Para el año 2006, los hombres recibían un salario por hora 12% mayor en promedio que el de las mujeres.

**Cuadro 2. Ingreso laboral promedio por hora* según nivel educativo.
Desviación estándar en paréntesis.**

	Hombre	Mujer
Primaria	4.682,69 (5.517,18)	4.187,87 (5.040,43)
Secundaria	5.356,78 (6.494,98)	5.123,62 (5.855,03)
Bachillerato	6.978,02 (7.396,22)	6.911,87 (8.350,18)
Universitario	9.372,80 (7.695,91)	8.328,52 (7.975,69)
Posgrado	14.846,66 (11.910,18)	12.355,26 (8.398,47)
Número de observaciones	6.145.386	9.996.504

*A precios constantes del año 2000.

Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

Adicionalmente, si dividimos la población ocupada por género y tipo de ocupación en cuatro grandes grupos (obrero o empleado de empresa particular, obrero o empleado del Gobierno, empleado doméstico, trabajador por cuenta propia), nos damos cuenta que sin importar el tipo de ocupación los hombres ganan relativamente mayor salario mensual y por hora que las mujeres (cuadro 3).

⁵ Este último dato se tomó de Arango, García y Posada (2006).

⁶ El salario marginal se define como la diferencia en el salario promedio entre agentes con menos educación (no tienen educación universitaria completa) y aquellos con universidad completa y estudios más avanzados. Busca medir las ganancias adicionales asociadas a terminar la universidad.

Cuadro 3. Ingreso laboral por actividad. Desviación estándar en paréntesis.

Ingreso laboral		
	Hombre	Mujer
Trabajador	704.593 (808.636)	673.897 (789.626)
Salario por hora	5.900 (6.826)	5.656 (6.493)
<i>Ocupación</i>		<i>Salario por hora</i>
Obrero o empleado de empresa particular	8.938 (10.135)	8.166 (9.405)
Obrero o empleado del Gobierno	7.722 (5.703)	7.507 (5.300)
Empleado doméstico	5.647 (6.315)	5.448 (5.952)
Trabajador por cuenta propia	4.193 (6.364)	3.670 (5.263)
Número de observaciones	6.145.386	9.996.504

*A precios constantes del año 2000.

Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

Por estos motivos, es fundamental establecer de manera relativa y cuantitativa la importancia de los factores de los mercados laboral y del matrimonio en el cambio de la brecha educativa en las últimas décadas en Colombia. Con este fin, se realizan tres aproximaciones cuantitativas: la primera busca mirar la unión semejante por nivel educativo a través de un coeficiente de correlación; la segunda intenta estudiar la importancia relativa de los mercados laboral y del matrimonio en el cambio de la brecha educativa, a través de dos estimaciones de una forma reducida mediante la construcción de un pseudopanel por ciudad desde 1984 hasta el primer semestre de 2006; y, finalmente, se hace un ejercicio de simulación para realizar la descomposición en la brecha de educación y determinar de esa forma qué parte del diferencial se debe a los retornos a la educación (mercado laboral) y qué parte se debe a los cambios en la proporción de hombres y mujeres (mercado matrimonial). En la siguiente sección se explican de manera detallada los datos y el proceso de medición.

II. Datos y metodología

En esta sección se presentan los datos utilizados y la metodología para determinar la importancia relativa y cuantitativa de los factores de los

mercados laboral y matrimonial en el comportamiento de la brecha de educación. En la primera parte se presentan los datos utilizados y la selección de muestra. Más adelante, se introduce la metodología de homogenización de las series del mercado laboral urbano a través del uso de la Encuesta de Hogares, para luego presentar las metodologías de aproximación cuantitativa de la investigación.

Al respecto, para esta investigación se usó la Encuesta Nacional de Hogares (ENH 1984-2000) y la Encuesta Continua de Hogares (ECH 2001-2006 primer semestre, que se indicará de aquí en adelante como 2006(I)). La Encuesta de Hogares presentó dos transformaciones importantes en las estadísticas del mercado laboral durante el período 2001-2006(I), con respecto a los anteriores años. En primer lugar, las definiciones de la fuerza de trabajo produjeron un cambio en la composición de la población en edad de trabajar (PET), lo cual provocó reducciones en los niveles de tasa de desempleo y participación, y un aumento en la tasa de ocupación. El segundo cambio afecta la estructura serial de éstas debido a los ajustes estacionales que se producen en los datos intratrimestrales⁷.

Para hacer compatibles estas encuestas se utilizó la metodología micro propuesta por Arango, García y Posada (2006), la cual emplea modelos *logit* con los datos personales de la ECH, con el fin de determinar las personas susceptibles de ser reclasificadas, y donde se incorporan todos los efectos estacionales con lo que se genera mayor precisión al estimar en altos niveles de desagregación.

La razón fundamental para utilizar esta metodología⁸ es porque tiene un mejor desempeño en el nivel desagregado por ciudades; además, un análisis estadístico de los momentos muestrales de cada serie sugiere que tiene un mejor poder de pronóstico (Arango, García y Posada, 2006, p. 21).

Después de hacer compatible la Encuesta de Hogares se procedió a estudiar cuál era la mejor forma de explicar los cambios presentados

⁷ Si quiere conocer un poco más los cambios presentados en la Encuesta de Hogares, por favor, véase Arango, García y Posada (2006).

⁸ Véanse Lasso (2002) y Arango, García y Posada (2006), metodología macro.

en la brecha de educación a través del tiempo. En este sentido, se desarrolló la metodología de pseudopanel, cuyos individuos en el tiempo son las siete principales ciudades de Colombia⁹. Las personas que se escogieron para representar cada ciudad se presentan en el cuadro 4.

Cuadro 4. Selección de muestra.

Encuesta	ENH 1984-2000 y ECH 2001-2006(1)
Período	1984-2006(1)
Temporalidad de los datos	Anual
Edad	18-65 años
Años de educación	Todos los años de educación para la primera forma reducida. Para la segunda, sólo las personas que tenían más de 18 años de educación.

Ahora bien, se proponen tres ejercicios de medición para entender el peso relativo que tienen el mercado laboral y el mercado del matrimonio en explicar el revés de la brecha de educación. El primer ejercicio busca mirar los cambios en la unión semejante por nivel educativo en Colombia a través del tiempo, con el fin de observar si a medida que las mujeres aumentan los años de educación, logran “mejores”¹⁰ uniones maritales. En este sentido, para medir la unión semejante entre cónyuges se utilizó el coeficiente de correlación simple, utilizando la ENH y la ECH para los años 1984, 1996 y 2006¹¹.

En segunda instancia, se realizan dos estimaciones de una forma reducida¹² (véase la ecuación 1), a través de las cuales se introducen las asimetrías en el tamaño de la población por género (factor del mercado matrimonial) y la brecha del logaritmo salarial por hora (factor del mercado laboral), con el fin de explicar los cambios de la

⁹ Las siete principales ciudades de Colombia son: Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto, de acuerdo con el Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE (Gamarra, 2005).

¹⁰ En este caso mejor se concibe como lograr una unión marital con un cónyuge con igual o superior nivel educativo.

¹¹ Diversos estudios han implementado la misma metodología para calcular la unión semejante; véanse Jordán Quintero (2006), Lykke (2000) y Dahan y Gaviria (1999).

¹² Esta ecuación se dedujo como la forma reducida de un modelo estructural (véase Lafourcade, 2007; Peña, 2006), donde los agentes toman decisiones de educación, oferta laboral y matrimonio maximizando la utilidad sujeto a las restricciones.

brecha educativa. Adicionalmente, se introducen una serie de controles al modelo.

En la primera estimación se define la brecha educativa como la diferencia en años promedio de educación entre hombres y mujeres. En la segunda, la brecha educativa es la diferencia en años de educación entre el número de hombres con educación universitaria completa o más y el número de mujeres con la misma educación¹³. A continuación se explica el modelo estimado:

$$BE_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 REG_{it} + \gamma_2 AR_{it} + \bar{\beta} \bar{X}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

con i = Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto; t = 1984, . . . , 2006, y donde:

- BE es la brecha de educación, definida como la diferencia promedio de los años de educación entre hombres y mujeres. Para cada año desde 1984 hasta 2006(I) y para cada ciudad;
- REG son los retornos educativos por género. Para cada ciudad, se tomó la diferencia del logaritmo natural del salario promedio por hora entre hombres y mujeres a precios constantes del año 2000. Para cada año desde 1984 hasta 2006(I);
- AR es la abundancia relativa por género. Ésta es la proporción entre el número de hombres sobre el número de mujeres, para cada ciudad y año desde 1984 hasta 2006(I);
- \bar{X} son los controles del modelo. Para cada año desde 1984 hasta 2006(I) y por ciudad, se tomaron los siguientes controles: la edad promedio, la edad promedio al cuadrado, el recaudo fiscal y el número de personas en el hogar.

Para la identificación del modelo más adecuado para la estimación de los cortes transversales a través del tiempo por ciudad se realizaron tres pruebas: Hausman (1978), White (1980), y la de Breusch y Pagan (1979), con el fin de determinar cuál es el mejor modelo y si el que

¹³ Con el fin de estudiar sólo a los individuos más educados.

se escogió es el adecuado. Las pruebas en mención señalaron que el mejor modelo era el de efectos aleatorios.

Finalmente, se estima una simulación de Oaxaca y Ransom (1994), para realizar una descomposición de la brecha educativa y determinar de esa forma qué parte del diferencial se debe a los retornos a la educación y qué parte se debe a los cambios en la proporción de hombres y mujeres. Esta descomposición indica la importancia relativa de cada uno de los dos mercados, asumiendo que la estructura educativa ideal en el mercado laboral colombiano es algún punto intermedio de los años de educación promedio entre hombres y mujeres (véanse Cotton, 1988; Oaxaca y Ransom, 1994).

Es imperativo mencionar que tanto la variable de los retornos educativos por género como la abundancia relativa son endógenas. Luego los coeficientes podrían estar sobredimensionados o subdimensionados. En el caso de la abundancia relativa, Lafortune (2007) realizó un estudio empírico sobre cómo la abundancia relativa afecta la inversión prematrimonial de educarse para la segunda generación de estadounidenses nacidos entre 1885 y 1915. Los resultados indicaron que sin utilizar un instrumento los datos estaban sobredimensionados. Por tanto, este documento sugiere que los resultados podrían tener un sesgo positivo, en ausencia de una variable instrumental que solucione el problema y teniendo el precedente de Lafortune (2007). Sin embargo, esta investigación no pretende mostrar relaciones causales sino más bien encontrar los efectos relativos de los dos mercados para cuantificar la importancia de ambos en el revés de la brecha educativa.

III. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las principales estimaciones. En la primera parte por medio de un ejercicio de correlación simple se muestra la unión semejante entre cónyuges por nivel educativo, luego se presentan los resultados de las dos formas reducidas y finalmente, se presenta un ejercicio de descomposición de Oaxaca y Ransom (1994) con el fin de simular cuál sería el cambio en la brecha educativa si sólo variara uno de los dos posibles canales. Todo esto para constatar que la inversión en educación tiene retornos en

dos mercados; en el mercado laboral, en la medida en que mayores niveles de educación se traducen en mayores retornos salariales y en el mercado del matrimonio que busca medir el comportamiento de la brecha de educación con las asimetrías en el tamaño de la población por género.

A. Unión semejante

Una de las formas de medir el impacto que tiene el mercado del matrimonio sobre la inversión en educación es a través de la unión semejante. Para medir la unión semejante se desarrollaron tres matrices de correlación de uniones maritales por nivel educativo entre cónyuges. Se tomaron tres fotos a través del tiempo, una en 1984, otra en 1996 y la última en 2006(I). De esta manera se determina si existieron cambios en las uniones maritales en el período de estudio. Es importante señalar que sólo se tomaron los hogares cuyo jefe de hogar era hombre.

Si se miran los tres cuadros (véanse el anexo 6 y el cuadro 5) de uniones semejantes según nivel educativo, se puede inferir que existe una correlación alta para todos los niveles de educación, siendo mayor en los extremos. En Colombia la probabilidad más alta es la de casarse con personas de igual nivel educativo; básicamente se encuentra que se casan los no educados con los no educados y los educados con los educados. Debido a los aumentos en los años de educación de las mujeres la unión semejante para los niveles educativos más altos ha ido creciendo con el tiempo. Por ejemplo, en 1984 el 57,49% eran hogares cuyas parejas tenían niveles de educación superior, en 1996 esta cifra subió a 70,67% y en 2006 llegó al 81,23%, lo que quiere decir que a medida que las mujeres obtienen más años de educación van a tener mayores probabilidades de casarse con alguien de un nivel de educación similar o superior¹⁴.

En este sentido, en los tres cuadros se puede observar que los valores del lado sur de la diagonal son mayores que los del lado norte de la diagonal, lo que indica que es más probable que un jefe de hogar se case con alguien de menor nivel educativo a que aspire a casarse con alguien

¹⁴ Una prueba *t* de significancia estadística arrojó que las matrices de correlación eran estadísticamente significativas al 5%.

de mayor nivel educativo. Los jefes de hogar siempre buscan alguien de igual o menor calificación para unirse maritalmente. Al respecto, es muy poco probable que una mujer con educación universitaria se case con alguien de menor nivel educativo, lo que genera mayores incentivos de la mujer a educarse debido a las utilidades indirectas en el matrimonio.

Cuadro 5. Matriz de correlación de unión semejante por nivel educativo.

Educación jefe	Educación cónyuge					Total
	Primaria	Secundaria	Bachiller	Universitario	Posgrado	
Primaria	91,32%	7,79%	0,77%	0,1%	0,02%	100%
Secundaria	33,74%	63,25%	2,69%	0,24%	0,08%	100%
Bachiller	3,85%	24,59%	70,49%	0,93%	0,14%	100%
Universitario	1,05%	2,24%	14,72%	81,23%	0,76%	100%
Posgrado	0,08%	0,52%	1,23%	9,71%	88,46%	100%
Total por nivel educativo	40,19%	33,41%	5,66%	19,37%	1,36%	100%

Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

La anterior fue una primera aproximación para observar los retornos que tienen sobre la educación los cambios en el mercado del matrimonio, medido a través de la unión semejante. Ahora bien, en la siguiente parte se observará por medio de dos regresiones cómo los cambios en las variables de los mercados matrimonial y laboral afectan la brecha educativa.

B. Estimación del modelo

En esta parte se presentan los resultados de las dos estimaciones anteriormente descritas. Debido a los problemas de endogeneidad expuestos con antelación, los resultados de estas regresiones no intentan estimar relaciones causales sino más bien encontrar los efectos relativos de los dos mercados para cuantificar la importancia conjunta en la reversión de la brecha de educación.

Para todos los niveles de escolaridad, el cuadro 6 muestra que a medida que la abundancia relativa aumenta la brecha educativa aumenta, es decir, si aumenta el número de hombres (el numerador de la AR), aumentan los años de educación del hombre en comparación con los de la mujer. Ahora bien, en el mercado del trabajo existe una relación

positiva entre los retornos educativos por género y la brecha educativa, lo que muestra que a medida que la diferencia salarial se hace más grande los hombres se educan más y las mujeres menos. Sobre los controles del modelo podemos ver que a medida que la edad promedio aumenta la brecha educativa también lo hace; lo mismo ocurre con la edad promedio al cuadrado. Así mismo, si disminuye el número de personas en el hogar, también disminuirá la brecha educativa, es decir, a medida que se tienen, en promedio, menos hijos las mujeres obtienen niveles mayores de educación, lo que concuerda con la teoría (Peters y Siow, 2002). Por último, si se controla por riqueza de la ciudad –en este caso se toma el recaudo de impuestos–, se muestra que existe una relación negativa entre ésta y la brecha educativa, lo que señala que a medida que la ciudad se hace más rica las mujeres se educan más. Resultados similares se obtienen cuando se toman sólo a aquellos con más de dieciséis años de educación (véase el cuadro 7).

Cuadro 6. Resultados de la forma reducida para todos los niveles educativos. Error estándar en paréntesis.

Variable dependiente: Brecha educativa por género (BE) Variables independientes	Modelo de efectos aleatorios
Abundancia Relativa (AR)	0,521*** (0,010)
Retornos Educativos Marginales por Género (REG)	0,401*** (0,022)
Edad promedio	2,397* (1,195)
Edad promedio ²	0,076 (0,087)
Número de personas en el hogar promedio	0,432*** (0,023)
Recaudo tributario	-0,253*** (0,039)
Constante	1,145 (0,898)
Número de observaciones: 189; número de grupos: 7	R2: <i>Within</i> = 0,0654 <i>Between</i> = 0,932 <i>Overall</i> = 0,240

*Significativo al 10%, ** significativo al 5%, ***significativo al 1%.

En este sentido, los resultados indican que la inversión premarital en educación tiene retornos en dos mercados. En el mercado laboral, en la medida en que mayores niveles de educación se traducen en mayores retornos salariales; y en el mercado del matrimonio, a medida que el

número de mujeres se hace más grande con relación al de hombres la brecha educativa se vuelve negativa. Es importante señalar que de acuerdo con Ríos-Rull y Sánchez (2002), el número de personas en el hogar afecta negativamente la inversión en educación de las mujeres. Al respecto, los resultados del modelo señalan que un aumento de una persona más en el hogar aumenta la brecha educativa.

Cuadro 7. **Resultados de la forma reducida para los que tienen más de 16 años de educación. Error estándar en paréntesis.**

<i>Variable dependiente:</i> Brecha educativa por género (BE) Variables independientes	Modelo de efectos aleatorios
Abundancia Relativa (AR)	0,594*** (0,023)
Retornos Educativos Marginales por Género (REG)	0,531*** (0,009)
Edad promedio	1,912 (1,754)
Edad promedio ²	0,301** (0,012)
Número de personas en el hogar promedio	0,395*** (0,013)
Recaudo tributario	-0,162*** (0,049)
Constante	1,123 (0,914)
Número de observaciones: 189; número de grupos: 7	H2: <i>Within</i> = 0,1254 <i>Between</i> = 0,9234 <i>Overall</i> = 0,2170

*Significativo al 10%, ** significativo al 5%, ***significativo al 1%.

C. Descomposición de Oaxaca y Ransom¹⁵

Con esta metodología de descomposición se intenta analizar cuál sería el cambio en la brecha educativa si variara sólo uno de los dos mercados (laboral o matrimonial). Las filas asumen cuatro estructuras del mercado educativo de equilibrio en Colombia. La primera indica como estructura competitiva de educación del mercado colombiano los años de educación promedio del hombre; en la fila dos se asume que los años de educación promedio de la mujer es la estructura de educación del mercado. Finalmente, la fila cuatro es un método agru-

¹⁵ Véase el anexo 7.

pado donde se muestra que la estructura del mercado educativo se encuentra en la mitad de los años de educación promedio del hombre y los años de educación promedio de la mujer (la estructura de educación planteada por Cotton, 1988, es un caso particular de la metodología *pooled*; véanse Oaxaca y Ransom, 1994).

La columna dos reporta la descomposición logarítmica de la brecha educativa entre hombres y mujeres si sólo varía el mercado del matrimonio (medido como la relación del tamaño de la población por género), mientras que el mercado laboral permanece constante, y la columna tres muestra los resultados de la descomposición si sólo varía el mercado laboral (diferencia salarial por hora entre hombres y mujeres) manteniendo constante el mercado matrimonial. Se puede observar a través del método *pooled*¹⁶ que el mercado matrimonial explica el 20,35% de la brecha educativa, mientras que el mercado laboral explica tan sólo el 10,02% de ella (véase el cuadro 8). Entonces, esta descomposición permite inferir que con uno solo de los dos canales no se habría logrado una reversión en la brecha educativa sino que se requieren ambos mercados.

Cuadro 8. Descomposición de la brecha educativa entre hombres y mujeres.
Errores estándar en paréntesis.

Estructura (1)	Brecha de educación	
	Mercado matrimonial (2)	Mercado laboral (3)
Hombre	0,1987 (0,0121)	0,3152 (0,0987)
Mujer	0,2432 (0,0216)	0,1127 (0,0011)
Método Cotton	0,2129 (0,0976)	0,1094 (0,0021)
Método Pooled	0,2035 (0,0181)	0,1002 (0,0016)

Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

¹⁶ Según Oaxaca y Ransom (1994), este método en la descomposición de Oaxaca y Ransom es el que produce menores errores estándar para cada uno de los diferenciales estimados.

IV. Conclusiones

Este documento busca establecer la importancia relativa y de alguna manera cuantitativa de los factores del mercado laboral y del mercado matrimonial sobre el revés de la brecha educativa en el tiempo para las siete principales ciudades de Colombia. Con este fin, se utilizaron tres metodologías de aproximación para la cuantificación. La primera es un coeficiente de correlación para medir la unión semejante por nivel educativo de las sociedades conyugales; los resultados indican que con el paso del tiempo las uniones semejantes son más altas y que es más fácil que una mujer se case con alguien de mayor nivel educativo a que un hombre lo haga.

En la segunda parte se elabora una estimación de pseudopanel para las siete principales ciudades de Colombia con el fin de medir cómo los cambios en las condiciones del mercado laboral y del matrimonio afectan la decisión de inversión en años de educación de los individuos. En este sentido, para los adultos jóvenes la educación tiene retornos en dos mercados. En el mercado del matrimonio si la unión semejante es alta, los individuos invertirán en más años de educación para unirse con alguien de igual o superior nivel educativo con el fin de maximizar la utilidad indirecta al interior del hogar. Así mismo, si las tasas de ocupación son relativamente altas, los individuos al tener más años de educación entrarán al mercado laboral recibiendo mayores participaciones salariales comparadas con aquellos de menor nivel educativo.

Es importante señalar que las mujeres reciben menores salarios que los hombres, tanto en términos nominales como marginales. Esto sugiere que si los únicos incentivos para educarse vinieran del mercado laboral, los hombres deberían ser más educados. Sin embargo, los resultados sugieren que la inversión en educación tiene altos retornos en el mercado del matrimonio, debido a la escasez de hombres y a la alta unión semejante. Por tanto, el mercado del matrimonio es fundamental para explicar el relativo en años de educación de las mujeres en Colombia. Una de las limitaciones que tiene este trabajo es que debido a su metodología presenta problemas de endogeneidad en las variables, lo que produce una sobreestimación de los resultados.

Mientras muchos trabajos examinan los efectos del mercado del matrimonio y del mercado laboral sobre la oferta laboral femenina,

éste estudia cómo los cambios en las condiciones de los mercados del matrimonio y laboral afectan las inversiones premaritales. Por tanto, uno de los futuros trabajos que se podrían realizar es cómo las variaciones en las leyes de divorcio, los cambios tecnológicos y la estructura del mercado laboral afectan la oferta laboral de las mujeres casadas. Finalmente, como tercera medida se utilizó la descomposición de Oaxaca y Ransom (1994), cuyos resultados permiten dar cuenta de que uno sólo de los dos mercados no habría logrado explicar el revés de la brecha educativa sino que se requieren ambos.

Referencias

1. ANGRIST, J. (2002). "How do sex ratios affect marriage and labor markets? Evidence from America's second generation", *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3):997-1038.
2. ARANGO, L.; GARCÍA, A. y POSADA, C. (2006). "La metodología de la Encuesta Continua de Hogares y el empalme de las series del mercado laboral urbano en Colombia", *Borradores de Economía*, 410, Banco de la República de Colombia.
3. BECKER, G. (1964). *Human capital*. New York, National Bureau of Economic Research.
4. BECKER, G. (1973). "A theory of marriage. Part I", *Journal of Political Economy*, 81(4):813-846.
5. BREUSCH, T., and PAGAN, A. (1979). "A simple test of heteroskedasticity and random coefficient variation", *Econometrica*, 47:1287-1294.
6. CHIAPPORI, P.; FORTIN, B., and LACROIX, G. (2002). "Marriage market, divorce legislation and household labor supply", *The Journal of Political Economy*, 110(1):37-72.
7. CHIAPPORI, P.; IYIGUN, M., and WEISS, Y. (2006). "Investment in schooling and the marriage market", *IZA Discussion Paper*, 2454.

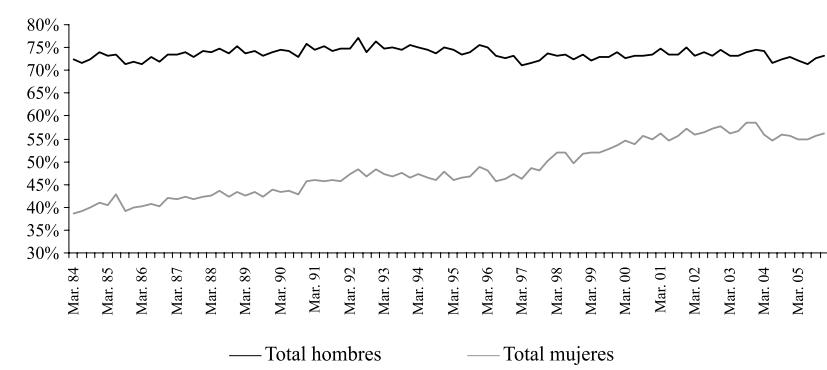
8. COTTON, J. (1988). "On the decomposition of wage differentials", *Review of Economics and Statistics*, 70:236-243.
9. CROSON, R., and GNEEZY, U. (2004). "Gender differences in preferences", mimeografía, Harvard University.
10. DAHAN, M., and GAVIRIA, A. (1999). "Sibling correlations and intergenerational mobility in Latin America" (Working Paper 395). Inter-American Development Bank.
11. DURYEA, S.; GALIANI, S.; ÑOPO, H., and PIRAS, C. (2007). *Educational gender gap in Latin América and the Caribbean*.
12. FERNÁNDEZ, R.; GUNER, N., and KNOWLES, J. (2001). "Love and money: A theoretical and empirical analysis of household sorting and inequality" (Working Paper 8580). NBER.
13. GAMARRA, J. (2005). *¿Se comportan igual las tasas de desempleo de las siete principales ciudades colombianas?* Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER). Documentos de trabajo sobre economía regional.
14. GREENWOOD, J., and GUNER, N. (2004). "Marriage and divorce since World War II: Analyzing the role of technological progress on the formation of house-holds" (Working Paper 10772). NBER.
15. HAUSMAN, J. A. (1978). "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, 46(6):1251-1271.
16. HECKMAN, J., and KILLINGSWORTH, M. (1986). "Female labor supply: A survey", in O. Ashenfelter and R. Layard (Eds.), *Handbook of labor economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers BV.
17. IYIGUN, M., and WALSH, R. (2006). "Building the family nest: Pre-marital investments, marriage markets and spousal allocation", *Review of Economic Studies*.

18. JORDÁN QUINTERO, M. (2006). “¿Quién con quién? Movilidad social y unión semejante, evidencia empírica para el caso colombiano” [edición electrónica], *Documento CEDE*, 44.
19. LAFORTUNE, J. (2007). *Making yourself attractive: Sex ratios, pre-marital investments and the returns to education on the marriage market*. Department of Economics, MIT.
20. LASSO, F. (2002). “Nueva metodología de Encuesta de Hogares: ¿Más o menos desocupados?”, *Archivos de Economía*, 213, Departamento Nacional de Planeación.
21. LYKKE, A. (2000). *Social mobility in Latin America*, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas, Universidad Católica Bolivariana.
22. MEZA, C. y RIBERO, R. (1997). “Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995”, *Archivos de Macroeconomía*, 62, Departamento Nacional de Planeación.
23. MINCER, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. New York, NBER.
24. NÚÑEZ, J. y SÁNCHEZ, F. (1998). “Educación y salarios relativos en Colombia, 1976-1995. Determinantes, evolución e implicaciones para la distribución del ingreso”, *Archivos de Macroeconomía*, 74, Departamento Nacional de Planeación.
25. OAXACA, R., and RANSOM, M. (1994). “On discrimination and the decomposition of wage differentials”, *Journal of Econometrics*, The econometrics of labor market segregation and discrimination, 61(1).
26. PEÑA, X. (2006). “Assortative matching and the education gap”, *Borradores de Economía*, Banco de la República.

27. PETERS, M., and SIEW, A. (2002). “Competing pre-marital investments”, *Journal of Political Economy*, 110(3):592-608.
28. RÍOS-RULL, J., and SÁNCHEZ, V. (2002). “College attainment of women”, *Review of Economic Dynamics*, 5(4):965-998.
29. SPENCE, A. (1974). *Market signaling: Informational transfer in hiring and related screening processes*. Cambridge, Harvard University Press.
30. SUÁREZ, A. y BURITICÁ, A. (2002). *Empalme de las series de tasa de desempleo, ocupación y participación entre la encuesta transversal y la continua*. DANE.
31. WEBER, M. (1983). *Influencia de la gran industria en el comportamiento de los trabajadores: introducción metodológica al estudio de la adaptación y selección de los trabajadores de la gran industria*. Bogotá, Tercer Mundo.
32. WHITE, H. (1980). “A heteroskedasticity – Consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48(4).

Anexos

Anexo 1. Tasa global de participación a través del tiempo.



Fuente: Arango, García y Posada (2006). Cálculos propios.

Anexo 2. Estadísticas descriptivas sobre diferenciales salariales por género a precios constantes para el año 2000.

Ingreso laboral promedio por hora según ciudad.
Desviación estándar en paréntesis.

Ingreso laboral por hora		
	Hombre	Mujer
Barranquilla	3.845,05 (5.255,63)	3.812,95 (4.467,84)
Bucaramanga	5.719,38 (6.056,11)	5.711,41 (6.158,54)
Bogotá	6.475,23 (7.225,37)	6.171,39 (6.956,89)
Manizales	5.848,30 (6.368,97)	5.226,27 (5.889,89)
Medellín	5.856,03 (6.743,97)	5.548,41 (6.305,68)
Cali	6.520,17 (7.840,78)	6.137,48 (7.302,16)
Pasto	5.191,83 (5.401,09)	5.023,41 (5.722,76)
Número de observaciones	6.145.386	9.996.504

Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

Mediana del ingreso laboral por hora según ciudad.
Desviación estándar en paréntesis.

Ingreso laboral por hora		
	Hombre	Mujer
Barranquilla	2.489,71 (5.255,63)	2.403,36 (4.467,84)
Bucaramanga	3.605,78 (6.056,11)	3.605,78 (6.158,54)
Bogotá	3.824,31 (7.225,37)	3.038,21 (6.368,97)
Manizales	3.434,08 (6.743,97)	3.605,78 (6.956,89)
Medellín	3.038,21 (5.889,89)	3.129,82 (6.305,68)
Cali	3.747,49 (7.840,78)	3.434,08 (7.302,16)
Pasto	5.191,83 (5.401,09)	5.023,41 (5.722,76)
Número de observaciones	6.145.386	9.996.504

Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

**Mediana del ingreso laboral por hora según nivel educativo.
Desviación estándar en paréntesis.**

Ingreso laboral por hora		
	Hombre	Mujer
Primaria	2.802,21 (5.517,18)	2.738,59 (5.040,43)
Secundaria	3.082,16 (6.494,98)	3.016,84 (5.855,03)
Bachiller	4.407,07 (7.396,22)	3.793,42 (8.350,18)
Universitario	5.718,58 (7.695,91)	5.631,38 (7.975,69)
Posgrado	10.302,23 (11.910,18)	9.014,46 (8.398,47)
Número de observaciones	6.145.386	9.996.504

Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

**Ingreso laboral promedio por hora según cohortes de edad.
Desviación estándar en paréntesis.**

Ingreso laboral por hora		
	Hombre	Mujer
De 18 a 20	4.734,43 (5.460,34)	5.390,00 (6.593,58)
De 21 a 29	5.865,54 (6.756,78)	5.380,90 (5.778,53)
De 30 a 39	6.187,26 (7.112,69)	5.093,59 (5.918,87)
De 40 a 49	6.322,50 (6.662,17)	5.924,96 (7.713,49)
De 50 a 59	6.631,94 (7.927,85)	6.502,20 (6.635,61)
De 60 a 65	5.810,77 (5.982,43)	5.340,60 (5.614,25)
Número de observaciones	6.145.386	9.996.504

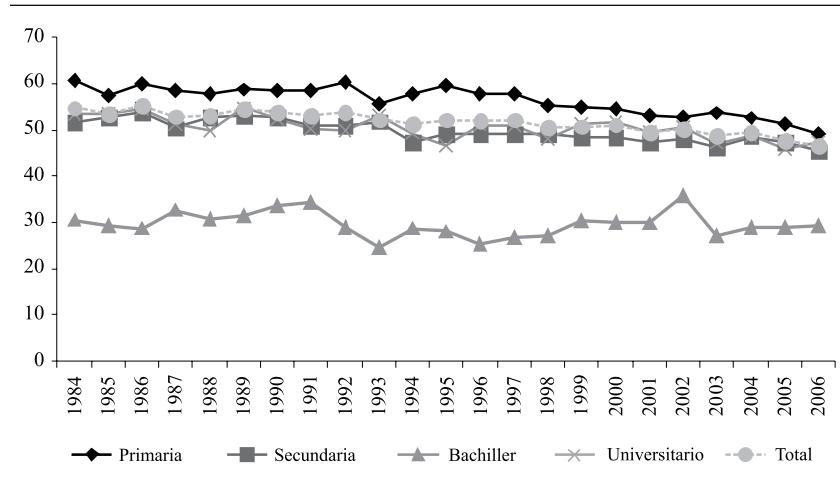
Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

**Mediana del ingreso laboral por hora según cohortes de edad.
 Desviación estándar en paréntesis.**

	Ingreso laboral por hora	
	Hombre	Mujer
De 18 a 20	2.884,63 (5.460,34)	2.778,97 (6.593,58)
De 21 a 29	3.434,08 (6.756,78)	3.338,69 (5.778,53)
De 30 a 39	3.605,78 (7.112,69)	2.993,89 (5.918,87)
De 40 a 49	3.605,78 (6.662,17)	3.605,78 (7.713,49)
De 50 a 59	3.605,78 (7.927,85)	4.086,55 (6.635,61)
De 60 a 65	3.434,08 (5.982,43)	3.386,23 (5.614,25)
Número de observaciones	6.145.386	9.996.504

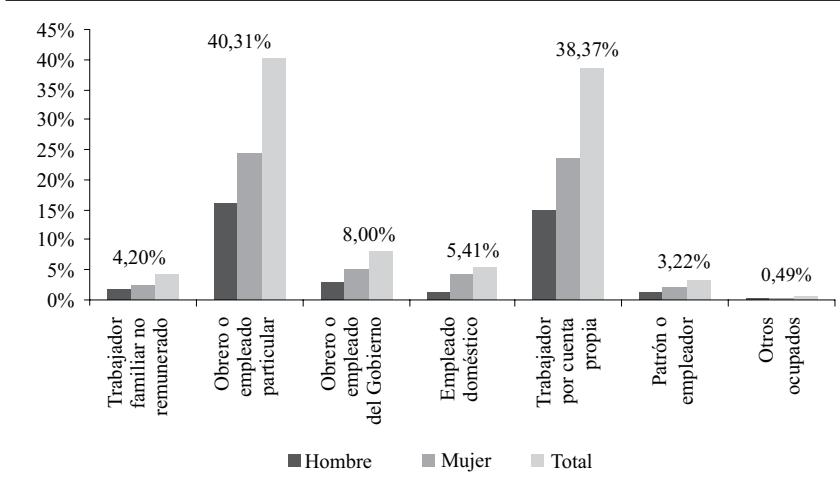
Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

**Anexo 3. Porcentaje de uniones maritales a través del tiempo
según nivel educativo.**



Fuente: ENH 1985-2000 y ECH 2001-2006(I). Cálculos propios.

Anexo 4. Estadísticas generales sobre la distribución de trabajadores por tipo de ocupación según género.



Fuente: ECH 2006(I). Cálculos propios.

Anexo 5. Coeficiente de correlación para medir una unión semejante.

$$\rho_{xy} = \frac{\text{cov}(x,y)}{\text{var}(x)^{(1/2)}\text{var}(y)^{(1/2)}} , \text{ donde } -1 < \rho_{xy} < 1$$

Anexo 6. Matriz de correlación de unión semejante.

Educación jefe	Nivel educativo para 1984				
	Educación cónyuge				
	Primaria o menos	Alguna secundaria	Bachillerato completo	Educación superior	Total
Primaria o menos	97,16%	1,97%	0,85%	0,02%	100%
Alguna secundaria	61,89%	34,75%	2,94%	0,42%	100%
Bachillerato completo	17,35%	36,57%	45,21%	0,87%	100%
Educación superior	0,11%	3,63%	38,77%	57,49%	100%
Total por nivel educativo	61,24%	27,69%	8,86%	2,21%	100%

Fuente: ENH 1984. Cálculos propios.

Educación jefe	Nivel educativo para 1996				
	Educación cónyuge				
	Primaria o menos	Alguna secundaria	Bachillerato completo	Educación superior	Total
Primaria o menos	95,32%	3,79%	0,76%	0,13%	100%
Alguna secundaria	48,21%	49,63%	1,97%	0,19%	100%
Bachillerato completo	5,24%	39,35%	54,44%	0,97%	100%
Educación superior	0,25%	1,94%	27,14%	70,67%	100%
Total por nivel educativo	56,04%	23,14%	8,58%	12,30%	100%

Fuente: ENH 1996. Cálculos propios.

Anexo 7. Descomposición de Oaxaca y Ransom

Esta metodología propone cuatro métodos alternativos para estimar la importancia cuantitativa de los mercados matrimonial y laboral en la brecha educativa. Todos estos métodos descomponen la brecha educativa en dos componentes que son el mercado matrimonial y el laboral. De esta manera, un problema básico es considerar cuál es la estructura de la educación de competencia perfecta en Colombia. Para esto, Oaxaca y Ransom (1994) a través del método *pooled* proponen que la estructura de años de educación es una combinación de los años promedio de educación de hombres y mujeres. En este sentido, la matriz de ponderadores especificada por estos autores es: $\Omega_0 = (X'X)^{-1}(X'_H X_H)$ donde X es la matriz de observaciones para el total de la muestra y X_H es la matriz de observaciones para la muestra de los hombres. La estructura de salarios en ausencia de discriminación estaría dada por: $\beta^* = \Omega_0 \beta_H + (I - \Omega_0) \beta_M$. Con esta metodología se puede estimar el diferencial de la educación entre géneros y descomponerla en la importancia relativa del mercado matrimonial y el laboral. La descomposición tiene la siguiente estructura:

$$BE - (\theta_H \lambda_H - \theta_M \lambda_M) = \bar{X}'_H (\beta_H - \beta^*) + \bar{X}'_M (\beta_M - \beta^*) + (\bar{X}_H - \bar{X}_M)' \beta^*,$$

donde BE es la brecha educativa, λ_H y λ_M son las medias de las estimaciones del *inverse Mills ratio*, θ_H y θ_M las estimaciones de los coeficientes de la brecha educativa. β_H y β_M son las estimaciones de los coeficientes estimados en las ecuaciones de educación para hombres y mujeres, β^* es la estructura de educación de competencia perfecta y las \bar{X} son los mercados laboral y matrimonial.