



# Ensayos sobre POLÍTICA ECONÓMICA

[www.elsevier.es/espe](http://www.elsevier.es/espe)



## Consecuencias de ser padre a temprana edad sobre los ingresos: Caso colombiano



Christian Camilo Gómez Cañon

Universidad de los Andes, Bogotá, D.C., Colombia

### INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

#### Historia del artículo:

Recibido el 8 de julio de 2015

Aceptado el 10 de febrero de 2016

On-line el 24 de mayo de 2016

#### Códigos JEL:

J13

J16

J24

I30

#### Palabras clave:

Salarios

Diferencias salariales

Maternidad temprana

Paternidad temprana

Selección de muestra

«Birth timing»

Colombia

Propensity score

### R E S U M E N

Este estudio estima la penalidad que se presenta en los ingresos laborales de los padres que tuvieron sus hijos a edad temprana, antes de los 21 años, en relación con aquellos que postergan su paternidad. Para corregir los problemas de endogeneidad se usan técnicas de correspondencia (*propensity score matching*) y el método de Heckman. Los resultados sugieren que los padres a edad temprana tienen una penalidad del 11,7% en sus ingresos por hora. Los impactos son mayores en magnitud para las mujeres (12,7%) que para los hombres (5,3%), y los canales de transmisión son heterogéneos según sexo. La paternidad temprana se produce en un momento crítico del ciclo de vida, donde aumenta la probabilidad de interrumpir eventos importantes en la formación del ciclo de vida, y donde aumenta la probabilidad de interrumpir eventos importantes en el mercado laboral como consecuencia del cuidado y del mantenimiento económico del niño.

© 2016 Banco de la República de Colombia. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

### Consequences of Early Parenthood on Incomes: Colombian Case

#### A B S T R A C T

This paper estimates the penalty that occurs in the earnings of parents who had their children at an early age, before 21 years, compared to those who delay parenthood. To correct endogeneity problems matching techniques (*propensity score matching*) and the Heckman method are used. The results suggest that parents at an early age have a penalty of 11.7% in their income per hour are used. The impacts are greater in magnitude for women (12.7%) than for men (5.3%) and the transmission channels are heterogeneous by sex. Early parenthood comes at a critical time in the life cycle, which increases the probability of interrupting major events in the formation of human capital and produces changes in the way young parents get into the labor market as a result of care and financial support of the child.

© 2016 Banco de la República de Colombia. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

#### JEL classification:

J13

J16

J24

I30

#### Keywords:

Wages

Wage gap

Early motherhood

Early parenthood

Sample selection

«Birth timing»

Colombia

Propensity score

Correos electrónicos: [cc.gomez88@uniandes.edu.co](mailto:cc.gomez88@uniandes.edu.co), [christiancamilo19@hotmail.com](mailto:christiancamilo19@hotmail.com)

<http://dx.doi.org/10.1016/j.espe.2016.02.002>

0120-4483/© 2016 Banco de la República de Colombia. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

## 1. Introducción

Estudios recientes han destacado que en Colombia ha disminuido significativamente el número de hijos, y las tasas globales de fecundidad están en niveles comparables con las de países desarrollados (Flórez, 2000). Sin embargo, la edad promedio para tener el primer hijo es considerablemente menor en Colombia que en estos países.

Según datos de Eurostat (2015), en el año 2013 la edad promedio de las mujeres al tener su primer hijo en la Unión Europea era de 28,7 años<sup>1</sup>. En Suiza y en España esta media se situó en 30,4 años, en Italia en 30,6, en Holanda en 29,4 y en Alemania en 29,3. Desde mediados de los años setenta se destaca una tendencia hacia una maternidad cada vez más tardía dentro de los países desarrollados. En contraste, en países latinoamericanos como Ecuador, República Dominicana y en particular Colombia, esta tendencia resulta distante. Según datos del DANE<sup>2</sup>, se estima que para el caso colombiano las personas en promedio tienen su primer hijo entre los 18 y los 21 años<sup>3</sup>. Los resultados del tercer seguimiento de la Encuesta Longitudinal de Familias en Acción<sup>4</sup> (ELFA) muestran que el 76,1% de las mujeres entrevistadas reportaron haber tenido su primer hijo antes de los 20 años.

Sobre esta línea, Colombia también ha convivido con un significativo incremento en las tasas de fecundidad adolescente. Para el año 2000, Flórez y Soto (2007) estiman que la proporción de mujeres entre 15 y 19 años que habían experimentado un embarazo ascendía al 19,1%. De acuerdo a datos de Profamilia, se estimó que esta cifra para 2005 llegaba al 31,5% para la población más pobre (Silva, González y Torres, 2008). Este creciente fenómeno estaría, en algún grado, relacionado con reducciones del promedio de la edad de la concepción del primer hijo en el país.

La maternidad temprana es actualmente una fuente de gran preocupación desde la política pública, pues tradicionalmente se ha asociado con pérdidas en el bienestar de los padres y como potenciador de círculos de pobreza y deterioro social. Autores como Dillard y Pol (1982) afirman que esta puede tener implicaciones sociales y psicológicas más allá de la misma maternidad. En su trabajo, los autores resumen el impacto adverso de la maternidad temprana en el nivel educativo para las madres, así como su influencia en altas tasas de fecundidad posterior, baja participación laboral, ingresos reducidos y estrés económico durante la vida.

A partir de lo anterior, este trabajo busca identificar las consecuencias económicas del bajo promedio de edad en la que los colombianos tienen su primer hijo. En particular, busca indagar si existe una penalidad sobre los ingresos laborales de los padres que tuvieron sus hijos a edad temprana, en relación a los que posteriormente se explica por ser madre/padre adolescente<sup>5</sup> (antes de los 17 años), y qué proporción se relaciona con serlo entre los 18 y los 21 años, rango donde en promedio los colombianos tienen su primer hijo. Este abordaje determina la importancia del fenómeno y establece

que es necesario redimensionar la perspectiva que se tiene sobre la problemática del embarazo adolescente. El estudio también indaga sobre los canales y las formas a través de los cuales se explica este impacto.

En el presente trabajo se entiende la *maternidad/paternidad temprana*<sup>6</sup> como aquella situación donde se ha sido madre/padre antes de los 21 años, pues en promedio esta es la edad en la cual los colombianos tienen su primer hijo. Sumado a esto, de acuerdo con el Ministerio de Educación Nacional de Colombia, a los 21 años un colombiano debería estar culminando sus estudios de educación superior en un escenario sin perturbaciones<sup>7</sup>.

En Colombia se han realizado estudios que evidencian las consecuencias que la maternidad trae sobre la participación laboral, los ingresos de las mujeres, los años de educación y su influencia en la generación de trampas de pobreza (Flórez y Núñez, 2002; Gutiérrez, 2008; Núñez, 2008; Olarte y Peña, 2010). Sin embargo, no se conocen investigaciones sobre el efecto de ser madre/padre joven sobre los ingresos laborales. Es así que de ser parte de las investigaciones disponibles se han concentrado en la maternidad adolescente, sin profundizar si el impacto negativo de esta puede extenderse a edades más allá de la adolescencia. Por tanto, no se ha explorado cuáles son los inconvenientes de que la edad promedio para tener el primogénito en Colombia sea relativamente baja frente a los países desarrollados. Tampoco se han estimado las posibles implicaciones de la paternidad temprana sobre el bienestar de los individuos. Bajo este contexto, este trabajo mide las consecuencias de ser padre a edad temprana sobre la oferta laboral de los individuos en el mediano plazo, tanto para hombres como para mujeres. En este sentido, se busca que esta investigación sirva como insumo para promover estudios de política pública con el fin de elevar el promedio de edad en la cual los colombianos tienen sus hijos.

Tomando como base la Gran Encuesta salarial de Mincer (GEIH), se usan derivaciones de la ecuación salarial de Hoxby (1974) y una corrección del sesgo de selección de Heckman (1979) para estimar el impacto de la maternidad/paternidad temprana sobre los ingresos. Estas estimaciones se complementan con técnicas de correspondencia (*propensity score matching*) para corregir la posible endogeneidad de ser padre joven.

El trabajo se concentra en los efectos en el mediano plazo, para lo cual se realizan diversas especificaciones para una población entre 25 y 35 años.

Los resultados sugieren que existe una penalidad sobre los ingresos, causada por el evento de ser padre a edad temprana. A pesar de incluir diferentes controles sociodemográficos y aplicar las técnicas de correspondencia, los padres jóvenes ganan en promedio 11,7% menos que sus pares que postergaron la paternidad. Los resultados muestran que la acumulación de capital humano es un resultado fundamental, pero no el único, para explicar esta penalidad. La forma en que los padres se vinculan al mercado laboral también se ve afectada por el hecho de ser padre joven. Las magnitudes del impacto y los canales son heterogéneos para hombres y mujeres.

Estos resultados no solo dependen de ser padre adolescente: excluyendo los eventos de fecundidad adolescente, se encontró una penalidad del 9,2% en los ingresos de los padres que lo fueron entre los 18 y los 21 años, en comparación con los que fueron padres después de esa edad.

El presente artículo está organizado de la siguiente manera. La segunda sección muestra las principales contribuciones sobre el tema que se han forjado en la literatura internacional, en la

<sup>1</sup> Media calculada con agregados estimados para los países con los que se cuenta información comparable, disponible en: <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/6829228/3-13052015-CP-EN.pdf/7e9007fb-3ca9-445f-96eb-fd75d6792965>

<sup>2</sup> Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

<sup>3</sup> No existe en las estadísticas colombianas un dato exacto sobre la edad en la que los padres tienen su primer hijo. Los datos a los que hace referencia el párrafo se encuentran en la figura A1 del apéndice 1, y usa como aproximación la edad de los padres que lo fueron por primera vez.

<sup>4</sup> Familias en Acción se refiere a un programa de transferencias condicionales del gobierno colombiano, por lo que la población objetivo de la encuesta (ELFA) es población en situación de vulnerabilidad.

<sup>5</sup> Este estudio define a los padres adolescentes como aquellos que tuvieron sus hijos antes de los 17 años, lo que se aduce de la ley 1098 de 2006, por la cual se expide el código de la infancia y adolescencia de Colombia.

<sup>6</sup> En esta investigación se utilizará de forma indistinta los términos *padres a edad temprana* y *padre joven*, y comprende tanto a madres como padres que tuvieron sus hijos antes de los 21 años.

<sup>7</sup> Véase la sección 2 para detallar la fuente de información del Ministerio de Educación Nacional.

latinoamericana y en Colombia. La sección 3 describe los datos a utilizar, junto con algunas estadísticas descriptivas, y en la sección 4 se especifica la metodología seguida por el autor y las estrategias de identificación. En la sección 5 se presentan los principales resultados. La sección 6 presenta las conclusiones y recomendaciones del estudio.

## 2. Revisión de la literatura

Gran parte de la literatura sobre fecundidad se fundamenta en la investigación demográfica y sociológica. Existe un amplio acervo de literatura sobre las consecuencias económicas de la maternidad. Los estudios que por primera vez analizaron empíricamente el efecto de la maternidad temprana sobre el ingreso de los hijos, fueron los de Becker (1960), quien estudió las consecuencias socioeconómicas y de salud que genera tener un mayor número de hijos. Estudios como el de Mincer (1974), el mismo Becker (1985, 1991) y Waldfogel (1997) dan las primeras fundamentaciones sobre el impacto de la maternidad en los ingresos, sugiriendo los efectos negativos que enfrentan las madres sobre su experiencia e ingreso laboral, dado el tiempo que demanda la crianza de sus hijos.

La literatura sobre la maternidad temprana ha estado tradicionalmente ligada al tema de la fecundidad adolescente, descrita como un determinante importante en la persistencia de pobreza intergeneracional. A la maternidad adolescente se le adjudica la responsabilidad de reducciones sustanciales de los años de educación formal y de generar cambios importantes en las características de la oferta laboral de las madres adolescentes, cuando se compara con las mujeres que postergan su maternidad. Además, en los casos en que la maternidad económica realiza actividades generadoras de ingreso que permitan el mantenimiento del hijo (Alcázar, 2006; Ermisch y Pevalin, 2005; Chevalier y Viitanen, 2003; Geronimus y Korenman, 1992; Jencks, 1989; Manlove, 1997; Klepinger, Lundberg y Plotnick, 1999; Moffitt, 1984; Taniguchi, 1999; Trussell y Abowd, 1980; Uunk, Kalmijn y Muffels, 2005).

Desde hace algunas décadas, varias investigaciones han nutrido esta literatura, sobre todo en países desarrollados. Algunos estudios han documentado que las consejas desahucadas que la maternidad adolescente trae al bienestar económico de los progenitores, no se consideran exógenas y están correlacionadas con diversas características intrínsecas de los padres adolescentes (Geronimus y Korenman, 1992; Klepinger et al., 1999). Al respecto, Geronimus y Korenman (1992) presentaron estimaciones que tenían en cuenta las heterogeneidades de las características familiares, comparando hermanas que tuvieron sus hijos a diferentes edades, demostrando que las mediciones previas que se habían realizado en Estados Unidos contenían sesgos y sobrestimaban las consecuencias de la maternidad adolescente.

Desde entonces, los esfuerzos se han concentrado en utilizar técnicas metodológicas que ayuden a corregir los sesgos que la estimación de la maternidad adolescente trae sobre diferentes resultados. Chevalier y Viitanen (2003), en un estudio para Inglaterra, encuentran que al tener en cuenta características heterogéneas (no observables) de las mujeres que tuvieron un hijo en la adolescencia, el efecto negativo de la maternidad adolescente en la educación, enrolamiento e ingreso laboral es menor a los estimados previamente. Sin embargo, el resultado adverso se mantiene.

Siguiendo esta línea, algunas investigaciones han examinado la información de abortos no inducidos de la maternidad adolescente eran más pequeños de lo que se había considerado en estudios previos (Hotz, McElroy y Sanders, 2005; Hotz, Mullin y Sanders, 1997; Sanders, Hotz y McElroy, 1996). Sin embargo, estas investigaciones

encuentran que las madres adolescentes trabajan menos horas y tenían ingresos laborales más bajos.

En América Latina, desde hace poco más de una década se han comenzado a explorar los impactos de la maternidad adolescente en el desarrollo socioeconómico de las madres (Alcázar, 2006; Gerstenblüth, Ferre, Rossi y Triunfo, 2009; Kruger y Berthelon, 2012)<sup>8</sup>. En general, se han evaluado las probabilidades de estas para alcanzar logros educativos o completar los estudios. Alcázar (2006) muestra en su estudio que en Perú las diferencias en acumulación de capital humano de las madres adolescentes con respecto a las que postergaron su maternidad parecieran manifestarse a mediano plazo, no en gran medida en el acceso al mercado laboral, sino especialmente en las condiciones laborales a las que se ven sometidas las madres adolescentes.

Por otra parte, Azevedo, Lopez-Calva y Perova (2012) siguen a Hotz et al. (2005) para evaluar la acumulación de capital humano y participación laboral de las madres adolescentes en México, llegando a conclusiones poco intuitivas. Dentro de sus estimaciones, encuentran que las mujeres que dieron a luz durante su adolescencia tienen en promedio 0,34 años más de educación y una probabilidad 21 puntos porcentuales más alta de estar empleadas que las mujeres que dieron a luz después de su adolescencia.

Para el caso colombiano se encuentran algunos estudios sobre los impactos de la maternidad adolescente, que en su mayoría se han concentrado particularmente en medir las repercusiones que tiene esta en la acumulación de capital humano. Núñez y Cuesta (2006) y Núñez (2008), usando variables instrumentales, estiman en 2 años el impacto del embarazo adolescente sobre el promedio de educación de las mujeres. Además, muestran que la fecundidad adolescente tiene efectos negativos sobre la participación laboral, la estructura y el tamaño del hogar. Por otra parte, Urdinola y Ospino (2015), a través de un estudio de largo plazo en la educación o en las tasas de ocupación en las madres adolescentes.

Con respecto a la penalidad sobre los ingresos, Olarte y Peña (2010) confirman la existencia de una penalización significativa de la maternidad sobre los ingresos de las mujeres, que se agravaba cuando el hijo es altamente dependiente. Sugieren que puede haber un impacto en los ingresos de las madres jóvenes pero no ahondan en este análisis<sup>9</sup>.

En lo que respecta a la paternidad, son pocos los estudios que ahondan sobre sus consecuencias. Sin embargo, trabajos como el de Pirog-Good (1996) concluyen que en Estados Unidos los padres adolescentes completan menos años de educación y son más propensos a no finalizar la secundaria, entran antes al mercado laboral, pero cuando se encuentran entre los 20 y 30 años devengan un salario menor que aquellos que postergaron su paternidad.

El presente trabajo contribuye en varias dimensiones a la literatura sobre el tema. En primer lugar, para el caso colombiano no existe un análisis que aborde las implicaciones que tiene ser *padre joven* sobre la oferta laboral de los individuos. Los trabajos existentes se han focalizado sobre embarazo adolescente únicamente en mujeres, y no se profundiza en las características de la vinculación laboral o los ingresos laborales de los padres jóvenes. Segundo, se analiza los posibles efectos de la maternidad temprana, cuyo caso nunca se ha estudiado en el país. Tercero, identifica (hasta donde la estructura de los datos lo permite) los canales a través de los cuales

<sup>8</sup> Alcázar (2006) es un estudio para Perú, Gerstenblüth et al. (2009) para Uruguay, y Kruger y Berthelon (2012) para Chile.

<sup>9</sup> Gamboa y Zuluaga (2013), por el contrario, no encontraron evidencia de brechas salariales significativas entre madres y no madres al vincular variables de educación al modelo de descomposición de Nopo (2008). Esto puede estar explicado porque la educación es una variable altamente influenciada por el hecho de ser madre y no una característica pre-maternidad.

**Tabla 1**  
Composición de la muestra (enero-diciembre 2013)

	Observaciones (n)			Observaciones (n) aplicando factor de expansión		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Población objetivo del módulo de Fecundidad-GEIH	514.904	239.135	275.769	29.241.988	14.401.531	14.840.457
Población del módulo de 25 a 35 años	132.492	60.964	71.528	7.614.227	3.698.712	3.915.515
No han presentado cambios migratorios	73.394	34.164	39.230	4.045.671	1.996.575	2.049.096
Reportaron haber sido padres	49.531	19.641	29.890	2.806.779	1.185.065	1.621.714
Cuyo ingreso reportado es coherente	36.367	18.083	18.284	2.080.494	1.107.920	972.574

Fuente: DANE-GEIH, cálculos propios.

se generan los impactos negativos sobre los ingresos. En particular, encontramos que el abandono de los estudios y los cambios en la forma en que los *padres a edad temprana* se insertan al mercado laboral son los principales determinantes.

### 3. Datos

Los datos principalmente utilizados para efectuar las estimaciones y el análisis comprenden un año de acumulación de cortes transversales de la GEIH, desde enero a diciembre de 2013. La GEIH es recolectada por el DANE, y se trata de una investigación continua que se realiza desde el año 2006. Esta base de datos provee un muestra aleatorizada y estratificada de 66.000 hogares aproximadamente (al trimestre) que se traducen en cerca de 264.000 individuos que se entrevistan de manera directa. Es representativa a nivel nacional, por dominios: cabecera, resto<sup>10</sup> y 24 ciudades principales<sup>11</sup>.

El periodo de estudio fue seleccionado dado que para ese año (2013) se incorporó a la GEIH un módulo sobre fecundidad que se aplica a hombres entre los 14 y los 60 años y a mujeres entre los 12 y los 55 años. Esta información se complementa con una amplia batería de preguntas sobre mercado laboral, características individuales y de hogar. Además, actualmente es la única fuente de información (a través de encuesta) sobre la fecundidad de los hombres en Colombia.

Adicionalmente, se utilizó información de registros administrativos sobre nacimientos provenientes de las Estadísticas Vitales (EEVV) del DANE y Ministerio de Protección Social (MPS) desde el año 1998 hasta el año 2012, y la información del Registro Civil de Nacimiento de la Registraduría Nacional para los años 1990 a 1998<sup>12</sup>.

Para los efectos de este estudio se selecciona una muestra de padres entre los 25 y los 35 años de edad con el objetivo de impedir que se hagan comparaciones intergeneracionales, es decir, solo se evaluará una cohorte poblacional donde no hay padres e hijos en la misma muestra, evitando el posible sesgo de comparar generaciones distintas. Por otra parte, esta selección ayuda a concentrarse en los efectos en el mediano plazo de ser *padre joven*. Evaluar que los impactos sean heterogéneos a través tiempo haría parte de una nueva investigación.

Partiendo de esta población, se clasificó como *padres a edad temprana* o *padres jóvenes* a aquellos que manifestaron haber tenido hijos antes de los 21 años<sup>13</sup>. La selección de esta edad surge por 2 motivos: primero, porque es la edad promedio en la que los

<sup>10</sup> Cabecera se refiere a todo centro poblado con alcaldía; Resto se refiere a los demás centros poblados y rural disperso.

<sup>11</sup> Los resultados obtenidos a través de esta encuesta son generalizables a toda la población, exceptuando los antiguos territorios nacionales, donde reside un poco menos del 5% del total de la población colombiana.

<sup>12</sup> Estas consultas apoyaron metodológicamente el *propensity score* que se detalla en la metodología.

<sup>13</sup> Es un intervalo cerrado; por tanto, incluye a los que tuvieron dos hijos a los 21 años.

colombianos tienen a sus primogénitos, y segundo, por las consideraciones del Ministerio de Educación Nacional, en donde se determina que en un escenario sin perturbaciones, un colombiano a los 21 años debería estar concluyendo la educación superior<sup>14</sup>.

Cabe resaltar que los *padres a edad temprana* contienen un subgrupo de población —los *padres adolescentes*— que se define como aquellos que tuvieron sus hijos entre los 12 y los 17 años. Este rango está definido de acuerdo a la ley 1098 de 2006, por la cual se expide el código de infancia y adolescencia del Estado colombiano. A pesar de que esta ley entiende a los adolescentes como a los individuos entre 12 y 18 años, la estructura de los cuestionarios de la GEIH solo permite identificar los padres que lo fueron entre los 12 y los 17 años. Por tanto, para los fines de estudio se define este último rango como el de la maternidad/paternidad adolescente.

El análisis a su vez se centrará en población no migrante por 2 razones: primero, porque es indispensable para el funcionamiento técnico de la predicción de ser padre a edad temprana (se detalla en la metodología). Segundo, el objeto del estudio es identificar una penalidad en los ingresos, y realizar esta selección permitirá obtener una muestra más homogénea, evitando la contaminación de los resultados con sesgos en los ingresos provenientes de migraciones laborales y/o de discriminación.

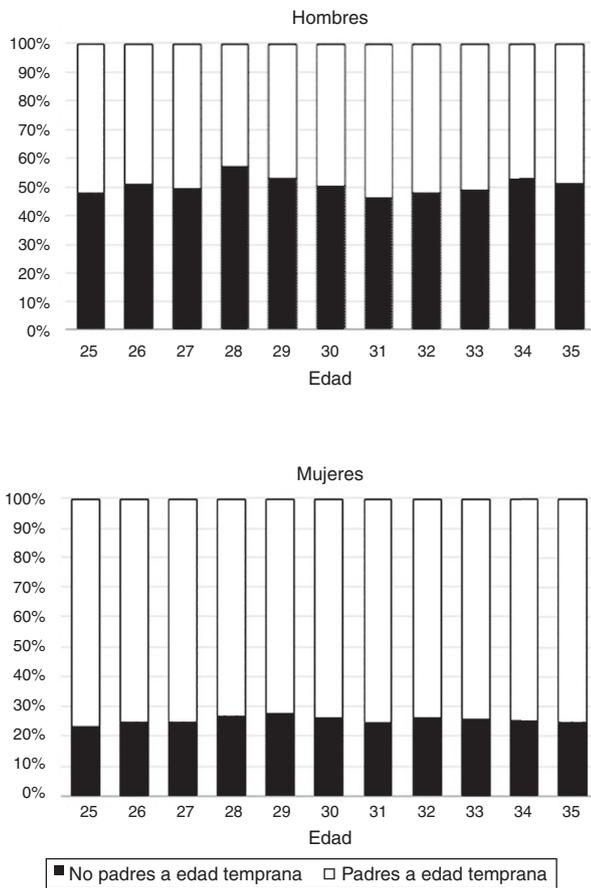
La *tabla 1* presenta la selección de la muestra. Esta comprende que representan entre 25 y 35 años colombianos 132.492 observaciones corresponden a individuos que reportaron haber sido padres, de los cuales el 73% reportaron ingresos coherentes<sup>15</sup>.

Ahora, analizando los datos de la GEIH, se presentan a continuación descripciones sobre la composición de la población objetivo, en términos de la incidencia de la maternidad/paternidad temprana, de la composición del hogar y de los ingresos laborales de la población padre/madre joven.

El 50,0% de los jóvenes de 25 años son padres, y para las personas de 35 años este porcentaje asciende al 81,1%. Para el periodo de estudio, en promedio, cerca de la mitad (49,3%) de los padres que tienen entre 25 y 35 años han sido *padres a edad temprana*.

<sup>14</sup> El Ministerio de Educación Nacional a través de su Sistema Nacional de Información de la Educación Superior (SNIES), y de acuerdo a recomendaciones internacionales, ha diseñado indicadores como la *tasa de cobertura de educación superior*. Este indicador muestra la relación entre los alumnos matriculados en el nivel de pregrado y la población entre 17 y 21 años; por tanto, mide la participación de los jóvenes y adultos que se encuentran efectivamente cursando un programa de educación superior, tomando como denominador la edad esperada en la que un colombiano debería estar asistiendo a este nivel educativo. La ficha técnica de estos indicadores puede ser consultada en: <http://www.mineducacion.gov.co/sistemasdeinformacion/1735/articulos-212350-Fichas-tecnicas.pdf>

<sup>15</sup> Ingreso coherente: son los ingresos que resultan luego de eliminar las observaciones que reportan ingresos inferiores a un dólar por día al mes y que pertenecen a estratos superiores al tres, y las correspondientes a individuos que trabajan más de 40 h por semana y pertenecen a estratos superiores a los tres que reportan ingresos mensuales inferiores a un salario mínimo de 2013.



**Figura 1.** Porcentaje de padres jóvenes en el total de padres por sexo y edad. Total nacional, datos expandidos. Esta información es calculada para la población objetivo del estudio, es decir, padres entre 25 y 35 años no migrantes. Para hacer homogéneo el denominador a través de los años de edad se tomó como base a los padres antes de los 25 y a partir de allí se realizó la distribución según padre o no padre a edad temprana. El factor de expansión es recalibrado para ser representativo de 12 meses. Fuente: DANE y cálculos propios.

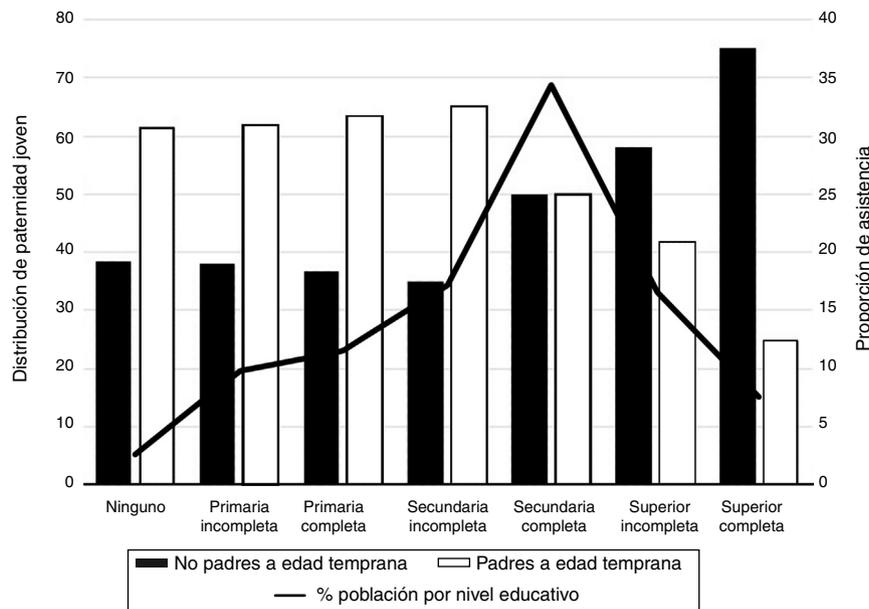
La incidencia de la paternidad temprana (que se sigue de la definición de este documento) es diferente cuando se analiza por sexo. La ocurrencia de la fecundidad antes de los 21 años es más prominente en mujeres. Tomando como base únicamente a los padres que lo fueron antes de los 25 años, para hacer comparable el denominador a lo largo de los diferentes cohortes de edad, la figura 1 muestra que en Colombia la proporción de madres que lo son a esta temprana es de alrededor del 75%, y que para los hombres esta proporción es del orden del 48%. Esta situación no muestra una tendencia hacia la postergación de los hijos hacia edades más allá de los 21 años para la población más joven de la muestra, lo que pone de manifiesto la incidencia, la dimensión y la vigencia de la problemática.

Con respecto al nivel educativo, gran parte de la población de padres objeto de estudio (34,5%) cuenta con secundaria completa. Para este nivel educativo, la figura 2 muestra que cerca de la mitad de esta población fue padre a edad temprana.

Una mayor prevalencia de la paternidad/maternidad joven se evidencia a niveles educativos inferiores, lo que puede asociarse como causa y/o consecuencia de la misma. Para los niveles educativos superior incompleta y superior completa la proporción de padres jóvenes es del 41,8 y del 24,9%, respectivamente.

La tabla 2 presenta estadísticas descriptivas desagregadas según el momento de la paternidad/maternidad. De este se puede inferir que los padres jóvenes son menores en edad, en su mayoría son mujeres, tienen menos años de escolaridad y alcanzan menos logros educativos. El capital humano acumulado es más bajo para las madres jóvenes que para los padres jóvenes. Los hombres que fueron padres a edad temprana viven menos en pareja y las mujeres son más solteras. Para ambos sexos, el número de hijos es mayor para los padres jóvenes.

Con respecto a los ingresos laborales de los padres, la tabla 3 ilustra diferencias, que resultaron ser estadísticamente significativas, en los ingresos de las personas entre 25 y 35 años, según el momento de su paternidad. Existe una razón de 1,41 entre los salarios de los padres que no fueron padres a temprana edad frente a sus pares que sí lo fueron. Para el caso de las mujeres esta razón alcanza 1,75. La figura A3 del apéndice 1 evidencia que cuando se



**Figura 2.** Distribución de paternidad temprana por nivel educativo. Total nacional, datos expandidos (enero-diciembre 2013). Esta información es calculada para la población objetivo del estudio, es decir, padres entre 25 y 35 años no migrantes. El factor de expansión es recalibrado para ser representativo de 12 meses. El eje secundario aplica para el porcentaje de población por nivel educativo. Fuente: DANE y cálculos propios.

**Tabla 2**  
Estadísticas descriptivas de la población padre de 25 a 35 años, no migrante

	Total			Mujeres			Hombres		
	No padres a edad temprana	Padres a edad temprana	Diferencia de medias (t-test)	No padres a edad temprana	Padres a edad temprana	Diferencia de medias (t-test)	No padres a edad temprana	Padres a edad temprana	Diferencia de medias (t-test)
<i>Sexo (mujer)</i>	0,479	0,724	-0,245***	30,499	29,884	0,616***	30,603	29,900	0,703***
<i>Edad</i>	30,553	29,888	0,665***						
<i>Educación</i>									
Años de escolaridad	11,128	9,347	1,781***	12,017	9,498	2,519***	10,309	8,949	1,360***
Bachiller	0,430	0,403	0,027***	0,423	0,406	0,017***	0,436	0,396	0,040***
Técnico o tecnológico	0,177	0,114	0,063***	0,221	0,127	0,094***	0,137	0,081	0,056***
Universitario	0,123	0,038	0,085***	0,165	0,041	0,124***	0,083	0,028	0,056***
Posgrado	0,026	0,006	0,020***	0,035	0,006	0,029***	0,018	0,006	0,012***
<i>Estructura del hogar</i>									
Jefe de hogar	0,386	0,336	0,050***	0,182	0,238	-0,056***	0,574	0,591	-0,018**
Soltero	0,115	0,098	0,017***	0,130	0,095	0,035***	0,101	0,106	-0,004
Cohabita	0,738	0,701	0,037***	0,675	0,673	0,002	0,796	0,774	0,022***
<i>Hijos</i>									
Número de hijos	1,508	2,291	-0,783***	1,456	2,304	-0,848***	1,557	2,258	-0,701***
Un hijo	0,617	0,255	0,363***	0,644	0,246	0,397***	0,593	0,276	0,317***
Dos hijos	0,292	0,401	-0,109***	0,285	0,404	-0,118***	0,299	0,393	-0,094***
Más de 3 hijos	0,090	0,344	-0,254***	0,071	0,350	-0,279***	0,108	0,330	-0,222***
<i>Observaciones</i>	24,427	25,104		11,709	18,181		12,718	6,923	

\*\*\* Significativo al 99%.

\*\* Significativo al 95%.

**Tabla 3**  
Media de ingresos laborales de personas entre 25 y 35 años

	Mujeres			Hombres		
	No padres a edad temprana	Padres a edad temprana	Diferencia de medias (t-test)	No padres a edad temprana	Padres a edad temprana	Diferencia de medias (t-test)
Ingreso laboral	COP\$941794	COP\$536012	COP\$-405782***	COP\$ 799490	COP\$ 688366	COP\$-111124***
Logaritmo del ingreso laboral (monetario)	13,164	12,706	-0,458***	13,310	13,198	-0,112***
Logaritmo del ingreso laboral por hora (monetario)	8,164	7,761	-0,403***	8,030	7,911	-0,119***

Fuente: DANE, cálculos propios.

\*\*\* Significativo al 99%.

es padre joven existe cierto desplazamiento a la izquierda de la distribución del logaritmo del ingreso, especialmente para mujeres. Es importante resaltar que gran parte de las diferencias que se encuentran descriptivamente en los ingresos laborales contienen sesgos explicados por diversas variables y condiciones socioeconómicas que es distinto controlar esta heterogeneidad. Asunto que se tratará en la metodología.

## 4. Metodología

### 4.1. Reducción del sesgo de las estimaciones

La maternidad —y en particular la maternidad adolescente— está correlacionada con diversos resultados socioeconómicos (Chevalier y Viitanen, 2003; Geronimus y Korenman, 1992; Hotz et al., 2005; Klepinger et al., 1999), como por ejemplo, la endogeneidad que es la variable de interés en este estudio. Por tanto, la endogeneidad puede ser un problema en la estimación. El coeficiente estimado de la maternidad temprana en la ecuación de Mincer estará probablemente sesgado, debido a que la penalidad del ingreso puede estar explicada por variables no observables y características preexistentes entre los padres que tuvieron sus hijos y antes de los 21 años y aquellos que postergaron su maternidad, y no porque exista una relación causal entre la maternidad/paternidad temprana con los resultados adversos observados en el mediano plazo. Como la decisión de fecundidad puede ser simultánea, por ejemplo, a la decisión de educarse, el coeficiente estimado del indicador de *padre joven*

con cierta probabilidad está correlacionado con el término del error, violando uno de los supuestos básicos del método de regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Intuitivamente, se podría pensar que las madres o padres jóvenes tienen características individuales, contextuales y socioeconómicas que establecen diferencias persistentes y socioeconómicas y aquellos que postergan su maternidad, a pesar de que no tengan hijos a temprana edad, y de esta manera se sobreestimaría el efecto de la maternidad o paternidad en el logaritmo del ingreso u otras variables de resultado<sup>16</sup>.

Uno de los métodos tradicionales para abordar el problema de la endogeneidad es la instrumentación de las variables que se consideran endógenas. En la literatura tradicionalmente se han utilizado como instrumentos: la edad de la primera relación sexual, la edad de la menarquia y el uso de anticonceptivos en la primera relación sexual<sup>17</sup>.

<sup>16</sup> Inicialmente se buscó corregir la endogeneidad haciendo uso de los abortos naturales, siguiendo a Azevedo et al. (2012) y a Hotz et al. (2005), para comparar las jóvenes que habían experimentado este tipo de abortos con sus pares que sí dieron a luz. No se obtuvieron resultados confiables, por el bajo volumen de reportes de estos abortos espontáneos en las encuestas a hogares. Con las bases de datos disponibles en Colombia es imposible construir tal variable y, por tanto, seguir esta estrategia. Cabe recalcar que este tipo de análisis excluye el posible efecto de la paternidad joven en los ingresos.

<sup>17</sup> La GEIH no contiene preguntas que permitan usar los instrumentos tradicionales. Se buscó seguir el método de instrumentación de Klepinger et al. (1999), pero los resultados no parecían reducir los sesgos que describe la teoría.

Aunque la literatura previa para el caso colombiano ha utilizado esta estrategia para medir otros resultados de la maternidad adolescente, los resultados arrojan conclusiones que, aunque son comparables con estudios anteriores, parecen incrementar los sesgos. Esto puede estar explicado por la dificultad de encontrar instrumentos certeramente exógenos o la debilidad de los mismos. Por lo tanto, en este trabajo se adopta una estrategia de identificación diferente.

#### 4.2. Estrategias de identificación

Para poder obtener un estimador insesgado de la fecundidad sobre la oferta laboral de los individuos, se plantean 2 alternativas metodológicas complementarias. Primero, se controla por el sesgo de selección explicado por variables observables, a través de emparejamiento. Segundo, se busca resolver el sesgo de selección (en observables y no observables) de ser *padre joven* tomando una muestra de solo padres jóvenes y evaluando el impacto de un segundo hijo a edad temprana.

##### 4.2.1. Primer método

Como se mencionó anteriormente, se trata de controlar por la heterogeneidad observable, empleando técnicas de correspondencia (*propensity score matching*) (véase Rosenbaum y Rubin, 1983; Roy, 1951; Rubin, 1974<sup>18</sup>). La técnica se basa en que, al no ser factible observar al padre en 2 situaciones contrafactuales (ingreso laboral habiendo sido padre joven o habiendo postergado su paternidad), se contrastan los resultados de un grupo de tratamiento (padres a edad temprana<sup>19</sup>) con los de un grupo de control (padres que postergaron su paternidad) que se supone comparable dadas sus características observables; así pues, las diferencias entre ambos grupos se atribuirían únicamente al hecho de haber sido *padre joven*.

Esta técnica resume un vector de variables  $x$ , previas al tratamiento de cada individuo, en una única variable  $e(x)$ , la cual se define como la probabilidad de ser *padre joven* condicionada a las características previas a la paternidad, donde  $0 < e(x) < 1$ . Finalmente, se mide el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT)<sup>20</sup>.

$$\tau_{ATT} = \tau = E \left[ E \{ Y_{1i} | D_i = 1, e(x_i) \} - E \{ Y_{0i} | D_i = 0, e(x_i) \} | D_i = 1 \right] \quad (1)$$

Donde  $D_i$  es igual a uno si el individuo  $i$  recibe el tratamiento (en este caso que sea un *padre joven*) y cero de lo contrario. El resultado potencial estaría definido, como  $Y_i(D_i)$  para cada individuo  $i$ , donde  $Y_i$ , para este estudio, es el logaritmo del ingreso a laboral por hora.

Esto se puede conseguir si se cumplen los siguientes supuestos. Primero, hay un equilibrio en el set de características individuales  $D \perp x | e(x)$ , es decir, individuos con un mismo valor  $e(x)$  deben tener la misma distribución de características individuales independientemente de si son o no padres jóvenes. Segundo, se cumple el supuesto de independencia condicional ( $Y(0), Y(1) \perp D | e(x)$ ), lo que quiere decir que las diferencias son capturadas en  $x$  y no varía entre resultado sin diferencias del capturado de ser o no padre joven (Rubin, 1974). Así, la variable resultado  $Y(0)$  condicionada

en  $x$  posee la misma función de distribución que la variable resultado  $Y(0)$  que los *padres jóvenes* hubiesen obtenido si hubieran postergado la maternidad/paternidad. Esta hipótesis exige que el investigador conozca todas las variables que influyen sobre los resultados y sobre la probabilidad de ser *padre joven*. Debido a que la estructura de datos hace imposible llegar a esta situación, es necesario incluir variables que permitan llegar a una aproximación razonable de esta hipótesis. Tercero, se debe cumplir el supuesto de participación hipotética. Tercero, es decir, que el impacto que tenga la *maternidad/paternidad temprana* sobre una variable de resultado de un individuo no depende del estatus de paternidad de otros individuos. En otras palabras, el resultado observado (ingreso laboral) para un padre joven depende solo de sí mismo y no de si otros individuos son padres jóvenes. Lo anterior no quiere decir que la paternidad temprana de un individuo no esté afectada por la paternidad temprana de otros individuos.

Al final, obtendríamos un estimador insesgado de la forma:

$$E[Y = t, e(x)] = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i + \tau T_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Donde  $X_i$  son variables de control y  $\varepsilon_i$  es el término del error. La interpretación del efecto del tratamiento  $\tau$  depende de la escogencia de pesos, es decir, la forma en la que se comparan los tratados con uno o varios individuos del grupo de control. Cuando se usan varios individuos de control para ser comparados con un individuo tratado, se busca darle menos peso relativo o nulo a los individuos que son menos comparables dado su valor  $e(x)$ . Este estudio se concentra en el emparejamiento de Kernel (Epanechnikov), en el cual se resume una función de distribución que asigna menor peso relativo a individuos de control menos comparables a medida que se alejan de  $e(x_i)$  específico.

Una vez corroborado el balance de las estimaciones, se realizan 4 especificaciones para comparar los efectos en muestras distintas. Primero se compara a los padres a edad temprana con los demás padres. Esta especificación es la de mayor interés, pues prueba la hipótesis de una extra-penalidad en el ingreso de los padres, por el hecho de haberlo sido a edad temprana. Segundo, comparamos a los padres en edad temprana con padres que postergaron su paternidad y con los no padres. Esta estimación fortalece la hipótesis anterior, y al interpretar los resultados conjuntamente con los de la primera especificación, permite determinar qué proporción del impacto en los ingresos de ser padre se explica por haber sido *padre joven*. En la tercera especificación se compara a los padres a edad temprana con los no padres. Al contrastar estos resultados con los de la primera especificación, ayuda a analizar qué tan distinto es no tener hijos o postergar la maternidad/paternidad. Por último, reducimos la muestra a los padres que tienen un solo hijo y comparamos a los padres a edad temprana con el resto de padres, para determinar si el evento de ser padre joven, en sí mismo, explica la totalidad del efecto o es necesario indagar sobre la presencia de más hijos como un canal potenciador de la penalidad.

Para observar el efecto heterogéneo por sexo, se realizan estimaciones independientes para hombres y mujeres de la primera especificación. Este procedimiento simétrico para hombres y mujeres es razonable, ya que no existen diferencias estadísticas muy significativas entre las edades de las parejas de la muestra seleccionada. Así mismo, para aislar el posible impacto de la maternidad/paternidad adolescente<sup>21</sup> se evalúan las 4 especificaciones

<sup>18</sup> Formalmente, Rosenbaum y Rubin (1983) definen el *propensity score* como la función más basta de covariables resumidas en un puntaje balanceado. La puntuación balanceada es una función de covariables pre-tratamiento observadas que da forma a la distribución condicional de las covariables dada la puntuación de equilibrio; es la misma para tratados y controles.

<sup>19</sup> La variable *padre joven* o *padres a edad temprana* comprende tanto a madres como a padres que tuvieron sus hijos antes de los 21 años.

<sup>20</sup> Para un detalle técnico del funcionamiento del *propensity score matching*, véase Bernal y Peña (2011).

<sup>21</sup> La definición que asume este trabajo para *padre adolescente* es de 12 a 17 años. Este rango está definido de acuerdo a la ley 1098 de 2006, por la cual se expide el código de infancia y adolescencia del Estado colombiano, aunque esta ley entiendo a los adolescentes como individuos entre 12 y 18 años, pero la estructura de los cuestionarios solo permite conocer a los padres que lo fueron entre los 12 y 17 años.

en una muestra que omite a los padres adolescentes y toma como grupo de tratamiento a aquellos padres que lo fueron entre los 18 y los 21 años.

#### 4.2.2. Segundo método

En el primer método se corrige el sesgo de selección en variables observables. La segunda estrategia de identificación se concentra en una muestra de *padres jóvenes* entre 25 y 35 años que son padres de 2 hijos<sup>22</sup>. En este ejercicio compararemos el impacto sobre los ingresos de tener un segundo hijo a edad temprana frente a haberlo postergado a una edad más avanzada, teniendo en cuenta que todos los individuos de esta submuestra tuvieron su primer hijo a edad temprana. Al enfocarnos en este grupo se resuelve el sesgo de selección (en observables y no observables) de ser *padre joven*. Este análisis nos permite explorar el impacto de tener un segundo hijo sobre los ingresos, si este fue concebido también siendo *padre joven*. Si bien la concepción del segundo hijo a edad temprana no es del todo aleatoria, es presumiblemente menos endógena, pues la decisión de tener otro hijo podría estar más ligada a las preferencias de los individuos, ya que la experiencia de haber tenido un hijo a esta edad les permite evaluar de mejor manera las conveniencias del momento en el que desean su segundo hijo. Se evalúa una ecuación de Mincer del tipo:

$$\text{Log}(W/hr)_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Xh_i + \beta_3 Xl_i + \beta_4 D_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Donde  $X_i$  es un vector de características individuales y de capital humano (sexo, edad, edad al cuadrado, nivel educativo, jefatura de hogar, estado civil, cohabitación),  $Xh$  es un vector de características del hogar (estrato socioeconómico y ruralidad),  $Xl$  es un vector de características geográficas (región)<sup>23</sup>,  $D_i = 1$  si el segundo hijo también fue concebido de manera temprana y  $D_i = 0$  de lo contrario, es decir, si el segundo hijo se postergó a edades después de los 21 años. Como esta muestra solo contemplaría información de padres ocupados, se corrige el sesgo de autoselección a través del método de Heckman (1979).

Este método plantea un enfoque estadístico basado en 2 etapas que ofrece una alternativa de corrección para muestras no seleccionadas al azar. Dado que se busca estimar efectos sobre la oferta laboral de los individuos pero solo se tiene acceso a las observaciones de la población, la estimación de los determinantes de los ingresos de este subconjunto de la población puede introducir un sesgo que es necesario controlar.

Se parte modelando una ecuación de selección (4), que se entiende como el deseo de un individuo de vincularse al mercado de trabajo ( $Q_i^*$ ). Este deseo puede estar influenciado por diferentes variables que inciden en las preferencias de los padres acerca de la deseabilidad de trabajar.

$$Q_i^* = s_i' \delta + \mu_i \quad \text{donde, } \mu_i \sim N(0, 1) \quad (4)$$

$Q_i^*$  se definiría como una variable latente a partir de la cual solo es posible observar una variable indicadora del empleo definida como  $Q = 1$  si  $Q_i^* > 0$ , y  $Q = 0$  de lo contrario. Así pues, es claro que la ecuación (3) no contiene información sobre el deseo de participación laboral que se contempla en (4), lo que genera coeficientes sesgados por la correlación del error  $\varepsilon_i$  en la ecuación (3) y el componente no observable ( $\mu_i$ ) de la ecuación de selección.

Este artículo define un rango como el de la maternidad/paternidad adolescente. Es un intervalo cerrado, y por tanto incluye a los que tuvieron sus hijos a los 17 años.

<sup>22</sup> El 78% de los padres entre 25 y 35 años han sido padres de 1 o 2 hijos, por lo que para esta estrategia contamos con una muestra de 17.201 observaciones.

<sup>23</sup> Las estadísticas descriptivas de las variables tomadas para este modelo y la corrección de Heckman se encuentran en el [apéndice 1, figura A2](#).

La primera etapa del método formula un modelo para la probabilidad de trabajar que depende  $\text{Prob}(H=1|Z) = \Phi(Z_\eta)$ , donde  $H=1$  si el encuestado se emplea y  $H=0$  de lo contrario,  $Z$  es un vector de variables explicativas,  $\eta$  es un vector de parámetros desconocidos y  $\Phi$  es la función de distribución acumulativa de la distribución normal. Esto sería equivalente a estimar la probabilidad de que el error de la ecuación 4 esté por encima del límite, es decir,  $\text{Prob}(\mu_i > -s_i' \delta)$ , dado que  $\mu_i$  se distribuye normal. Esta estimación produce resultados que se utilizan para predecir la probabilidad de empleo para cada observación de la muestra. Esta estimación requiere que  $Z$  contenga variables que determinen la probabilidad de participación, pero no el ingreso laboral.

La segunda etapa consiste en corregir la autoselección a través de la incorporación de una transformación de estas probabilidades individuales predichas como una variable adicional. En otras palabras, la primera etapa obtiene estimadores consistentes para  $\delta$  que luego son utilizados para estimar una variable  $\kappa$ , plasmada en la ecuación (5) y que se conoce como la inversa del radio de Mills.

$$\kappa_i = \frac{\phi(s_i' \delta)}{\Phi(s_i' \delta)} \quad (5)$$

Donde  $\phi$  representa la razón entre la función de densidad de probabilidad y  $\Phi$  la función de distribución acumulada de la distribución normal que son evaluadas en los parámetros estimados a partir del modelo probit ( $s_i' \delta$ ). Posteriormente, se vuelve a estimar la ecuación (3) añadiendo el término  $\kappa$  y logrando una estimación descrita en (6) que obtiene coeficientes que corrigen el sesgo de selección, y los valores resultantes (estimadores)  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  son consistentes a través del MCO.

$$\begin{aligned} E[w_i | Q_i^* > 0] &= E[w_i | \mu_i > -s_i' \delta] = x_i' \beta + E[\varepsilon_i | \mu_i > -s_i' \delta] \\ &= x_i' \beta + (\rho \sigma \varepsilon) \kappa_i + v_i \end{aligned} \quad (6)$$

Por otra parte, para hacer la estimación de la probabilidad de trabajar se sigue a Olarte y Peña (2010), incluyendo como variables de predicción de la probabilidad de trabajar: los ingresos no laborales del individuo, los ingresos de los otros miembros de hogar y si uno de los miembros del hogar tiene título de propiedad sobre la vivienda. No resulta necesario buscar métodos de predicción independientes para hombres y mujeres, puesto que el sesgo de selección está concentrado en las mujeres<sup>24</sup>.

Finalmente, las 2 estrategias metodológicas que se exploran en este estudio se complementan, pues la segunda estrategia confirma la existencia de la penalidad, aun cuando se tienen en cuenta características no observables, respaldando los resultados del primer método. Además, establece que la presencia de un hijo adicional siendo joven potencia los resultados negativos.

#### 4.3. Emparejamiento: predicción de la maternidad temprana

Para la construcción del modelo de predicción de la *paternidad temprana*  $e(x)$  de la ecuación (2) se empleó un *stepwise regression* o *regresión por pasos*, seguido de Klepinger et al. (1999) para encontrar el modelo que mejor se ajustara a la predicción a través de un modelo Probit. Así pues, se involucraron mediciones de características geográficas (variables dicotómicas de ciudad y ruralidad), individuales (edad, sexo, parentesco) y a nivel de hogar (educación

<sup>24</sup> El estudio de Olarte y Peña (2010) es para mujeres. La tasa de ocupación de los hombres para la muestra seleccionada es del 86,5%, por lo que el sesgo de selección no constituye un problema fundamental para estos.

del jefe de hogar<sup>25</sup>, estrato socioeconómico: bajo, medio y alto) de los padres. Además, se incorporó la tasa de fecundidad temprana por municipio<sup>26</sup> a nivel agregado anual, que es una variable contextual (proveniente de registros administrativos<sup>27</sup>) que teóricamente se consideran predictores plausibles de la paternidad temprana; se vinculó a la base a través de la variable *municipio*<sup>28</sup>. Para poder usar esta variable fue necesario controlar por el hecho de que la población no fuera migrante.

Bajo esta línea, habiendo introducido potenciales covariables de comunidad y contexto, se procedió a buscar un elemento que afectara las decisiones individuales<sup>29</sup>. Para esto, se utilizó un algoritmo en *sql*<sup>30</sup> que construyera una variable para identificar el número de personas que residían en el hogar del individuo, que fueran mayores en edad y a su vez también hubiesen sido padres jóvenes. Desde el punto de vista teórico, East (1999) demuestra que si en el hogar existen historias de maternidad temprana, se generan cambios en las estructuras familiares, soporte familiar y asistencia al cuidado del niño que crean un contexto en el que hermanos menores pueden aumentar la probabilidad de ser padres jóvenes, asumiendo comportamientos más riesgosos. El autor, respaldado por el hecho de que más del 80% de las adolescentes continúan en su hogar al menos un año después de ser madres, observa impactos intergeneracionales que trae para el hogar una historia de maternidad temprana. Dentro de sus resultados, encuentra que en los hogares donde hay una madre o padre adolescente decrece el monitoreo y se aumenta la aceptabilidad de la sexualidad adolescente.

Otras líneas de investigación desde la psicología y la demografía apoyan este resultado. Estudios como los de Kahn y Anderson (1992) y de Meade, Kershaw y Ickovics (2008) muestran que las hijas de madres adolescentes son en promedio un 66% más

propensas a convertirse en madres adolescentes y así perpetúan un ciclo intergeneracional, explicado no por factores biológicos como la edad de la pubertad, sino por las condiciones socioeconómicas y contextos familiares donde los jóvenes crecen<sup>31</sup>.

En este orden, a cada individuo de la muestra seleccionada se le construyeron 3 variables dicótomas: presencia de una persona mayor que ha sido padre joven, presencia de 2 personas mayores que han sido padres jóvenes, y presencia de 3 o más personas mayores que han sido padres jóvenes.

#### 4.4. Canales

Este trabajo desarrolla 2 hipótesis sobre el conducto a través del cual los padres jóvenes experimentan una penalidad en sus ingresos. La primera de ellas determina que la *maternidad/paternidad joven* se presenta en un momento crítico de la vida, donde aumenta la probabilidad de interrumpir eventos importantes para la formación de capital humano. Este factor es importante para enfrentar la penalidad, pero puede no explicar la totalidad del impacto. Por esto, la segunda hipótesis plantea que el abandono escolar puede estar sucedido por cambios en la forma de la vinculación al mercado laboral. Es posible que los padres jóvenes tengan ingresos más bajos porque su salario de reserva<sup>32</sup> desciende al volverse más impacientes para ingresar al mercado laboral. Necesitando emprender una actividad generadora de ingresos para el mantenimiento económico del niño, pueden ingresar a realizar actividades que no hubiesen aceptado si no fuesen padres o hubiesen esperado más tiempo para ingresar. De esta manera, su primera incursión al mercado de trabajo puede no darse en condiciones óptimas. Una primera vinculación al mercado laboral en condiciones deterioradas podría explicar en gran medida los ingresos futuros de los individuos, en el mediano y largo plazo (Brunser y Kuhn, 2014; Kahn, 2010; Oreopoulos, von Wachter y Heisz, 2006; Oyer, 2006).

Haciendo uso del *propensity score*, en concreto la especificación (i), se evalúan diferentes resultados asociados y determinantes tradicionales del ingreso laboral de los individuos en 2 vías: la primera, una evaluación sobre los choques a la acumulación de capital humano de los padres jóvenes, y la segunda, un análisis sobre el salario de reserva y las características de vinculación al mercado de trabajo.

Uno de los principales inconvenientes para determinar si la maternidad genera ausentismo escolar es la simultaneidad de la decisión *educarse o ser padre*. En la literatura previa sobre el tema se suele convivir con la incertidumbre de si la madre abandonaba sus estudios por causas de maternidad temprana, o si el abandono escolar era la causa de la maternidad temprana. Este estudio resuelve ese dilema gracias a que los datos de la GEIH indican si los padres abandonaron permanente o temporalmente sus estudios, o su trabajo, por razones de maternidad o paternidad (ver *apéndice 4*). Estas variables son la principal herramienta de análisis para observar el efecto en la acumulación de capital humano, junto con una estimación sobre la probabilidad de alcanzar títulos educativos.

Para evaluar el efecto de la vinculación al mercado de trabajo (ya que el salario de reserva no es observable) se utilizará como aproximación el salario del primer empleo y una caracterización de la primera incursión de los padres al mercado de trabajo. Para esto, se tomará una muestra de padres ocupados que no hayan tenido un trabajo distinto al que tienen actualmente. Esto permite identificar el momento en que se vincularon al trabajo y bajo qué

<sup>25</sup> Condicionado a que el padre joven no sea el jefe del hogar.

<sup>26</sup> La tasa de fecundidad temprana del municipio resultó ser una variable apropiada y significativa. Intuitivamente esta variable podría ser respaldada por Flórez y Núñez (2002), quienes sugieren que la maternidad adolescente está influenciada por las condiciones idiosincráticas locales. Para los autores, las jóvenes que residen en departamentos con altas tasas de fecundidad están en mayor riesgo de ser madres adolescentes: existen factores culturales que las presionan a tener los hijos a edad temprana. Este trabajo extiende la afirmación de los autores mencionados, asumiendo que el contexto social en el que están inmersos los jóvenes los conduce a concebir la paternidad temprana como una regla natural dentro del ciclo de vida; en otras palabras, los pares de los jóvenes se convierten en un elemento fundamental para la toma de este tipo de decisiones. Esta variable se detalla a nivel municipal; sorprendentemente, las tasas de fecundidad temprana son bastante heterogéneas entre municipios, aun del mismo departamento, y además poco volátiles a través de los años. En este sentido, se asignó a cada padre la tasa promedio de fecundidad temprana del municipio (donde ha residido siempre).

<sup>27</sup> Cifras del registro de nacido vivo de estadísticas vitales EEVV-DANE y el registro civil de nacimiento de la Registraduría Nacional.

<sup>28</sup> Después de utilizar la metodología de Klepinger et al. (1999) antes señalada, se descartaron del modelo: el gasto público departamental en atención al embarazo adolescente y un índice económico a nivel de hogar, como lo formula Madrigal (1986), donde se tiene en cuenta una ponderación sobre la tenencia de electrodomésticos, acceso a servicios públicos y algunos bienes a través de la metodología de componentes principales.

<sup>29</sup> Las decisiones individuales pueden jugar un papel importante en la predicción de la paternidad temprana, según datos del tercer seguimiento de la encuesta longitudinal para la evaluación del programa Familias en Acción. Datos calculados para un total de 4.579 madres entrevistadas. Se muestra que aproximadamente el 70% de las madres que lo fueron a la edad de 20 o 21 años deseaban serlo en ese momento y no consideraban la opción de postergarlo. Para las madres que lo fueron a los 18 años, el 63,9% querían quedar embarazadas a esa edad. Esto apoya la idea de la influencia existente de los pares en la toma de decisiones frente a la edad de concebir o elegirlo. Aunque se trata de una población específica (población beneficiaria o elegida del programa Familias en Acción), esta es una de las poblaciones donde mayor incidencia de embarazo a edad temprana (cerca del 76% de las madres entrevistadas fueron madres antes de los 21 años). A manera descriptiva, cabe resaltar que el deseo por los hijos no es una variable que desde el punto de vista de los estudios de población y demográficos se considere certera, por razones culturales, religiosas y/o sociológicas.

<sup>30</sup> *Structured query language (sql)* es un lenguaje declarativo de acceso a bases de datos relacionales que permite especificar diversos tipos de operaciones en ellas.

<sup>31</sup> Ambos estudios (Kahn y Anderson, 1992, y Meade et al., 2008) fueron investigaciones realizadas con aproximaciones distintas para Estados Unidos.

<sup>32</sup> Se entiende por salario de reserva la cantidad mínima de dinero o ingreso monetario que la persona estaría dispuesta a aceptar una ocupación laboral. Alternativamente se puede entender como el precio que los individuos fijan al ocio.

**Tabla 4**  
Efecto de la maternidad o paternidad temprana sobre los ingresos laborales. Resultados de las estimaciones por el método de *propensity score matching* hacen referencia al ATT, para una muestra de no migrantes entre 25 y 35 años

	Logaritmo del ingreso laboral mensual por hora (Lynhr)			
	(i) Padres a edad temprana en el total de padres	(ii) Padres a edad temprana en el total de ocupados (padres y no padres)	(iii) Padres a edad temprana frente a no padres	(iv) Padres a edad temprana con un solo hijo
<i>Regresión MCO Simple</i>	-0,2642*** (0,0084)	-0,3192*** (0,0076)	-0,3718*** (0,0089)	-0,1796*** (0,01336)
<i>Propensity score matching</i>				
Kernel (Epanechnikov) ATT	-0,1169 b*** (0,0096)	-0,1223 b*** (0,00837)	-0,1337 b*** (0,01237)	-0,0642 b*** (0,01299)
Bootstrap Std. Err.				
<i>Observaciones</i>	32.796	48.489	31.617	15.042
Tratados	15.582	15.582	15.582	4.314
Controles	17.214	32.907	16.035	10.728

Errores estándar entre paréntesis.

La señalización b indica que el coeficiente estimado superó las pruebas de balance entre tratados y controles. Para más detalle sobre estas pruebas remítase al Cuadro 2.2, del Apéndice 2.

\*\*\* p < 0,01.

condiciones lo hicieron (horas trabajadas, trabajo de medio tiempo por causa de responsabilidades familiares, continuidad laboral, ocupación, indicadores de informalidad y subempleo por horas y competencias<sup>33</sup>). Del mismo modo, se estudian las variables sobre abandono temporal o permanente de trabajo por razones de maternidad/paternidad, para examinar las posibles consecuencias de la *maternidad/paternidad temprana* sobre la experiencia laboral. Además, se analiza la probabilidad de rechazar ofertas laborales por causa de maternidad/paternidad.

Así mismo, se agrega una estimación de la probabilidad de tener más hijos en el mediano plazo para evaluar la relevancia de los resultados del segundo modelo.

Por último, estudios previos sugieren que los efectos de la paternidad adolescente en el abandono escolar pueden ser menos importantes para los hombres (Flórez y Núñez, 2002), razón por la cual los canales de transmisión del efecto sobre los ingresos pueden resultar heterogéneos para hombres y mujeres, y por tanto se realizan estimaciones del ATT por separado.

## 5. Resultados

### 5.1. Emparejamiento

Las estimaciones basadas en la GEIH confirman que los individuos que en el momento de la entrevista tenían entre 25 y 35 años y que se convirtieron en *padres a edad temprana* (PETem) presentan una penalidad significativa en los ingresos laborales frente a los padres que postergaron su paternidad. La construcción del *propensity score*  $e(x)$  arrojó un área importante de soporte común que permitió un satisfactorio emparejamiento entre individuos homogéneos, dadas sus características observables (fig. 3).

Los resultados son robustos frente a cualquier método de emparejamiento escogido (ver apéndice 2, tabla B1). Nos concentraremos en el resultado del emparejamiento de Kernel (Epanechnikov), ya que los coeficientes estimados bajo los métodos de distancia máxima y Kernel resultaron, en general, balanceados entre las

muestras de tratados y controles. La figura 4 ilustra el porcentaje de sesgo o diferencias de las covariables entre más tratado-controlado antes y después del emparejamiento. Entre más alejado esté el indicador de la línea vertical, existe una mayor diferencia entre los 2 grupos. Después del emparejamiento las muestras se encuentran balanceadas, es decir, no existen diferencias estadísticamente significativas entre tratados y controles, al menos en las características observables.

Habiendo validado el balance de la muestra, la tabla 4 presenta los resultados del ATT para 4 especificaciones en una muestra de individuos no migrantes entre 25 y 35 años. (i) Padres a edad temprana en el total de padres. (ii) Padres a edad temprana comparados con padres y no padres. (iii) Padres a edad temprana frente a no padres. (iv) Padres a edad temprana en una muestra de padres con un solo hijo.

La especificación (i) concentra nuestro principal interés, la comparación de los ingresos laborales por hora en una muestra de padres. Bajo el método de Kernel se encuentra que, en efecto, los padres a edad temprana presentan una penalidad en los ingresos y tienen en promedio 11,7% menos ingreso laboral por hora que sus pares que postergaron la maternidad/paternidad. Esto sugiere que existe una penalidad en los ingresos, adicional a la de ser padre, que se explica por el hecho de que la concepción se dé a edades tempranas.

La especificación (ii) complementa el análisis anterior, nos muestra que al comparar los ingresos de los padres a edad

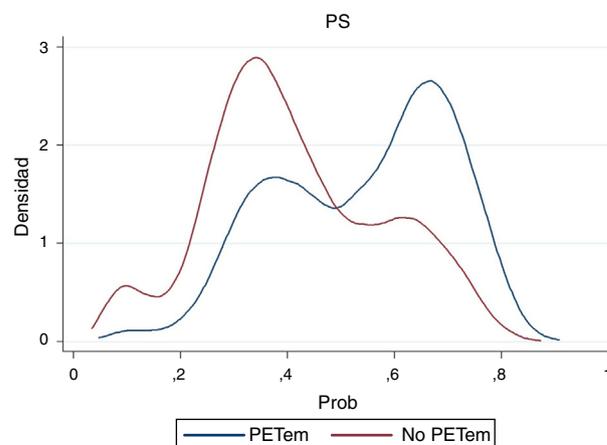


Figura 3. Densidad del *propensity score* estimado  $e(x)$ .

<sup>33</sup> La informalidad se mide desde 2 definiciones. La primera es la definición DANE, que son los ocupados en empresas de hasta 10 trabajadores, exceptuando a los profesionales que trabajan en su oficio. La segunda es la aproximación tradicional sobre si el ocupado hace cotización al sistema de seguridad social en salud y pensión. El subempleo por horas y competencias se refiere a la manifestación de inconformidad con el número de horas trabajadas, deseando y pudiendo trabajar más horas, o porque su labor no está acorde con sus competencias personales y está buscando trabajo.

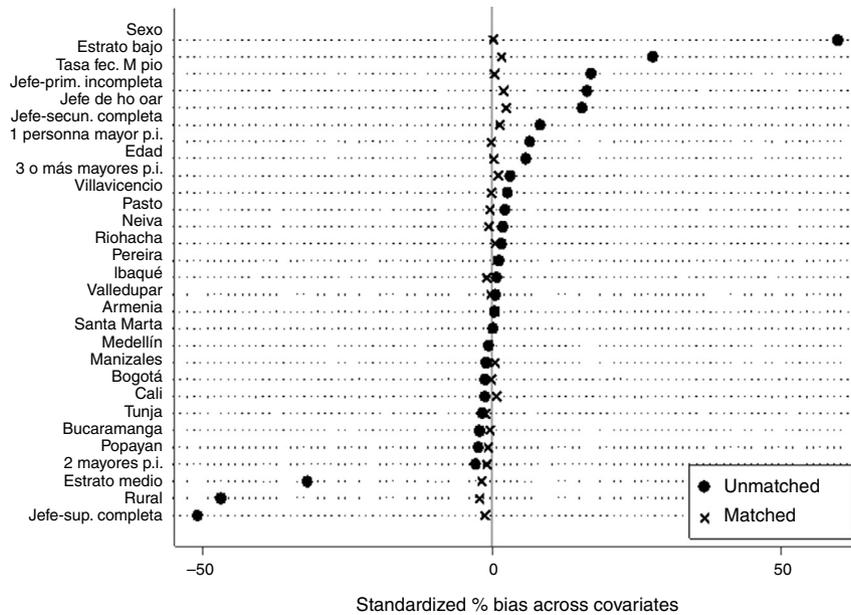


Figura 4. Test gráfico de balance del método Kernel (Epanechnikov), diferencias entre tratados y controles antes y después del emparejamiento.

temprana frente a los padres que postergaron su paternidad, y además los que no fueron padres, la situación negativa se acentúa pero no en gran medida; los padres jóvenes reflejan un impacto negativo de los ingresos del 12,2%. Este resultado, contrastado con el resultado de la especificación (i), sugiere que gran parte del impacto en este estudio se explica por haber sido madre. Esto propone que los estudios previos que se realizaron para mujeres y que valoraban el impacto de ser madre sobre los ingresos estarían explicados en buena medida por el hecho de haber sido madre a edad temprana y no simplemente por ser madre.

La especificación (iii) compara padres a edad temprana frente a no padres, omitiendo de la muestra a los individuos que postergaron su paternidad. Aquí se observa un coeficiente negativo del 13,4%, comparable al calculado para las mujeres en estudios previos (Olarte y Peña, 2010; 17,6%). Esto soportaría la hipótesis de que los resultados de postergar la paternidad/maternidad estarían más cerca de los resultados de no haber sido padre.

Es necesario resaltar que cuando en el grupo de control se contemplan los no padres, se pueden incluir sesgos explicados porque al no poder controlar variables inobservables esta comparación puede ser ruidosa. La decisión de no ser padre puede estar relacionada con las habilidades en el mercado de trabajo. Aun así, más que ofrecer conclusiones, respaldan el análisis del impacto resultante de la estimación (i).

La estimación (iv) toma una muestra de padres de un solo hijo por 2 razones. La primera, seleccionar una población más homogénea, corrigiendo el posible sesgo del número de hijos. La segunda, observar si el evento de ser padre joven en sí mismo (solo tener un hijo a esa edad) genera distorsiones capaces de explicar los efectos encontrados en las especificaciones anteriores, o si por el contrario existen otras variables —como el número de hijos— que vale la pena estudiar.

En este sentido, para esta especificación se encontró que los padres de un solo hijo que lo tuvieron a edad temprana ganan en promedio 6,4% menos que los padres que tuvieron un único hijo después de los 21 años. Este resultado plantea que, aunque ser padre de un hijo a edad temprana explica casi la mitad del impacto medido en la especificación (i), es necesario analizar la presencia de más hijos y el momento en que estos se conciben como un factible potenciador del impacto sobre los retornos laborales,

Tabla 5

Efecto (ATT) de la maternidad o paternidad temprana sobre los ingresos laborales. Resultados de las estimaciones de la maternidad o paternidad según sexo

	Logaritmo del ingreso laboral mensual por hora (Lynhr)	
	Padres a edad temprana en el total de padres (i)	
	Hombres	Mujeres
<i>Propensity score matching</i>		
Kernel (Epanechnikov) ATT	-0,0535 b***	-0,1278 b***
Bootstrap Std. Err.	(0,00785)	(0,01032)
<i>Observaciones</i>	16.491	16.305
Tratados	5.840	9.742
Controles	10.651	6.563

Errores estándar entre paréntesis.

Errores calculados con el método Bootstrap con 60 iteraciones.

La señalización b indica que el coeficiente estimado superó las pruebas de balance entre tratados y controles. Para más detalle sobre estas pruebas, remitase al Cuadro 2.4 del Apéndice 2.

\*\*\* p < 0,01.

asunto que se tratará en la siguiente estrategia y en la sección de los canales.

La tabla 5 muestra los resultados de la especificación (i) —nuestro principal interés— desagregados por sexo. En efecto, ser padre joven no solo es más preponderante para las mujeres, sino que el impacto en los ingresos resulta superior al que enfrentan los hombres, aunque para ellos el impacto existe y es significativo.

Para las mujeres madres, el hecho de recibir su primer hijo a edad temprana impacta negativamente sus ingresos por hora en un 12,7%, y para los hombres la penalidad en los ingresos es del orden del 5,3%<sup>34</sup>. Además de confirmar que existe una penalidad para los hombres, este resultado es interesante desde un enfoque de género. En un primer momento, la diferencia del impacto nos impulsa a explorar los canales de diferenciación por sexo. Los efectos pueden ser heterogéneos a causa de que biológicamente un

<sup>34</sup> Para las 2 estimaciones se obtuvieron coeficientes que cumplieron los test de balance entre tratados y controles. Ver tabla B4 del apéndice 2.

**Tabla 6**  
Efecto de la maternidad o paternidad temprana sobre los ingresos laborales. Resultados de las estimaciones del efecto de la maternidad o paternidad entre los 18 y los 21 años

	Logaritmo del ingreso laboral mensual por hora (Lynhr)			
	(i) Padres a edad temprana en el total de padres	(ii) Padres a edad temprana en el total de ocupados (padres y no padres)	(iii) Padres a edad temprana frente a no padres	(iv) Padres a edad temprana con un solo hijo
<i>Propensity score matching</i>				
Kernel (Epanechnikov) ATT	-0,0924 b***	-0,0981 b***	-0,1064b***	-0,0643 b***
Bootstrap Std. Err.	(0,009051)	(0,00782)	(0,01102)	(0,0162)
<i>Observaciones</i>	28.216	43.909	27.037	14.226
Tratados	11.002	11.002	11.002	3.498
Controles	17.214	32.907	16.035	10.728

Errores estándar en paréntesis.

Errores calculados con el método Bootstrap con 60 iteraciones.

La señalización b indica que el coeficiente estimado superó las pruebas de balance entre tratados y controles. Para más detalle sobre estas pruebas, remítase al Cuadro 2.5 del Apéndice 2.

\*\*\* p < 0,01.

embarazo está a cargo de la mujer y las interrupciones en ciclos de formación de capital humano son inminentes, mientras que para los hombres no es así, y es probable que este factor no sea explicativo de la penalidad para estos últimos. El impacto sustancialmente menor en los hombres puede estar explicado porque algunos no asumen la responsabilidad de ser padre y dejan en manos de la mujer el cuidado y el mantenimiento económico del niño. Por otra parte, destaca la posibilidad de que la maternidad temprana sea un factor explicativo adicional sobre las brechas salariales entre hombres y mujeres.

Dado que gran parte de la literatura que guarda relación con este trabajo está concentrada en el análisis del embarazo adolescente, y se han demostrado ampliamente sus consecuencias negativas sobre el bienestar de los individuos, la política pública ha sido, en general, focalizada a atender este fenómeno. Por tanto, uno de los objetivos principales de este estudio es demostrar que existen implicaciones negativas de ser *padre joven*, independientemente de ser *padre adolescente*. Para este fin, se realizó una estimación que omitía de la muestra a todos los individuos que fueron padres adolescentes y se evaluaron de nuevo las 4 especificaciones. Los resultados de la [tabla 6](#) muestran los coeficientes obtenidos después de omitir a los padres adolescentes. Estos resultan casi inalterados con respecto de los resultados de la [tabla 4](#). Se podría llegar a argumentar que cerca del 80% del impacto observado en los ingresos está explicado por ser *padre joven* y no por ser *padre adolescente*.

Esto fortalece la idea de que la baja edad promedio en la que los colombianos tienen a su primer hijo (al estar cercana al rango entre los 18 y los 21 años) resulta inconveniente en términos de los retornos laborales. Dicho de otra forma, esta situación está generando efectos nocivos sobre los ingresos de los jóvenes en el mediano plazo, y existirían beneficios socioeconómicos para los jóvenes si se llegase a elevar este promedio de edad en el país.

Finalmente, dado que la muestra contiene diferentes composiciones de hogares (padres a temprana edad que viven juntos, madres solteras, padres a temprana edad que viven aún con sus padres, etc.) que podrían estar influenciando los resultados estimados, se realiza un ejercicio de sensibilidad<sup>35</sup>. Para esto, se toma únicamente a los padres que lo fueron a temprana edad y que viven en pareja, así como los que viven en pareja y que fueron padres después de los 21 años. Los resultados son satisfactorios en cuanto a que no se evidencian impactos sustancialmente distintos o estadísticamente diferentes de los coeficientes estimados para

las 4 especificaciones de la [tabla 4](#), lo que sugiere que la conformación de los hogares no genera sesgos a considerar en los resultados obtenidos.

### 5.2. Impacto de un hijo adicional siendo joven

La [tabla 7](#) muestra los resultados obtenidos de explorar el impacto de un hijo adicional antes de los 21 años, ya habiendo sido *padre joven*. Esta estimación toma una muestra de padres de 2 hijos que tuvieron su primer hijo a edad temprana. Se realiza la corrección del sesgo de selección bajo el método de Heckman (1979). Se demostró que la corrección es estadísticamente significativa, por lo que los coeficientes estimados son consistentes, razón por la cual se interpretarán estos y no los obtenidos por MCO.

Se encontró que aquellos padres que concibieron su segundo hijo también a *edad temprana* registraron ingreso por hora un 6,3% inferior a los padres jóvenes que decidieron postergar su segundo hijo. En la misma vía que el modelo anterior, las mujeres reciben la mayor parte de este impacto (11,2%); para los hombres, la penalidad es del 6,0%.

Esta forma de evaluación corrige el sesgo de endogeneidad de ser *padre joven*, atribuido a características no observables, debido a que toma una muestra de solo padres jóvenes. Aunque se es consciente de que un segundo hijo a edad temprana no es del todo aleatorio, supone que la decisión del momento en que concibe un segundo hijo dependerá de las preferencias que tengan los individuos sobre su segunda paternidad, dada la experiencia previa de haber concebido un hijo en esta etapa.

Estos resultados nos ofrecen 3 conclusiones importantes. Primero, aun corrigiendo por la endogeneidad de ser padre joven, se confirma que tener hijos en esta etapa de la vida genera impactos negativos en los ingresos laborales. Segundo, el número de hijos concebidos a edad temprana tiene repercusiones sobre los ingresos de los padres jóvenes y puede ser un elemento a considerar dentro de los canales por los cuales se transmite este impacto. Tercero, aun después de incluir controles de capital humano, estos no son suficientes para explicar el diferencial de ingresos, lo que nos conduce a pensar que las interrupciones o el abandono escolar no explican la totalidad de la penalidad salarial.

### 5.3. Canales

Uno de los aportes más importantes de este estudio es la identificación del abandono de los estudios, el abandono del trabajo y el rechazo de oportunidades laborales por razones de maternidad o de paternidad. Esto es posible gracias a que se cuenta con variables

<sup>35</sup> Los resultados de este ejercicio se pueden observar en la [tabla B3](#) del apéndice 3.

**Tabla 7**

Efecto de un segundo hijo a edad temprana sobre los ingresos laborales. Resultados de las estimaciones por MCO y máxima verosimilitud (Heckit) para una muestra de padres jóvenes con dos hijos.<sup>a</sup>

Variables	Logaritmo del ingreso laboral mensual por hora					
	Total		Mujeres		Hombres	
	(MCO)	(Heckit)	(MCO)	(Heckit)	(MCO)	(Heckit)
Segundo hijo concebido siendo joven	-0,060*** (0,00186)	-0,063*** (0,00187)	-0,058*** (0,00250)	-0,112*** (0,0028)	-0,059*** (0,00267)	-0,060*** (0,00268)
<i>Controles</i>						
Individuales	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Hogar	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geográficos	✓	✓	✓	✓	✓	✓
<i>Observaciones</i>		11.544		12.691		4.581
R-squared	0,203		0,202		0,170	
Test Wald		***		***		**

Errores estándar entre paréntesis.

<sup>a</sup> Los controles utilizados fueron: Individuales (sexo, edad, edad al cuadrado, región completa, secundaria completa, superior completa, jefatura de hogar, estado civil, cohabitación), Hogar (estrato socioeconómico y ruralidad), Geográficos (Bogotá, Región Atlántica, Región Oriental, Región Central, Región Pacífica). Las estadísticas descriptivas de las variables incluidas en esta estimación se encuentran en el Apéndice 1. Cuadro 1.2.

\*\*\* p < 0,01.

\*\* p < 0,05.

**Tabla 8**

Impactos a la formación de capital humano de la paternidad/maternidad temprana. Resultados de las estimaciones hacen referencia al ATT, para una muestra de padres ocupados no migrantes entre 25 y 35 años

	ATT					
	Total		Mujeres		Hombres	
Abandono de estudios permanente	0,05095*** (0,00382)		0,05502*** (0,00349)		0,04397** (0,00453)	
Abandono de estudios	0,10225*** (0,00473)		0,12787*** (0,0051)		0,06226*** (0,00236)	
Abandono de trabajo	-0,01032*** (0,00400)		-0,01334 (0,00437)		0,00173 (0,00127)	
Bachiller	-0,02818*** (0,00286)		-0,04014*** (0,00691)		-0,02336*** (0,00561)	
Superior	-0,119*** (0,00135)		-0,134*** (0,00322)		-0,069*** (0,00144)	
Antes tenía otro trabajo	-0,02609** (0,00290)		-0,03047*** (0,00840)		-0,00896 (0,004698)	

Errores estándar entre paréntesis.

Resultados estimados a través de emparejamiento Kernel (Epanechnikov) con ancho de banda 0,05. Las variables dependientes son dicótomas.

\*\*\* p < 0,01.

\*\* p < 0,05.

que indagan de forma directa si estos abandonos fueron explicados certeramente por la maternidad o la paternidad<sup>36</sup>.

En la **tabla 8** se exploran las que se suponen son las primeras implicaciones por las cuales se generarían impactos en los ingresos de los *padres jóvenes*, es decir, las atribuidas a la acumulación de capital humano.

Los padres que concibieron a sus hijos a edad temprana tienen una probabilidad de 10,2 puntos porcentuales (p.p.) más elevada de abandonar (permanente o temporalmente) sus estudios por razones de maternidad/paternidad en comparación con sus pares que postergan la paternidad. Este diferencial es más acentuado para las mujeres (12,7 p.p.) que para los hombres (6,2 p.p.). El hecho de que la concepción biológica de los hijos esté a cargo de las mujeres tiene una incidencia potencial en este resultado: las mujeres que cursan algún ciclo de educación deben abandonar sus estudios, al menos hasta que su integridad física y los primeros cuidados pos-natales lo permitan. La brecha en el abandono de estudios por sexo puede también estar explicada por la no respuesta económica del

padre frente al hijo; algunos padres ceden por completo el mantenimiento económico del niño a manos de la madre y continúan con sus estudios. Las interrupciones temporales de los estudios que deben asumir las mujeres podrían también explicar el impacto en los ingresos, y el retorno a las actividades académicas podría caracterizarse por ser un reintegro a una educación de menor calidad, o tener menos tiempo disponible para invertir en estas actividades. La disponibilidad de información no permite evaluar esta hipótesis.

Ahora bien, indistintamente de la permanencia de la brecha en abandonar los estudios de manera permanente se eleva en cerca de 5 p.p. Este es el efecto más relevante en el largo plazo. Para ambos casos, hombres y mujeres, el abandono permanente estaría asociado a la responsabilidad económica que exige el cuidado del niño. Este resultado constituiría la primera fuente por la cual la penalidad en los padres jóvenes existe, no solo porque la acumulación de capital humano se ve afectada por el abandono de un ciclo académico, sino porque no se ingresa a los resultados educativos más avanzados. Una lectura alternativa de los resultados indica que existe una salida temporal de las mujeres de los estudios por motivos biológicos, pero algunas de ellas regresan. Esas salidas temporales del sistema educativo también pueden estar asociadas a las brechas en los retornos laborales entre hombres y mujeres.

Complementando lo anterior, la probabilidad de alcanzar un título de educación superior, bien sea técnico, tecnológico o universitario, se reduce de manera sustancial para hombres (6,9 p.p.) y mujeres (13,4 p.p.) cuando se es *padre joven*. Así pues, la acumulación de capital humano se convierte en el primer elemento explicativo de la penalidad de los ingresos. No obstante, este

<sup>36</sup> En el **apéndice 4** se puede consultar la batería de preguntas utilizadas que permitieron realizar este análisis. La formulación del cuestionario permite identificar si los padres han abandonado sus estudios o su ocupación en algún momento de su ciclo de vida por razones de maternidad/paternidad; posteriormente se caracteriza este abandono determinando si ha sido temporal o permanente, el número de veces y la temporalidad del abandono temporal. De acuerdo al manual del entrevistador, para los casos donde el entrevistado ha abandonado sus estudios y ocupación y no se ha reincorporado, y además no tiene certeza sobre su reintegro, se considera como un abandono permanente.

**Tabla 9**  
Impactos en la vinculación laboral de la paternidad/maternidad temprana. Resultados de las estimaciones hacen referencia al ATT, para una muestra de padres ocupados no migrantes entre 25 y 35 años (primer empleo)

	ATT					
	Total		Mujeres		Hombres	
Log Ingreso laboral por hora+	-0,12510***	(0,00850)	-0,12748***	(0,02213)	-0,05354**	(0,01186)
Trabaja menos 40 h	0,02595***	(0,00867)	0,03493***	(0,00780)	0,00387*	(0,0119)
Trabaja menos de 28 h	0,02246***	(0,00482)	0,03186***	(0,00917)	0,00230	(0,0045282)
Trabaja más de 48 h	-0,01357**	(0,00547)	-0,01335	(0,01036)	-0,01379**	0,009279
Continuidad trabajo actual+	0,83776	(0,49187)	-1,9579*	(0,97824)	5,4026***	1,3728
Rechazo ofertas laborales	0,01979***	(0,00535)	0,02531**	(0,00719)	0,01195	0,00299
Trabaja menos de 12 meses en el último año	0,00443	(0,00491)	0,00676	(0,0079)	0,00389*	0,00579
Trabaja menos de 40 h porque se ajusta a sus necesidades	0,01243***	(0,03657)	0,01661**	(0,00566)	-0,00203	0,00243
Trabajo secundario	0,00120**	(0,00204)	0,00439	(0,00317)	-0,00388	0,00274
Informal (DANE)	0,08064**	(0,00391)	0,07246***	(0,00565)	0,07090***	0,007845
Cotiza salud y pensión	-0,09895**	(0,00775)	-0,09966***	(0,00652)	-0,07492***	0,00576
Independiente	0,06682**	(0,007326)	0,05662**	(0,00792)	0,06562**	0,007731
Asalariado	-0,06897***	(0,00733)	-0,06814***	(0,00570)	-0,05191**	0,009254
Subempleado por horas	0,00759	(0,00297)	0,00898	(0,00312)	0,00354	0,00220
Subempleado por competencias	0,00703	(0,00359)	0,01257	(0,00108)	-0,00088*	0,00375

Errores estándar entre paréntesis.

Resultados estimados a través de emparejamiento Kernel (Epanechnikov) con ancho de banda 0,05.

La variables dependientes son dicótomas.

+ representa una variable continua.

\*\*\* p < 0,01.

\*\* p < 0,05.

\* p < 0,1.

parece no ser el único canal al cual deba atribuírse la totalidad del impacto. La regresión auxiliar del [tabla C2 del apéndice 3](#) muestra que individuos con nivel educativo más bajo enfrentan penalidades salariales si tienen una historia de maternidad/paternidad temprana. Esta estimación es diciente, pero debe examinarse con cuidado por el bajo volumen de muestra.

Ahora se analiza la hipótesis del descenso del salario de reserva de los *padres jóvenes*. Para ello se toma como aproximación la primera vinculación de los padres jóvenes al mercado de trabajo. Analizando una muestra de padres ocupados al mercado de trabajo, se vio que el mismo impacto antes calculado es casi exacto al que se encuentra para esta submuestra. Esto respalda la idea de que la primera inserción al mercado de trabajo es la que pronostica el ingreso en el mediano plazo.

Uno de los hallazgos más importantes es que los hombres padres jóvenes ingresan antes al mercado laboral, lo que puede estar relacionado directamente con el abandono de los estudios. La impaciencia causada por el afán de emprender una actividad generadora de ingresos conduce a interrumpir la formación de capital humano y vincularse de manera precipitada al mercado laboral, y más aún, hacer descender su salario de reserva (aceptar trabajos que no hubieran aceptado si no hubiesen sido padres).

Los resultados muestran que los padres jóvenes son 5 p.p. más propensos a vincularse a actividades como independientes. Esto se explica porque involucra un menor costo que vincularse como asalariado. Insertarse al mercado de trabajo como cuenta propia puede llegar a ser más sencillo y ágil que emprender la búsqueda de un empleo asalariado (en un mercado de trabajo con una elevada tasa de desempleo para la población joven). Cabe recordar que la posición ocupacional juega un rol importante en la explicación de los ingresos, dependiendo del nivel educativo alcanzado. Cuando la vinculación no está asociada a un nivel educativo superior, los ingresos percibidos por estas actividades son sustancialmente menores a los que recibiría en un trabajo de tiempo completo como asalariado, además de no incorporar a su estructura de ingreso prestaciones sociales (primas, cesantías, aportes a seguridad social).

De igual forma, estas primeras incursiones como independiente dan forma al tipo de experiencia adquirida en las primeras etapas

de vinculación al mercado laboral, por lo que serían más propensos a perpetuarse en estas actividades, y esto cuenta sobre su ingreso en el mediano plazo ([Hamilton, 2000](#)).

Por otra parte, se encontró que las jornadas laborales para los hombres no son distintas en comparación a los padres que postergaron la paternidad, pero sí están más asociadas a actividades en el sector informal donde no se cotiza a salud o pensión. Una vez insertados en un mercado laboral, donde en promedio un joven tarda 22 semanas en la búsqueda de empleo en caso de quedar desocupado, de emprender nuevas búsquedas, generando una especie de ancla a la primera vinculación.

Pasando a las mujeres, en contraste con los hombres, las madres a edad temprana experimentan una penalidad sobre la experiencia laboral. Al compararse con las madres que postergaron la maternidad, estas entran después al mercado laboral. A diferencia de los hombres, el abandono de los estudios no estaría caracterizado por la necesidad de ingresar al mercado laboral, sino que parece estar más relacionado con el cuidado del hijo. Las madres jóvenes tienen una probabilidad más elevada de haber rechazado ofertas laborales por causa de la maternidad.

Una vez se vinculan al mercado de trabajo, las madres jóvenes son más tendientes a realizar labores independientes, y su probabilidad de estar vinculados a un trabajo asalariado es de alrededor de 6,8 p.p. más baja. Sin embargo, las características de esta vinculación son distintas a las de los hombres, y las actividades por cuenta propia para las mujeres pueden generar horarios más flexibles y autonomía para determinar cuántas horas trabajar ([tabla 9](#)).

Las madres jóvenes buscarían este tipo de vinculación porque requieren de flexibilidades para suplir la demanda de tiempo de sus hijos. En efecto, estas madres tienen una probabilidad de 3,1 p.p. mayor de trabajar medio tiempo y son más propensas a trabajar menos de 40 h, explicado porque es la jornada que se ajusta a sus necesidades<sup>37</sup>. En general, las actividades que realizan las madres jóvenes son 9,9 p.p. más asociadas a actividades

<sup>37</sup> Para esta estimación se usó la pregunta: ¿Cuál es la razón por la que trabaja menos de 40 horas a la semana?

informales. Bajo el mismo marco, estas primeras incursiones marcarían un elemento fundamental en la explicación de su trabajo e ingreso en el mediano plazo y no solo serían atribuidas a la acumulación de capital humano.

No se encontró evidencia de que existan impactos determinantes desde el punto de vista de la estabilidad laboral, o más bien, sobre cambios recurrentes en la ocupación. Esto sugiere que es muy factible que una vez los padres jóvenes se insertan en el mercado laboral se perpetúan en estas actividades, al menos en el mediano plazo.

En síntesis, los canales de transmisión de la maternidad/paternidad joven parten de un mismo hecho: el abandono y la no continuidad en la formación de capital humano. Esto viene seguido de una vinculación laboral deteriorada. Por sexo, las características de esta primera incursión son sustancialmente distintas pero problemáticas para ambos casos. Los padres jóvenes en el mediano plazo no están más interesados en buscar o cambiar de empleo, a pesar de que tienen menores ingresos<sup>38</sup>. Las restricciones y los altos costos de un cambio de empleo pueden jugar un papel fundamental en la explicación de esta situación.

Finalmente, un elemento interesante es que los padres jóvenes tienen una probabilidad 75 p.p. más alta de haber sido padres de un segundo hijo cuando tienen entre 25 y 35 años. La presencia de un segundo hijo indiscutiblemente afecta los ingresos (Olarde y Peña, 2010), y más aún si este es concebido siendo modelo. Un hijo adicional estaría relacionado con los ingresos en la misma vía explicada previamente, acrecentando la probabilidad del abandono escolar y produciendo cambios en la vinculación laboral como resultado de la impaciencia o la búsqueda de actividades más flexibles y compatibles con el cuidado de los hijos. Además, el mantenimiento económico de un segundo hijo haría más fuertes las restricciones para realizar transiciones de ocupación o de trabajo.

## 6. Conclusiones y recomendaciones

Este estudio constituye uno de los primeros abordajes sobre la baja edad promedio con respecto a los países desarrollados, en la que los colombianos tienen a sus primogénitos. Tomando una muestra de padres entre 25 y 35 años, se comprueba que los *padres jóvenes* enfrentan una penalidad en los ingresos cercana al 11,7% frente a los padres que postergan su paternidad. El impacto es sustancialmente mayor para los padres (12,7%). Para los hijos el impacto es del orden del 5,3%. Los efectos adversos de tener un hijo a edad temprana no solo se explican por ser el padre adolescente. Este evento se produce en un momento crítico del ciclo de vida, donde aumenta la probabilidad de interrumpir eventos importantes en la formación de capital humano y genera cambios en la vinculación laboral como consecuencia del cuidado y el mantenimiento económico del niño. Los hombres padres jóvenes son más impacientes para ingresar al mercado laboral, y las mujeres madres jóvenes buscan actividades con mayor flexibilidad. En ambos casos se demuestra deterioro en sus primeras vinculaciones laborales que no se mitigan en el mediano plazo.

Se evidencia que la acumulación de capital humano no es la única vía por la cual se puede explicar la penalidad. Los efectos encontrados no son producto de la tenencia de hijos, en general, pero ser padre a edad temprana conduce a mejores condiciones inadecuadas para vincularse al mercado de trabajo, lo que explica en buena medida el efecto sobre los ingresos.

Las políticas públicas para atender esta problemática se encuentran focalizadas en la reducción del embarazo adolescente. Por tanto, es necesario redimensionar sus alcances, porque los resultados negativos de una *maternidad/paternidad temprana* pueden llegar a ser más importantes. Esto desde el punto de vista de los ingresos.

Existe evidencia de que la baja edad promedio en la que los colombianos tienen a su primer hijo no obedece a situaciones accidentales, sino que está más relacionada a una conciencia cultural e idiosincrática, en la que se asume por parte de los jóvenes que estas edades son las más idóneas u óptimas para ser padres. Por tanto, los lineamientos de política deben buscar en primera instancia incentivar y concienciar a los jóvenes para que posterguen su maternidad/paternidad. Estas promociones deben tener como objetivo a la población estudiantil, y deben ser instauradas hasta en las instituciones de educación superior.

Se deben promocionar políticas para que los padres jóvenes tengan menores pérdidas en términos educativos, puesto que la maternidad temprana está afectando de manera directa la conclusión de logros educativos. Además, se deben fomentar programas y estudios que ayuden a impedir una inserción apresurada al mercado de trabajo, puesto que la impaciencia y la búsqueda de flexibilidad, en un mercado laboral caracterizado por tener una elevada tasa de desocupación y alto tiempo de búsqueda para los jóvenes, se convierten en trampas que determinan los salarios de los jóvenes, al menos en el mediano plazo.

Para el caso de las mujeres, deben evitar tanto la pérdida en términos de educación como la pérdida en términos de experiencia laboral. Para esto, la formalización laboral juega un rol importante, pues solo a través de esta se hace factible que las legislaciones que se proponen proteger a las madres jóvenes tengan efectos certeros.

Las estimaciones. Principalmente, los efectos medidos no incluyen características no observables, como la responsabilidad, la impaciencia o el deseo por los hijos, que pueden ser determinantes tanto de la paternidad temprana como de los ingresos. El método utilizado tal vez no puede lograr corregir la totalidad del sesgo por no controlar por variables no observables. Pero dada la disponibilidad de datos, ofrece una buena aproximación. Aun así, la definición de padre joven que el documento maneja no caracteriza a una población notoriamente marginada o específica. Por el contrario, caracteriza casi a la mitad de los padres colombianos. Esta situación evita que se incurra en sesgos profundos.

En esta misma línea, la selección de los grupos de tratados y controles se centró en evaluar las implicaciones que tiene el bajo promedio de edad en la que los colombianos tienen a su primer hijo, y los resultados de las estimaciones podrían variar de acuerdo a los grupos de control escogidos. Por otra parte, la formulación de los cuestionarios utilizados no contempla las fechas exactas en que se tienen los hijos, sino que se manejan rangos etarios donde los padres reportan haber tenido a sus hijos. Esta situación no permitió configurar grupos de tratados y controles específicos para testear la hipótesis de que la penalidad de ser padre a edad temprana se disipa al postergar la edad del primer hijo un año más. Por tanto, se sugiere profundizar el tema con estudios posteriores que investiguen el beneficio marginal del aplazamiento de la paternidad/maternidad por año adicional.

Por otra parte, la muestra seleccionada, al ser población no migrante, hace que se pierda algún grado de validez externa de los resultados. Lo mismo sucede cuando se seleccionan individuos en su primer empleo para hacer el análisis de la vinculación laboral.

La disponibilidad de variables escolares testear la hipótesis sobre la calidad de las reinserciones disculpa de los padres que abandonaron sus estudios de forma temporal por razones de paternidad/maternidad.

<sup>38</sup> No se encontraron diferencias significativas en el subempleo objetivo por horas o competencias o en la búsqueda de empleo.

La estimación por cortes transversales, y en particular por solo contar con el año de información, no permite valorar si los impactos observados se prolongan o disipan en el largo plazo. Esto podría testearse una vez estén disponibles datos longitudinales en Colombia o cuando exista una acumulación de cortes transversales suficiente para implementar técnicas de pseudopanel que permitan obtener una visión completa de la penalidad de la paternidad/maternidad joven en el curso de la vida.

Así mismo, estudios posteriores podrían realizar análisis complementarios que puedan surgir de la interacción de variables de vinculación al mercado de trabajo (informalidad, trabajo independiente, entre otros) con la paternidad temprana. Estos podrían realizarse una vez se cuente con datos que aleatoricen la paternidad temprana, como por ejemplo examinando experimentos naturales como los abortos naturales.

En futuros trabajos sería interesante evaluar también los impactos de ser *padre joven* en los niveles de empleo, la historia conyugal, la acumulación de activos y beneficios pensionales.

**Conflicto de intereses**

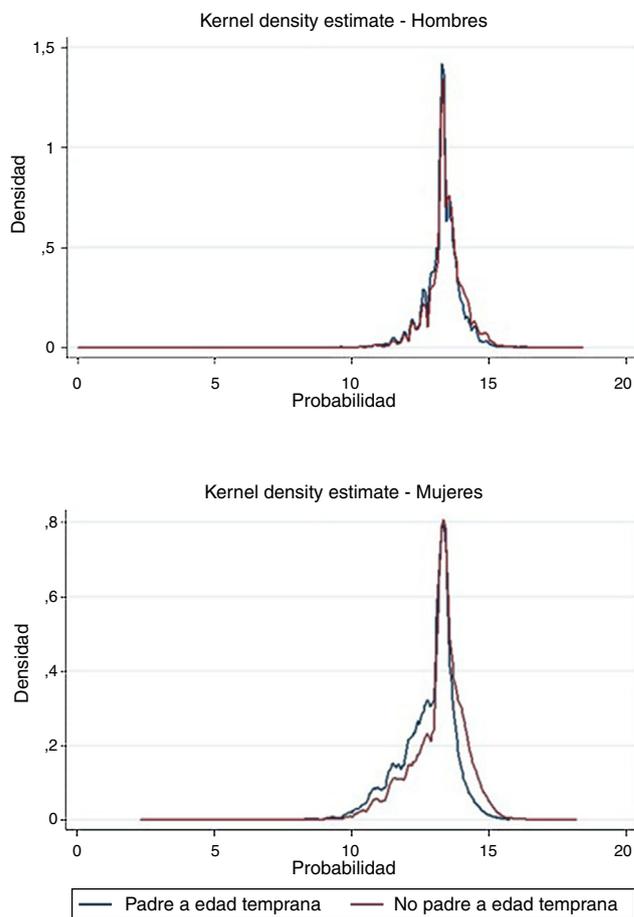
Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

**Agradecimientos**

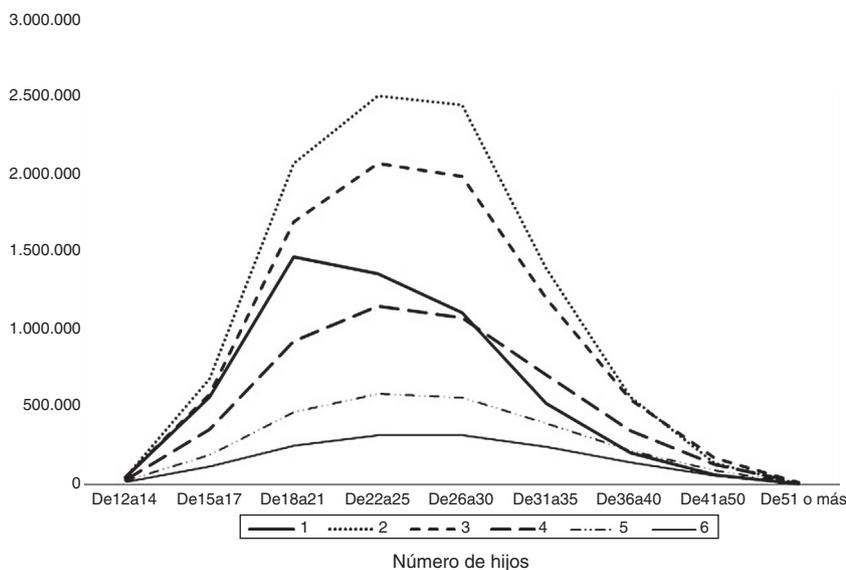
El autor quiere agradecer el invaluable apoyo y recomendaciones de Ximena Peña. A su vez, quiere gratificar los comentarios de Piedad Urdinola, Carlos Ospino, Luis Eduardo Arango y todo el equipo del seminario de investigación de la profesora Ximena Peña (Thibaud Deguilhem, Rodrigo Galindo, Camila Uribe, Ricardo Salas).

**Apéndice 1. Estadísticas descriptivas**

Figuras A1 y A2  
Tablas A1 y A2



**Figura A2.** Distribución del logaritmo del salario según sexo. Total nacional, datos expandidos (enero-diciembre 2013)  
Esta información es calculada para la población objetivo del estudio, es decir, padres entre 25 y 35 años no migrantes. El factor de expansión es recalibrado para ser representativo de 12 meses.  
Fuente: DANE y cálculos propios.



**Figura A1.** Rango de edad en que tuvo sus hijos, según el número de hijos. Nivel expandido, total nacional Colombia.  
Fuente: DANE y cálculos propios.

**Tabla A1**Estadísticas descriptivas de las variables involucradas en el cálculo del *propensity score matching*

	Total			Mujeres			Hombres		
	No padres a edad temprana	Padres a edad temprana	Diferencia de medias (t-test)	No padres a edad temprana	Padres a edad temprana	Diferencia de medias (t-test)	No padres a edad temprana	Padres a edad temprana	Diferencia de medias (t-test)
<i>Sexo</i>	0,479	0,724	-0,245***	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Edad</i>	30,553	29,888	0,665***	30,499	29,884	0,616***	30,603	29,900	0,703**
<i>Estrato</i>									
Bajo	0,724	0,803	-0,079***	0,693	0,805	-0,111***	0,751	0,797	-0,045***
Medio	0,229	0,147	0,082***	0,262	0,148	0,114***	0,199	0,145	0,054***
<i>Fecundidad municipio</i>									
Tasa de fec. adolescente	21.819	22.340	-0,521***	21.664	22.380	-0,716***	21.961	22.235	-0,274***
<i>Fecundidad hogar</i>									
Una persona en el hogar mayor y padre a edad temprana.	0,175	0,248	-0,073***	0,170	0,250	-0,079***	0,180	0,245	-0,065***
Dos personas en el hogar mayores y padres a edad temprana	0,030	0,034	-0,003**	0,028	0,030	-0,002	0,033	0,043	-0,010***
Tres o más personas en el hogar mayores y padres a edad temprana	0,002	0,005	-0,003***	0,002	0,005	-0,002***	0,003	0,006	-0,004***
<i>Educación jefe de hogar</i>									
Superior incompleta	0,051	0,084	-0,034***	0,033	0,082	-0,049***	0,068	0,091	-0,024***
Primaria completa	0,162	0,050	0,112***	0,216	0,053	0,163***	0,112	0,041	0,070***
Secundaria completa	0,364	0,355	0,009**	0,349	0,356	-0,008	0,377	0,350	0,028***
<i>Ciudad</i>									
Bogotá	0,039	0,043	-0,003*	0,037	0,040	-0,002	0,041	0,051	-0,009***
Tunja	0,028	0,026	0,002	0,030	0,026	0,004**	0,027	0,026	0,000
Pasto	0,022	0,030	-0,008***	0,024	0,027	-0,003**	0,020	0,037	-0,017***
Medellín	0,034	0,043	-0,009***	0,034	0,041	-0,007***	0,034	0,048	-0,013***
Santa Marta	0,050	0,045	0,005**	0,051	0,044	0,007***	0,049	0,046	0,002
Riohacha	0,035	0,032	0,003*	0,035	0,033	0,003	0,034	0,029	0,004
Villavicencio	0,032	0,033	-0,002	0,032	0,035	-0,003	0,031	0,030	0,001
Manizales	0,030	0,034	-0,004**	0,031	0,034	-0,003	0,030	0,034	-0,005**
Popayán	0,038	0,038	0,000	0,045	0,036	0,008***	0,032	0,041	-0,009**
Ibagué	0,022	0,023	-0,001	0,025	0,023	0,002	0,019	0,023	-0,004*
Valledupar	0,042	0,038	0,004**	0,043	0,037	0,006**	0,041	0,041	0,001
Armenia	0,020	0,025	-0,005***	0,020	0,025	-0,005***	0,020	0,023	-0,003
Cali	0,033	0,034	-0,002	0,032	0,033	-0,002	0,033	0,036	-0,003
Bucaramanga	0,020	0,018	0,002	0,019	0,018	0,001	0,021	0,018	0,003
Neiva	0,029	0,029	-0,001	0,029	0,031	-0,002	0,028	0,025	0,003
Pereira	0,024	0,028	-0,005***	0,023	0,029	-0,006***	0,025	0,026	-0,001
<i>Dominio resto</i>	0,104	0,127	-0,022***	0,080	0,128	-0,048***	0,127	0,123	0,004
<i>Observaciones</i>	24427	25104		11709	18181		12718	6923	

Fuente: DANE, cálculos propios.

\*\*\* Significativo al 99%.

\*\* Significativo al 95%.

\* Significativo al 90%.

**Tabla A2**

Estadísticas descriptivas de las variables involucradas en el modelo MCO y máxima verosimilitud

	Total			Mujeres			Hombres		
	Segundo hijo postergado	Segundo hijo siendo joven	Diferencia de medias (t-test)	Segundo hijo postergado	Segundo hijo siendo joven	Diferencia de medias (t-test)	Segundo hijo postergado	Segundo hijo siendo joven	Diferencia de medias (t-test)
<i>Sexo</i>	0,710	0,809	-0,099***	0,710	0,809	-0,099***	0,710	0,809	-0,099***
<i>Edad</i>	30,062	29,226	0,837***	30,092	29,242	0,849***	29,991	29,155	0,836***
<i>Educación</i>									
Primaria completa	0,100	0,133	-0,033***	0,088	0,132	-0,044***	0,129	0,135	-0,006
Secundaria completa	0,399	0,349	0,050***	0,407	0,354	0,053***	0,379	0,325	0,054***
Superior completa	0,060	0,025	0,035***	0,063	0,025	0,038***	0,053	0,025	0,028***
<i>Estructura del hogar</i>									
Cohabita	0,763	0,692	0,071***	0,734	0,678	0,056***	0,833	0,749	0,084***
Jefe de hogar	0,364	0,343	0,020**	0,245	0,282	-0,037***	0,655	0,604	0,051***
<i>Estrato socioeconómico</i>									
Bajo	0,781	0,817	-0,036***	0,776	0,817	-0,042***	0,795	0,816	-0,021
Medio	0,182	0,138	0,044***	0,188	0,140	0,048***	0,166	0,130	0,036***

Tabla A2 (Continuación)

	Total			Mujeres			Hombres		
	Segundo hijo postergado	Segundo hijo siendo joven	Diferencia de medias (t-test)	Segundo hijo postergado	Segundo hijo siendo joven	Diferencia de medias (t-test)	Segundo hijo postergado	Segundo hijo siendo joven	Diferencia de medias (t-test)
<i>Región</i>									
Bogotá	0,046	0,049	-0,003	0,044	0,047	-0,002	0,051	0,059	-0,008
Región Atlántica	0,278	0,252	0,026***	0,276	0,250	0,026***	0,284	0,261	0,023
Región Oriental	0,184	0,172	0,012*	0,185	0,174	0,011	0,182	0,168	0,014
Región Central	0,246	0,260	-0,014*	0,252	0,265	-0,014	0,233	0,238	-0,005
Región Pacífica	0,189	0,194	-0,005	0,188	0,190	-0,002	0,191	0,211	-0,020
<i>Dominio resto</i>	0,095	0,119	-0,024***	0,093	0,118	-0,024***	0,097	0,122	-0,024**
<i>Datos de hogar e ingreso</i>									
Ingreso no laboral	6.9e + 04	6.3e + 04	5667,611	8.8e + 04	7.3e + 04	1.5e + 04***	2.2e + 04	2.2e + 04	181542
Ingreso de los otros miembros del hogar	8.1e + 05	7.6e + 05	4.5e + 04**	8.9e + 05	8.1e + 05	8.5e + 04***	6.0e + 05	5.7e + 05	2.6e + 04
Vivienda con título de propiedad de algún miembro del hogar	0,271	0,267	0,005	0,277	0,272	0,005	0,258	0,244	0,014
<i>Observaciones</i>	13.996	4.435		9.934	3.588			4.062	847

Fuente: DANE, cálculos propios.

\*\*\* Significativo al 99%.

\*\* Significativo al 95%.

\* Significativo al 90%.

## Apéndice 2. Métodos de emparejamiento, balance y soporte común del (ATT) propensity score matching

### Tablas B1–B6

Tabla B1

Para la maternidad o paternidad temprana sobre los ingresos laborales. Resultados de las estimaciones por distintos métodos de emparejamiento hacen referencia al ATT, para una muestra de no migrantes entre 25 y 35 años

	Logaritmo del ingreso laboral mensual por hora (Lynhr)											
	Padres a edad temprana en el total de padres (1)			Padres a edad temprana en el total de ocupados (padres y no padres) (2)			Padres a edad temprana frente a no padres (3)			Padres a edad temprana frente padres con un solo hijo (4)		
<i>Regresión MCO</i>												
Simple	-0,2642***			-0,3192***			-0,3718***			-0,1796***		
	(0,0084)			(0,0076)			(0,0089)			(0,01336)		
Controlado	-0,12710**			-0,1095***			-0,1419***			-0,0610		
	(0,0078)			(0,0069)			(0,0082)			(0,01202)		
	Propensity Score Matching											
	ATT	Bootstrap Std. Err.	P> z	ATT	Bootstrap Std. Err.	P> z	ATT	Bootstrap Std. Err.	P> z	ATT	Bootstrap Std. Err.	P> z
<i>Neinearest neighbor (1)</i>	-0,1243	(0,01515)	0,000	-0,1256	(0,01302)	0,000	-0,1465	(0,015114)	0,000	-0,0611	(0,02091)	0,003
<i>Neinearest neighbor trimming (1)</i>	-0,1064	(0,0160)	0,000	-0,1277	(0,0122)	0,000	-0,1150	(0,01608)	0,000	-0,0674	(0,01882)	0,025
<i>Radius caliper (0,005)</i>	-0,1166	(0,00911)	0,000	-0,1195	(0,0075)	0,000	-0,1321	(0,01127)	0,000	-0,0642	(0,01444)	0,002
<i>Kernel (Epanechnikov)</i>	-0,1169	(0,0096)	0,000	-0,1223	(0,00837)	0,000	-0,1337	(0,01237)	0,000	-0,0642	(0,01299)	0,002
<i>Observaciones</i>		32.796			48.489			31.617			15.042	
Tratados		15.582			15.582			15.582			4.314	
Controles		17.214			32.907			16.035			10.728	

Errores estándar entre paréntesis

**Tabla B2**Test de balance entre tratados y controles de las estimaciones (ATT) de la [tabla B1](#)

	Pruebas del balance de la muestra de las especificaciones del Cuadro 2.1 bajo distintos metodos de emparejamiento																				
	Padres a edad temprana en el total de padres (i)					Padres a edad temprana en el total de ocupados (ii) (padres y no padres)					Padres a edad temprana frente a no padres (iii)					Padres a edad temprana frente a no padres (iv)					
	Pseudo R2	LR chi2	p > chi2	MeanBias	MedBias	Pseudo R2	LR chi2	p > chi2	MeanBias	MedBias	Pseudo R2	LR chi2	p > chi2	MeanBias	MedBias	Pseudo R2	LR chi2	p > chi2	MeanBias	MedBias	
Raw	0,143	13.513,29	0,000	9,9	2,5	0,143	13.513,29	0,000	9,9	2,5	0,143	13.513,29	0,000	9,9	2,5	0,143	13.513,29	0,000	9,9	2,5	
<i>Neinearest neighbor (1)</i>																					
Matched	0,003	127,54	0,000	2,0	1,7	0,004	153,08	0,000	2,1	1,5	0,005	194,2	0,000	2,2	1,4	0,002	29,39	0,045	1,9	1,5	
<i>Neinearest neighbor trimming (1)</i>																					
Matched	0,003	96,38	0,000	1,9	1,5	0,003	98,36	0,000	1,8	1,3	0,005	165,75	0,000	2,3	1,2	0,003	32,79	0,286	2,2	2,3	
<i>Radius caliper (0,005)</i>																					
Matched	0,001	28,09	0,513	1,1	0,9	0,000	20,96	0,861	0,8	0,5	0,001	54,29	0,003	1,1	0,8	0,001	7,06	1,000	1,0	0,8	
<i>Kernel (Epanechnikov)</i>																					
Matched	0,001	26,29	0,610	1,0	0,7	0,001	22,82	0,785	0,8	0,6	0,001	63,26	0,000	1,2	0,8	0,001	6,70	1,000	0,9	0,6	

**Tabla B3**Soporte común de las estimaciones de la [tabla B1](#)

	Soporte común de las especificaciones de la <a href="#">tabla B1</a>											
	Padres a edad temprana en el total de padres (i)			Padres a edad temprana en el total de ocupados (ii)			Padres a edad temprana frente a no padres (iii)			Padres a edad temprana frente a no padres con un solo hijo (iv)		
	Observaciones	En el soporte	Fuera del soporte	Observaciones	En el soporte	Fuera del soporte	Observaciones	En el soporte	Fuera del soporte	Observaciones	En el soporte	Fuera del soporte
<i>Neinearest neighbor (1)</i>	32.796	32.777	19	48.489	48.479	10	31.617	31.547	70	15.042	15.034	8
<i>Neinearest neighbor trimming (1)</i>	32.796	29.686	3.110	48.489	45.374	3.115	31.617	28.505	3.112	15.042	14.180	862
<i>Radius caliper (0,005)</i>	32.796	32.770	26	48.489	48.477	12	31.617	31.547	70	15.042	15.033	9
<i>Kernel (Epanechnikov)</i>	32.796	32.777	19	48.489	48.489	1	31.617	31.547	70	15.042	15.034	8

**Tabla B4**Test de balance entre tratados y controles de las estimaciones (ATT) de la [tabla 5](#)

	Pruebas del balance de la muestra de las especificaciones de la <a href="#">tabla 5</a>																			
	Hombres					Mujeres														
	Pseudo R2	LR chi <sup>2</sup>	p > chi <sup>2</sup>	MeanBias	MedBias	Pseudo R2	LR chi <sup>2</sup>	p > chi <sup>2</sup>	MeanBias	MedBias										
<i>Kernel (Epanechnikov)</i>																				
Matched	0,000	2,48	1.000	0,3	0,2	0,000	9,20	1.000	0,7	0,7										

**Tabla B5**Test de balance entre tratados y controles de las estimaciones (ATT) de la [tabla 6](#)

	Pruebas del balance de la muestra de las especificaciones de la <a href="#">tabla 6</a>																			
	Padres a edad temprana en el total de padres (i)					Padres a edad temprana en el total de ocupados (ii) (padres y no padres)					Padres a edad temprana frente a no padres (iii)					Padres a edad temprana frente a no padres (iv)				
	Pseudo R2	LR chi <sup>2</sup>	p > chi <sup>2</sup>	MeanBias	MedBias	Pseudo R2	LR chi <sup>2</sup>	p > chi <sup>2</sup>	MeanBias	MedBias	Pseudo R2	LR chi <sup>2</sup>	p>chi <sup>2</sup>	MeanBias	MedBias	Pseudo R2	LR chi <sup>2</sup>	p>chi <sup>2</sup>	MeanBias	MedBias
<i>Kernel (Epanechnikov)</i>																				
Matched	0,000	6,3	1.000	0,6	0,4	0,000	9,47	1.000	0,6	0,4	0,001	29,38	0,445	0,9	0,5	0,001	4,86	1,000	0,8	0,6



**Tabla C3**

Efecto de la maternidad o paternidad temprana sobre los ingresos laborales. Los resultados de las estimaciones por el método de *propensity score matching* hacen referencia al ATT, para una muestra de no migrantes entre 25 y 35 años que viven en pareja

	Logaritmo del ingreso laboral mensual por hora (Lynhr)											
	Padres a edad temprana en el total de padres (1)			Padres a edad temprana en el total de ocupados (2) (padres y no padres)			Padres a edad temprana frente a no padres (3)			Padres a edad temprana frente padres con un solo hijo (4)		
<i>Propensity score matching</i>	ATT	Bootstrap Std. Err.	P> z	ATT	Bootstrap Std. Err.	P> z	ATT	Bootstrap Std. Err.	P> z	ATT	Bootstrap Std. Err.	P> z
Kernel (Epanechnikov)	-0,1370	(0,0115)	0,000	-0,1388	(0,0117)	0,000	-0,1293	(0,0171)	0,000	-0,0748	(0,0189)	0,000
<i>Observaciones</i>												
Tratados		10.437			10.437			3.898			2.294	
Controles		12.808			16.433			10.437			7.403	
En soporte común		23.242			26.866			14.276			9.690	

#### Apéndice 4. Preguntas utilizadas

Para la evaluación de los canales de impacto se utilizaron las preguntas de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) (fig. D1):

Bases de datos adicionales:

- Estadísticas vitales EVVV-DANE: cifras del registro de nacido vivo de estadísticas y el registro civil de nacimiento de la Registraduría Nacional.

Los registros administrativos vitales son estadísticas continuas que recogen información sobre nacimientos, defunciones fetales y no fetales, que permiten contar con información que revela los cambios ocurridos en los niveles y patrones de mortalidad y fecundidad, proporcionando una visión dinámica de la población, como complemento al enfoque estático que proveen los censos.

Uso dentro del documento. Esta base fue utilizada para la predicción de paternidad joven; es un registro administrativo que permitió construir una variable de la tasa de fecundidad adolescente por municipio desde el año 1998 hasta 2012. Esta misma

Pregunta	Alternativa	Subpregunta
¿En algún momento abandonó sus estudios por razones de maternidad o paternidad?	1. Sí 2. No	
¿El abandono de sus estudios fue permanente o temporal?	1. Permanente 2. Temporal	¿Cuántos meses en total interrumpió sus estudios por esta razón?
¿En algún momento abandonó su ocupación por razones de maternidad o paternidad? <i>Solo para personas con experiencia laboral</i>	1. Sí 2. No	
¿El abandono de su ocupación o trabajo fue permanente o temporal?	1. Permanente 2. Temporal	¿Cuántos meses en total interrumpió su ocupación o trabajo por esta razón?
¿Cuántas veces ha dejado su trabajo u ocupación debido a su maternidad o paternidad?	No. de veces	
	1. Sí	1. Rechazar una oferta laboral 2. Rechazar un ascenso 3. No poder abrir o emprender un negocio 4. No poder expandir su negocio 5. Otra ¿Cuál?
¿Ha dejado pasar oportunidades laborales debido a su maternidad o paternidad?	2. No	

**Figura D1.** Preguntas utilizadas de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para la evaluación de los canales de impacto.

información para antes de 1998 era recolectada a través del registro civil de nacimiento de la Registraduría Nacional.

## Bibliografía

- Alcázar L. (2006). Consecuencias de la maternidad y del acceso a: ¿constituye un obstáculo para la formación de capital humano y el acceso a mejores empleos? INEI, Instituto Nacional de Estadística e Informática, Centro de Investigación y Desarrollo (CIDE).
- Azevedo, J. P., Lopez-Calva, L. F. y Perova, E. (2012). *Is the baby to blame? An inquiry into the consequences of early childbearing. World Bank Policy Research Working Paper*, (6074).
- Becker, G. S. (1960). *An economic analysis of fertility. Demographic and Economic Change in Developed Countries*. pp. 209–240. Columbia University Press.
- Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1), S33–S58.
- Becker, G. S. (1991). *A Treatise on the Family*. Harvard University Press.
- Bernal, R. y Peña, X. (2011). *Guía práctica para la evaluación de impacto. Metodología de los Andes*, Facultad de Economía, Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE).
- Brunner, B. y Kuhn, A. (2014). The impact of labor market entry conditions on initial job assignment and wages. *Journal of Population Economics*, 27(3), 705–738.
- Chevalier, A. y Viitanen, T. K. (2003). The long-run labour market consequences of teenage motherhood in Britain. *Journal of Population Economics*, 16(2), 323–343.
- Dillard, K. D. y Pol, L. G. (1982). The individual economic costs of teenage childbearing. *Family Relations*, 31(2), 249–259.
- East, P. L. (1999). The first teenage pregnancy in the family: Does it affect mothers' parenting, attitudes, or mother-adolescent communication? *Journal of Marriage and the Family*, 61(2), 306–319.
- Ermisch, J. y Pevalin, D. J. (2005). Early motherhood and later partnerships. *Journal of Population Economics*, 18(3), 469–489.
- Eurostat. (2015). *Women in the EU gave birth to their first child at almost 29 years of age on average eurostat newsrelease*. Eurostat.
- Flórez, C. E. (2000). *Las transformaciones socio demográficas en Colombia durante el siglo XX*. Bogotá: Banco de la República.
- Flórez, C. E. y Nuñez, J. (2002). Teenage childbearing in Latin American countries. *Documento CEDE, Universidad de los Andes*, 1.
- Flórez C.E., Soto V. (2007). *Fecundidad adolescente y pobreza. Diagnóstico y lineamientos de política: Departamento Nacional de Planeación, Misión para el diseño de una estrategia para la reducción de la pobreza y la Desigualdad (MERPD)*.
- Gamboia, L. F. y Zuluaga, B. (2013). Is there a motherhood penalty? Decomposing the family wage gap in Colombia. *Journal of Family and Economic Issues*, 34(4), 421–434.
- Geronimus, A. T. y Korenman, S. (1992). The socioeconomic consequences of teen childbearing reconsidered. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1187–1214.
- Gerstenblüth, M., Ferre, Z., Rossi, M. y Triunfo, P. (2009). Impacto de la maternidad adolescente en los logros educativos. *Documentos de Trabajo, Departamento de Economía, Universidad de la República, Montevideo*, 5, 1–18.
- Gutiérrez, D. (2008). *Efectos de la fecundidad sobre el ingreso laboral femenino [tesis para optar por el título de magíster en economía]*. Bogotá: Universidad de Los Andes.
- Hamilton, B. H. (2000). Does entrepreneurship pay? An empirical analysis of the returns to selfemployment. *Journal of Political Economy*, 108(3), 604–631.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 153–161.
- Hotz, V. J., McElroy, S. W. y Sanders, S. G. (2005). Teenage childbearing and its life cycle consequences exploiting a natural experiment. *Journal of Human Resources*, 40(3), 683–715.
- Hotz, V. J., Mullin, C. H. y Sanders, S. G. (1997). Bounding causal effects using data from a contaminated natural experiment: Analysing the effects of teenage childbearing. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 575–603.
- Jencks, C. (1989). What is the underclass—and is it growing? *Focus. Institute for Research on Poverty. Wisconsin*, 12, 14–31.
- Kahn, J. y Anderson, K. (1992). Intergenerational patterns of teenage fertility. *Demography*, 29(1), 39–57.
- Kahn, J. (2010). The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy. *Labour Economics*, 17(2), 303–316.
- Klepinger, D., Lundberg, S. y Plotnick, R. (1999). How does adolescent fertility affect the human capital and wages of young women? *Journal of Human Resources*, 42(1)–448.
- Kruger, D. y Berthelon, M. (2012). *Education consequences of adolescent motherhood in Chile*. Bonn: IZA.
- Madrigal, J. (1986). *Metodología y construcción de un indicador del ingreso familiar*. San José: Asociación Demográfica Costarricense.
- Manlove, J. (1997). Early motherhood in an intergenerational perspective: The experiences of a British cohort. *Journal of Marriage and Family*, 59(2), 263–279.
- Meade, C. S., Kershaw, T. S. y Ickovics, J. R. (2008). The intergenerational cycle of teenage motherhood: An ecological approach. *Health Psychology*, 27(4), 419.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings. Human Behavior & Social Institutions No. 2*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Moffitt, R. (1984). Profiles of fertility, labour supply and wages of married women: a complete life-cycle model. *The Review of Economic Studies*, 51(2), 263–278.
- Núñez, J. (2008). *El efecto del embarazo en la adolescencia sobre el número promedio de años de instrucción de la población*. Vol. 11. Bogotá.
- Núñez, J. y Cuesta, L. (2006). *Demografía y pobreza en Colombia*. pp. 30. Documentos CEDE, Universidad de los Andes.
- Ñopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290–299.
- Olarte, L. y Peña, X. (2010). El efecto de la maternidad sobre los ingresos femeninos. *Revista Ensayos de Política Económica*, 28(63), 190–231.
- Oreopoulos, P., von Wachter, T. y Heisz, A. (2006). *The short- and long-term career effects of graduating in a recession: Hysteresis and heterogeneity in the market for college graduates*. National Bureau of Economic Research.
- Oyer, P. (2006). *The macro-foundations of microeconomics: Initial labor market conditions and long-term outcomes for economists*. National Bureau of Economic Research.
- Pirog-Good, M. (1996). The education and labor market outcomes of adolescent fathers. *Youth & Society*, 28(2), 236–262.
- Rosenbaum, P. y Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55.
- Roy, A. (1951). Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers*, 3(2), 135–146.
- Rubin, D. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66(5), 688.
- Sanders, S. G., Hotz, V. J. y McElroy, S. W. (1996). The costs and consequences of teenage childbearing for mothers. *Chicago Policy Review*, 1, 55–94.
- Silva, A. C., González, P. R. y Torres, M. R. (2008). Consideraciones teóricas y empíricas acerca de la fecundidad adolescente. *Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 16(2), 47–59.
- Taniguchi, H. (1999). The timing of childbearing and women's wages. *Journal of Marriage and the Family*, 1008–1019.
- Trussell, J. y Abowd, J. (1980). Teenage mothers, labor force participation, and wage rates. *Canadian Studies in Population*, 7, 33–48.
- Urdinola, B. P. y Ospino, C. (2015). Long-term consequences of adolescent fertility: The Colombian case. *Demographic Research*, 32, 1487–1518.
- Uunk, W., Kalmijn, M. y Muffels, R. (2005). The impact of young children on women's labour supply. A reassessment of institutional effects in Europe. *Acta Sociologica*, 48(1), 41–62.
- Waldfogel, J. (1997). The effect of children on women's wages. *American Sociological Review*, 209–217.