



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLIX Reunión Anual

Noviembre de 2014

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-2-2

EL IMPACTO DE LA EDUCACIÓN SOBRE LA
FECUNDIDAD ADOLESCENTE: EVIDENCIA DE
LA LEY FEDERAL DE EDUCACIÓN EN
ARGENTINA

Velázquez Battistessa, Cecilia

El impacto de la educación sobre la fecundidad adolescente: evidencia de la Ley Federal de Educación^{*} en Argentina

Cecilia Velázquez

Versión preliminar: Agosto de 2014

Resumen

Este artículo provee evidencia para Argentina acerca del impacto de la educación sobre la fecundidad adolescente. En el año 1993, el gobierno implementó una importante reforma educativa (Ley Federal de Educación) que extendió la escolaridad obligatoria. La adopción de la Ley no se realizó de manera simultánea por parte de las provincias, brindando una fuente para identificar el efecto causal de la educación sobre la fecundidad adolescente. Los resultados sugieren una reducción en la tasa de fecundidad adolescente, especialmente en las jóvenes de entre 15 y 19 años de edad.

Clasificación JEL: I28, J13.

Palabras Clave: Fecundidad adolescente, Educación, Diferencias en diferencias, Reforma educativa, Extensión de la escolaridad obligatoria.

Abstract

This paper provides empirical evidence on the impact of education on teenage fertility in Argentina. In 1993 the government implemented a large education reform (Ley Federal de Educación) which extended compulsory education. The timing in the implementation substantially varied across provinces, providing a source of identification for unraveling the causal effect of education on teenage fertility. Results suggest a reduction in teenage fertility rate, stronger for the group of teenagers aged 15 to 19.

JEL Codes: I28, J13.

Keywords: Teenage fertility, Education, Differences-in-differences, Educational reform, Compulsory schooling laws.

^{*} Este artículo forma parte de la Tesis de Doctorado en Economía de la UNLP, dirigida por María Laura Alzúa (UNLP) y Wanda Cabella (UdelAR). Asimismo resultó ganador del IV Concurso de Ensayos organizado por CEDLAS (Argentina), CIEDUR (Uruguay) e IDRC (Canadá), en el marco del proyecto Promoviendo la participación laboral y el empoderamiento económico de las mujeres en América Latina. El premio consistió en una beca para llevar adelante el proyecto de investigación y la tutoría de Verónica Amarante (investigadora de CEPAL).

La autora agradece especialmente el apoyo financiero del Concurso y la excelente guía de María Laura Alzúa, Wanda Cabella y Verónica Amarante; así como también los valiosos aportes recibidos en los seminarios de Doctorado. Los errores y omisiones son total responsabilidad de la autora. Comentarios son bienvenidos a cvelazquez@cedlas.org.

I. Motivación

I.1. La problemática de la fecundidad adolescente

Durante la Cumbre del Milenio del año 2000, los países miembros de las Naciones Unidas acordaron, de forma unánime, el cumplimiento para el año 2015 de ocho metas destinadas a combatir la pobreza en sus múltiples dimensiones. Entre dichas metas se encuentra mejorar la salud materna, en particular, logrando el acceso universal a la salud reproductiva². Uno de los indicadores para el seguimiento de los progresos en esta área es la tasa de fecundidad adolescente (Jiménez y otros, 2011), ya que gran parte de los embarazos adolescentes no son planeados, y reflejan muchas veces problemas en el acceso y uso eficaz de los métodos anticonceptivos. En este sentido, la preocupación por la maternidad adolescente se encuentra instalada en la agenda internacional, y existe un compromiso de los gobiernos para reducirla³.

Asimismo, la maternidad temprana se asocia a mayores riesgos para la salud y para la vida de la madre y el niño (Williamson, 2013). No obstante, diversos estudios (Baldwin y Caine, 1980; Griffiths, 1977; Hollingsworth, Kotchen y Felice, 1982; Makinson, 1985; McAnarney y otros, 1978)⁴ establecen que los problemas de salud en la maternidad temprana no serían una consecuencia de la edad sino de la falta de cuidados médicos y de deficiencias nutricionales debidas a la situación socioeconómica.

La preocupación por la fecundidad adolescente también se fundamenta desde la perspectiva socioeconómica en las desventajas para la madre (consecuencias intra-generacionales), el niño (consecuencias inter-generacionales) y el costo que representa para la sociedad.

Por un lado, las madres adolescentes suelen presentar peores resultados educativos y laborales. Sin embargo, la relación entre fecundidad adolescente y logros educativos/laborales es una relación causal recíproca (la educación afecta la fecundidad y viceversa) con problemas de selección (las madres adolescentes suelen provenir de contextos socioeconómicos desfavorables que implican tanto mayor probabilidad de quedar embarazadas en la adolescencia como de experimentar fracasos educativos o desempleo), Azevedo y otros (2012).

La evidencia que ha identificado causalidad para EEUU señala efectos adversos modestos (Ashcraft y Lang, 2006; Geronimus y Korenman, 1991) o insignificantes (Hotz y otros, 2005; Ribar, 1994) para las madres adolescentes; a lo sumo, se encuentran efectos adversos sobre grupos específicos como las mujeres negras (Angrist y Evans, 1996). Por el contrario, la evidencia para Suecia sí indica una penalización por ser madre adolescente, aunque moderada, sobre la educación (Holmlund, 2005). La literatura para países latinoamericanos es más escasa. La evidencia para México no es concluyente: por un lado, Azevedo, López-Calva y Perova (2012) no encuentran consecuencias negativas para las madres adolescentes; mientras que Arceo-Gómez y Campos Vázquez (2012) sí encuentran un deterioro en las oportunidades educativas/laborales. En esta línea, Kruger y Berthelon (2012) encuentran evidencia de un efecto negativo de la maternidad adolescente en Chile, en particular en hogares pobres y con bajo nivel educativo; al igual que Ferre y otros (2013) para Uruguay.

² En consonancia con el Programa de Acción de la Conferencia Internacional sobre Población y Desarrollo aprobado en El Cairo en 1994, que fuera ratificado recientemente por la 47ª Sesión de la Comisión de Población y Desarrollo de cara a la discusión sobre la agenda global de desarrollo post 2015.

³ Utilizar la tasa de fecundidad adolescente para monitorear el acceso a la salud reproductiva no es consistente con un enfoque de derechos ya que el objetivo de reducir la fecundidad adolescente entra en conflicto con el libre ejercicio de los derechos reproductivos (Jiménez y otros, 2011).

⁴ Citados por Pantelides (2004).

Por su parte, los hijos de madres adolescentes suelen presentar problemas de conducta y aprendizaje, tanto en el desempeño académico (bajo puntaje en pruebas estandarizadas, repitencia, abandono escolar) como en lo que refiere a habilidades cognitivas, y tienen mayor probabilidad de convertirse en padres adolescentes. Sin embargo, aquí también se encuentra un problema de endogeneidad, no es sencillo aislar en qué medida estos problemas son consecuencia de la edad de la madre. La evidencia que ha identificado causalidad encuentra efectos adversos sobre el comportamiento (mayor riesgo de encarcelamiento para los hijos varones, Grogger, 2008; conductas violentas, ausentismo escolar e iniciación sexual temprana, Levine y otros, 2004), y mayor probabilidad de convertirse en padres adolescentes (Francesconi, 2007; Navarro Paniagua y Walker, 2012). Los resultados en cuanto al desarrollo cognitivo y logros educativos/laborales son menos concluyentes: por un lado, existen estudios que no hallan efectos adversos sobre el desarrollo cognitivo (Geronimus y otros, 1992; López Turley, 2003) o logros académicos (Levine y otros, 2004); por el contrario, existe evidencia de que ser hijo de madre adolescente implica peores resultados educativos/laborales (Francesconi, 2007; Navarro Paniagua y Walker, 2012). No obstante, se ha señalado que el efecto negativo sobre los logros académicos decrece con el tiempo: Moore y otros (2008) encuentran que es significativo sólo para los hijos menores de 14 años de edad. La literatura sobre las consecuencias inter-generacionales de la maternidad adolescente refiere a EEUU (Geronimus y otros, 1992; López Turley, 2003; Levine y otros, 2004; Grogger, 2008; Moore y otros, 2008), Reino Unido (Francesconi, 2007) y Europa⁵ (Navarro Paniagua y Walker, 2012). Para Latinoamérica, el único antecedente disponible es Arias y López-Calva (2012) que estudia el caso de Perú, encontrando problemas de conducta (iniciación sexual temprana, mayor riesgo de consumo de alcohol y marihuana) e impactos adversos sobre medidas antropométricas de los hijos de madres adolescentes. No obstante, el impacto negativo sobre la salud del niño es reversible: si bien los hijos de madres adolescentes presentan malnutrición en el primer año de vida, se recuperan relativamente rápido, y el efecto negativo desaparece a los cinco años de edad.

En suma, la preocupación por la maternidad temprana se fundamenta, desde la perspectiva sanitaria, porque se asocia a mayores riesgos para la salud y para la vida de la madre y el niño (aunque no existe consenso acerca de en qué medida este riesgo puede ser atribuido a la edad de la madre) y porque refleja problemas en el ejercicio de los derechos sexuales y reproductivos (mayoría de los embarazos adolescentes no son planificados)⁶.

Desde la perspectiva socioeconómica, las madres adolescentes suelen presentar peores resultados educativos y laborales. Mientras la evidencia disponible para los EEUU sugiere que no pueden ser atribuidos, al menos no en su totalidad, a la maternidad temprana, si no que dependen fuertemente de las desventajas pre-existentes; la escasa evidencia disponible para Latinoamérica enciende una señal de alerta. En cuanto a los hijos de madres adolescentes, la literatura es más incipiente y sugiere problemas de conducta atribuibles a la edad de la madre y mayor probabilidad de convertirse en padres adolescentes (la evidencia empírica acerca de los impactos sobre el desarrollo cognitivo y logros educativos/laborales es mixta). Cabe señalar la falta de antecedentes que identifiquen los impactos socioeconómicos de la fecundidad adolescente para el caso de Argentina.

Por último, incluso si la maternidad adolescente no genera un costo individual u otras consecuencias negativas para la madre o el hijo, sí representa un costo para la sociedad, ya que las madres adolescentes presentan mayor dependencia de la asistencia social, lo que se conoce como *welfare dependency* (Azevedo y otros, 2012).

⁵ Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Portugal y el Reino Unido.

⁶ También pueden ser resultado de violencia de género hacia las adolescentes (coerción por parte del compañero sexual para no utilizar métodos anticonceptivos, e incluso violencia y coacción sexual; Williamson, 2013).

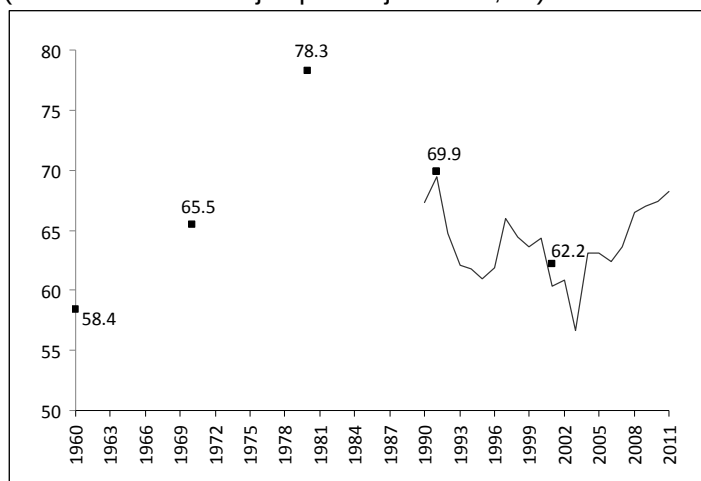
I.2. La fecundidad adolescente en Argentina

América Latina asiste desde la segunda mitad del siglo XX a un acelerado descenso de la fecundidad (“transición de la fecundidad”) junto a un rejuvenecimiento de la misma. Por su parte, la fecundidad adolescente no se redujo al mismo ritmo, manteniéndose constante en algunos países, e incluso aumentando en otros. En este contexto, el aporte relativo de la fecundidad adolescente a la fecundidad total aumentó más que el de ningún otro grupo (Ferrando, 2004; Pantelides, 2004; Flórez y Núñez, 2001). En la actualidad, los niveles de fecundidad adolescente latinoamericanos (con una tasa de 72‰) exceden largamente los niveles prevalecientes en los países de Europa y Asia Central (20‰), poniendo de manifiesto que existe un amplio margen para lograr reducciones en la fecundidad adolescente. América Latina se posiciona, junto al Sudeste Asiático, como la segunda región con mayor fecundidad adolescente del mundo, por debajo de África Sub-Sahariana (Azevedo y otros, 2012).

En Argentina, la fecundidad adolescente toma un curso ascendente a partir de 1960, alcanzando un máximo alrededor de 1980. Este ascenso acompaña la tendencia creciente de las tasas de fecundidad de todas las edades, que ocurrió a mediados de los 70s en el país (Pantelides y Binstock, 2007). Desde 1980, desciende de manera lenta pero continua hasta 2003, año en que alcanzó el registro más bajo. La evolución más reciente indica un importante aumento (véase Gráfico 1). En el año 2011, la tasa de fecundidad de las mujeres argentinas de entre 15 a 19 años se ubica en 68.2‰, aproximándose a la media latinoamericana (72‰).

Gráfico 1

Tasa de fecundidad adolescente. Argentina, 1960-2011
(número medio de hijos por mujer 15-19, ‰)



Fuente: La información para los años 1960, 1970, 1980, 1991 y 2001 fue extraída de Pantelides y Binstock (2007). La línea de trazo continuo corresponde a información provista por la Dirección de Estadísticas e Información en Salud del Ministerio de Salud de la Nación (DEIS).

Si bien las brechas entre provincias se han reducido, aún persisten fuertes diferencias (Binstock y Gogna, 2013) que, en 2011, van desde el 34.4‰ en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires al 103.6‰ en Chaco, 91.5‰ en Formosa y 83.4‰ en Corrientes, lo que señala una concentración del fenómeno en el Noreste Argentino (NEA)⁷. En el Mapa 1 se observa que las provincias con las tasas de fecundidad adolescente más altas del país son las cuatro

⁷ Se utiliza la regionalización propuesta por MECON (2011).

provincias que componen el NEA, Santiago del Estero y Jujuy (en el Noroeste Argentino, NOA), San Juan (en Nuevo Cuyo) y Santa Cruz (en la Patagonia). El Norte Argentino (NEA y NOA) es la región más rezagada del país en términos de desarrollo económico y social; en este sentido, *“la fecundidad adolescente (...) sigue la geografía del nivel de desarrollo: a menor nivel de desarrollo, mayor fecundidad”* (Pantelides y Binstock, 2007). Sin embargo, el nivel socioeconómico no es lo único que importa, también está presente un componente cultural. Por ejemplo, la provincia de Santa Cruz en la Patagonia, con un nivel socioeconómico muy alto, registra los niveles de fecundidad adolescente más elevados del país. Por otro lado, Catamarca ilustra el caso contrario, con muy bajo nivel socioeconómico y tasa de fecundidad adolescente de las más bajas del país. En el Gráfico A1 del Anexo se muestra la evolución de la fecundidad adolescente por provincia, para el período comprendido entre 1990 y 2011.

Mapa 1

Tasa de fecundidad adolescente, por provincia. Argentina, 2011
(número medio de hijos por mujer 15-19, ‰)



Fuente: en base a información provista por la DEIS.
Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

En cuanto a la salud de la madre y el niño, las madres menores de 20 años de edad son consideradas de alto riesgo en Argentina (según la clasificación de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud del Ministerio de Salud de la Nación DEIS, quienes

categorizan a las madres en tres niveles de riesgo según su edad⁸), aunque no existe consenso acerca de en qué medida este riesgo puede ser atribuido a la edad de la madre. El Cuadro 1 muestra que el porcentaje de nacimientos pretérmino y con bajo peso al nacer es mayor entre las madres adolescentes. Sin embargo, las tasas de mortalidad infantil y materna son inferiores.

Cuadro 1

Indicadores seleccionados de natalidad y mortalidad, madres adolescentes (10 a 19 años de edad) y total
Argentina, 2011

	Madres 10a19	Total
Bajo Peso (< 2.500 gr) ⁽¹⁾	8.2	7.2
Pretérmino (< 37 semanas) ⁽¹⁾	12.2	8.7
Tasa de Mortalidad materna ⁽²⁾	3.0	4.0
Tasa de Mortalidad infantil ⁽³⁾	10.7	11.9

Fuente: en base a Estadísticas Vitales e Indicadores seleccionados de salud para población de 10 a 19 años (DEIS).

Notas: (1) En % del total de nacidos vivos; (2) Por 10.000 nacidos vivos; (3) Por 1.000 nacidos vivos, dato correspondiente al año 2010.

Por su parte, la fecundidad temprana refleja problemas en el ejercicio de los derechos sexuales y reproductivos: 60% de los embarazos adolescentes en Argentina no son planeados ni inicialmente deseados (Binstock y Gogna, 2013).

Por último, existe una relación inversa entre educación y fecundidad que ha sido ampliamente documentada en prácticamente todos los países, y se verifica también para el caso de la fecundidad adolescente (Singh, 1998). Argentina no es ajena a esta tendencia, como señalan Pantelides y Binstock (2007) *"la condición de maternidad en la adolescencia está inversamente relacionada con el nivel de instrucción..."*. El Gráfico 2 muestra la fuerte correlación negativa existente entre la tasa de fecundidad adolescente provincial y los años de educación promedio de las mujeres adultas (25 a 40 años de edad) de cada provincia (panel A), así como también la fuerte correlación positiva entre la fecundidad adolescente y el porcentaje de mujeres adultas que no completó los estudios secundarios (panel B).

En suma, la fecundidad adolescente en Argentina muestra un aumento desde 2003, situándose en la actualidad muy por encima del promedio mundial (53%). Asimismo, el fenómeno se concentra en el Norte del país, en particular en el NEA, la región con más bajo nivel socioeconómico. El porcentaje de nacimientos pretérmino y con bajo peso al nacer es mayor entre las madres adolescentes. Por último, el 60% de los embarazos adolescentes en Argentina no son planeados ni inicialmente deseados (Binstock y Gogna, 2013), reflejando problemas en el ejercicio de los derechos sexuales y reproductivos, resaltando la necesidad de políticas y acciones preventivas.

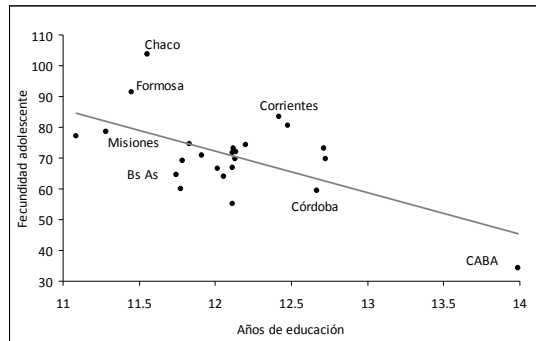
A la luz de estos resultados, el objetivo de este trabajo consiste en estudiar los determinantes de la fecundidad adolescente, con el fin de elaborar un diagnóstico que permita señalar posibles caminos de intervención para las políticas públicas. En particular, se pone énfasis en el rol de la educación como determinante. En Argentina, existe una fuerte correlación negativa entre maternidad adolescente y educación; esta investigación se propone identificar qué parte de esta relación es causal.

⁸ Alto riesgo para las madres menores de 20 años, bajo riesgo entre las que tienen 20 y 34 años de edad, y riesgo intermedio para las madres mayores de 34 años.

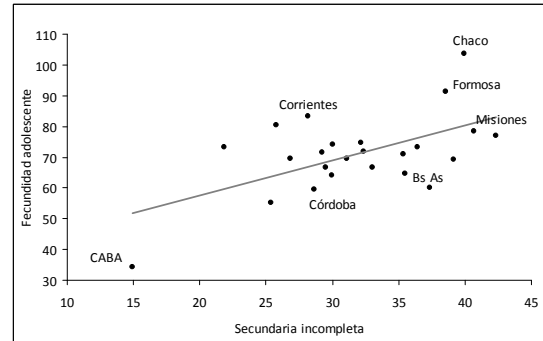
Gráfico 2

Tasa de fecundidad adolescente (número medio de hijos por mujer 15-19, ‰) y educación (mujeres 25-40), por provincia. Argentina, 2011

A. Años de educación promedio



B. Población con secundaria incompleta (%)



Fuente: en base a información provista por la DEIS y Encuesta Permanente de Hogares - SEDLAC 2011 (EPH-SEDLAC, CEDLAS y Banco Mundial).

Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

II. Revisión de la literatura: la educación como determinante de la fecundidad adolescente

II.1. Canales de transmisión

La literatura sobre fecundidad adolescente distingue entre determinantes próximos o intermedios y contextuales o indirectos. Los determinantes próximos o intermedios son factores biológicos y de conducta a través de los cuales variables económicas, culturales y ambientales afectan la fecundidad. Su característica principal es que actúan directamente. Dentro de ellos se encuentran la nupcialidad, el uso de anticonceptivos, la infecundidad post-parto y la interrupción voluntaria del embarazo (Bongaarts, 1978 y 1982). Los determinantes contextuales o indirectos se refieren a variables socioeconómicas, geográficas y educativas.

Este trabajo se centra en la educación como determinante. La hipótesis central es que mayor educación en una sociedad conduce a reducciones en las tasas de fecundidad adolescente, a partir de tres mecanismos:

- (i) Efecto capital humano: el enfoque del '*mainstream*' neoclásico (Becker, 1960 y 1981) postula que la decisión de una familia de tener un hijo puede pensarse en el marco de la teoría microeconómica del consumidor. A mayor educación aumenta el capital humano y el ingreso permanente de una mujer; sin embargo, el efecto sobre la fecundidad es indeterminado. Por un lado, mayor educación e ingreso inducen un '*efecto sustitución*' negativo, ya que aumenta el ingreso al que una mujer renuncia si decide abandonar el mercado laboral para dedicar su tiempo al cuidado de los hijos (aumenta el costo de oportunidad). Por otro lado, el '*efecto ingreso*' actúa en sentido contrario, ya que un mayor ingreso permite costear mayor número de hijos; aunque dicho '*efecto ingreso*' positivo se ve mitigado si asumimos que padres con mayores ingresos prefieren destinar más recursos a la educación, cuidado y protección de cada hijo. Se espera que prevalezca el '*efecto sustitución*' y que un aumento en la educación de las mujeres reduzca la fecundidad.
- (ii) Efecto incapacitación: estar matriculado en la escuela puede evitar que los jóvenes tengan hijos debido a las dificultades de combinar el estudio con la crianza y el cuidado de los niños pequeños (se trata de un efecto temporal, en tanto asisten a la escuela).
- (iii) Brinda herramientas a los jóvenes para una práctica responsable de su sexualidad. Por un lado, la educación sexual integra al currículo escolar el aprendizaje acerca de los diferentes métodos anticonceptivos. Asimismo, la educación ejerce un efecto indirecto -que no es menor- sobre la fecundidad adolescente ya que mejora la capacidad de los jóvenes de buscar y procesar información, en particular en lo que refiere al uso de anticonceptivos (la educación se asocia con una mayor productividad en la producción de salud, como formalizó Grossman, 1972).

II.2. Antecedentes

Existe una relación inversa entre nivel de educación alcanzado y fecundidad adolescente que ha sido ampliamente documentada en prácticamente todos los países (Singh, 1998); sin embargo, en el vínculo entre educación y fecundidad adolescente existen dos fuentes de endogeneidad: causalidad inversa (la educación afecta la fecundidad y viceversa) y sesgo de selección o variables omitidas (las madres adolescentes suelen provenir de contextos socioeconómicos desfavorables que implican tanto mayor probabilidad de quedar embarazadas en la adolescencia como de experimentar fracasos educativos o desempleo); Azevedo y otros, 2012. La presencia de endogeneidad en el vínculo entre estas dos

variables determina una dificultad para establecer relaciones del tipo causa-efecto. En los últimos años, con el auge y desarrollo de las técnicas de evaluación de impacto, se ha intentado aislar el efecto causal de la educación sobre la fecundidad adolescente, testeando la hipótesis de que mayor educación reduce la maternidad entre las jóvenes.

Se revisan aquí los principales antecedentes que han identificado el impacto o efecto causal de la educación sobre la fecundidad, aprovechando experimentos controlados o naturales que provean una fuente de variación exógena de la cantidad de educación (tanto de la carga horaria diaria como del número de años de educación). El Cuadro A1 del Anexo sintetiza los antecedentes revisados.

En primer lugar, Duflo y otros (2006) utilizan un diseño de evaluación experimental para investigar el impacto de la educación sobre la fecundidad adolescente. Los autores asignan aleatoriamente diferentes intervenciones para reducir la incidencia del VIH/SIDA en los establecimientos educativos de dos distritos rurales de Kenia. Si bien el objetivo del programa es combatir el VIH/SIDA, también se mide su impacto en indicadores relacionados, como la fecundidad. En particular, una de las intervenciones evaluadas reduce el costo de estudiar ayudando a que los estudiantes permanezcan en la escuela, mediante la entrega de uniformes gratuitos (en Kenia no se cobra matrícula en la enseñanza primaria, por lo que el uniforme escolar constituye el principal costo). Los uniformes se distribuyeron entre los estudiantes matriculados en 6º grado (14 años de edad); si el estudiante continuaba matriculado al año siguiente recibía un segundo uniforme. Los resultados indican que reducir el costo de estudiar disminuye las tasas de deserción escolar y la incidencia de la maternidad adolescente.

En segundo lugar, en la revisión de la literatura basada en experimentos naturales encontramos estudios que explotan diferencias en los requisitos de edad para la admisión al sistema educativo (McCrary y Royer, 2011); estudios que explotan políticas que reducen el costo de estudiar y aumentan la matriculación como programas de transferencias de ingreso condicionadas (CCT por sus siglas en inglés) y subsidios a la matrícula (Cortés y otros, 2010; Cortés y otros, 2011); extensiones de la duración de la jornada escolar (Berthelon y Kruger, 2011); y reformas que extienden la escolaridad obligatoria (Black y otros, 2008; Silles, 2011; Cygan-Rehm y Maeder, 2013; Alzúa y otros, 2013).

McCrary y Royer (2011) explotan las diferencias existentes entre California y Texas (EEUU) en cuanto a los requisitos de edad para el ingreso al sistema educativo. Para comenzar el jardín de infantes en Texas, un niño debe tener cinco años cumplidos al 1º de septiembre; en cambio, en California es al 1º de diciembre. La cantidad de años que permanecen los individuos en el sistema educativo depende de la fecha exacta de nacimiento, en el sentido de que los alumnos nacidos inmediatamente después de la fecha de corte (por ejemplo, los niños que cumplen años el 2 de septiembre en Texas) ingresan a la escuela con mayor edad. En consecuencia, este grupo alcanza la edad legal para abandonar la escuela más temprano (en EEUU la permanencia obligatoria en el sistema educativo se define de acuerdo a la edad y no al nivel alcanzado). Explotando la aleatoriedad de la fecha de nacimiento, estiman el impacto de una variación exógena en la cantidad de años de educación sobre la fecundidad. Los resultados muestran que más años de escolaridad no impactan sobre la fecundidad (ni sobre la probabilidad de ser madre ni sobre la edad a la que se tiene el primer hijo).

Cortés y otros (2010) analizan el impacto de la educación sobre la maternidad adolescente explotando políticas que reducen el costo de estudiar, en Bogotá, Colombia. Los autores analizan (i) subsidios a la matrícula en escuelas privadas; (ii) un programa CCT nacional '*Familias en Acción*' para estudiantes de escuelas públicas y privadas; y (iii) un programa CCT del gobierno de la ciudad para estudiantes de escuelas públicas. La investigación se basa en los resultados de una encuesta realizada en el año 2010 a estudiantes de entre 15 y 19 años de edad, que relevó información sobre las hermanas mayores, que son

incorporadas al estudio para construir el escenario pre-programa y aplicar el método de diferencias en diferencias. Los autores encuentran que no todas las políticas que reducen el costo de estudiar reducen la fecundidad adolescente; en el único caso que hay un impacto es en el programa CCT del gobierno de la ciudad de Bogotá, donde la transferencia no sólo es condicional a la asistencia sino también al desempeño educativo (a diferencia de *'Familias en Acción'*).

Existe una creciente preocupación por los posibles efectos no deseados de los programas CCT; sus detractores han señalado, entre otros, el aumento de la maternidad adolescente. En este sentido, Cortés y otros (2011) desarrollan un modelo teórico que predice que un programa CCT puede conducir tanto a una reducción como a un aumento de la fecundidad adolescente. Los autores postulan, y contrastan empíricamente para Colombia, que el éxito de un programa CCT en reducir la fecundidad adolescente depende de que el rendimiento académico sea una de las condiciones para recibir la transferencia. Por su parte, Garganta (2013) encuentra que el programa CCT *'Asignación Universal por Hijo'* en Argentina no afecta el margen extensivo de fecundidad (la probabilidad de tener el primer hijo) pero sí el margen intensivo (la cantidad de hijos totales).

Berthelon y Kruger (2011) utilizan una reforma educativa en Chile que aumentó la duración de la jornada escolar como experimento natural para identificar el efecto de la educación sobre la fecundidad adolescente. Los autores investigan el impacto de esta reforma sobre la probabilidad, por parte de los jóvenes, de vincularse en actividades riesgosas (delitos y práctica sexual sin anticoncepción). Explotando el hecho de que la reforma se implementó de forma gradual entre las municipalidades, estiman el impacto de un aumento exógeno de las horas de clase sobre las conductas de los adolescentes. Los resultados muestran un efecto incapacitación, el aumento de las escuelas de tiempo completo disminuye la probabilidad de que una adolescente se convierta en madre, siendo más significativo en el caso de jóvenes de familias pobres y en las áreas urbanas.

Otros antecedentes han explotado modificaciones en las leyes de escolaridad obligatoria, para identificar el efecto causal de la educación sobre fecundidad adolescente (Black y otros, 2008, para EEUU y Noruega; Silles, 2011, para el Reino Unido; Cygan-Rehm y Maeder, 2013, para Alemania; Alzúa y otros, 2013, para 22 países de América Latina y el Caribe). La estrategia de identificación se basa en el supuesto de que cambios en las leyes educativas que extienden la escolaridad obligatoria proporcionan un aumento exógeno en los años de educación.

Los resultados encontrados por Black y otros (2008) para EEUU y Noruega, por Silles (2011) para el Reino Unido, y por Cygan-Rehm y Maeder (2013) para Alemania sugieren un efecto negativo de la extensión de los años de escolaridad sobre la probabilidad de ser madre adolescente. Cabe destacar que Black y otros (2008) encuentran resultados muy similares para EEUU y Noruega, países de PIB per cápita y nivel educativo similar, pero muy diferentes institucionalmente (en particular, en cuanto al sistema de protección social para madres adolescentes). Los autores también exploran los mecanismos a partir de los cuales esta relación funciona, concluyendo que no se trata de un efecto incapacitación puro, si no que el efecto acumulación de capital humano juega un rol importante. Por su parte, Silles (2011) incorpora a su análisis el efecto de la difusión de la anticoncepción oral a fines de la década del 1960 en el Reino Unido (con la Ley de Planificación Familiar de 1968), encontrando evidencia de que el efecto de la educación sobre la maternidad adolescente es mayor luego de la difusión masiva de métodos anticonceptivos a bajo precio. Para el caso de Alemania, Cygan-Rehm y Maeder (2013) estudian la fecundidad a lo largo del ciclo de vida, encontrando que más educación no sólo retrasa la maternidad (disminuyendo la fecundidad adolescente) si no que también disminuye la fecundidad global.

Por último, Alzúa y otros (2013) desarrollan un modelo teórico que predice que un aumento en la educación conducirá a una reducción en el número de madres (el supuesto crucial es

que mujeres más educadas desean menos hijos). Si bien el número total de madres disminuiría, la proporción de madres adolescentes y adultas queda indeterminada en el modelo; por tanto, el efecto de extender la escolaridad obligatoria sobre la fecundidad adolescente es ambiguo y debe resolverse empíricamente. Contrastan empíricamente este modelo para 22 países Latinoamericanos y del Caribe⁹ (entre los que se encuentra Argentina), sin encontrar efectos significativos sobre la fecundidad adolescente; sin embargo, sí encuentran efectos significativos de reducción de la maternidad no-adolescente.

En suma, si bien se observa una fuerte correlación negativa entre fecundidad adolescente y educación, la presencia de endogeneidad en el vínculo entre estas dos variables determina una dificultad para establecer relaciones del tipo causa-efecto. Con los avances recientes en las técnicas de evaluación de impacto, se ha intentado aislar el efecto causal de la educación sobre la fecundidad adolescente a partir de experimentos controlados o naturales que explotan diferencias en los requisitos de edad para la admisión al sistema educativo, estudios que explotan políticas que reducen el costo de estudiar y aumentan la matriculación como programas CCT y subsidios a la matrícula, extensiones de la jornada escolar, y de la escolaridad obligatoria.

Con excepción de McCrary y Royer (2011), el resto de la evidencia empírica para los países de la OCDE confirmaría la hipótesis de que mayor educación reduce la maternidad entre las jóvenes: Black y otros (2008) para EEUU y Noruega, Silles (2011) para el Reino Unido y Cygan-Rehm y Maeder (2013) para Alemania. La evidencia aparentemente en conflicto podría responder a diferencias en el tipo de política; si bien en todos los casos aumentan los años de escolaridad, la mayoría de la evidencia refiere a reformas que afectan las decisiones de salida de la escuela mientras que McCrary y Royer (2011) analizan las decisiones de admisión.

En cambio, la evidencia para África y América Latina es mixta. Por un lado, Duflo y otros (2006), Berthelon y Kruger (2011), Cortés y otros (2010) y Cortés y otros (2011) encuentran que a mayor educación disminuye la fecundidad adolescente en Kenia, Chile y Colombia respectivamente. Sin embargo, Alzúa y otros (2013) no encuentran un impacto al analizar simultáneamente 22 países de América Latina y el Caribe.

⁹ Argentina, Bahamas, Belice, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela.

III. Estrategia empírica

Existe una relación inversa entre nivel de educación alcanzado y fecundidad adolescente que ha sido ampliamente documentada en prácticamente todos los países (Singh, 1998). Sin embargo, en el vínculo entre educación y fecundidad adolescente existen dos fuentes de endogeneidad: causalidad inversa (la educación afecta la fecundidad y viceversa) y sesgo de selección o variables omitidas (las madres adolescentes suelen provenir de contextos socioeconómicos desfavorables que implican tanto mayor probabilidad de quedar embarazadas en la adolescencia como de experimentar fracasos educativos o desempleo); Azevedo y otros, 2012. Esto implica que no es posible estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) el efecto de la educación sobre la fecundidad adolescente de manera consistente, ya que el término de error está correlacionado con la variable explicativa.

Para solucionar este problema de endogeneidad, la literatura ha recurrido a diversas estrategias de identificación que proveen una fuente de variación exógena de la educación, resumidas en la sección II.2. Se recurrirá aquí a una estrategia similar a la empleada por Black y otros (2008), Silles (2011), Cygan-Rehm y Maeder (2013) y Alzúa y otros (2013), utilizando una reforma educativa que incrementó los años de educación obligatoria de siete a diez: la Ley Federal de Educación Argentina de 1993.

III.1.La Ley Federal de Educación

En abril del año 1993 se sanciona la Ley Federal de Educación N° 24.195 (en adelante LFE), que fija una nueva estructura del sistema educativo y amplía el período de obligatoriedad, aumentando la cantidad de años obligatorios de escolarización de siete a diez. En particular, la LFE reemplaza el anterior sistema de educación primaria obligatoria de siete años por un ciclo obligatorio de nueve años de Educación General Básica (EGB) y un ciclo no-obligatorio de especialización de tres años de duración (Polimodal). También establece la obligatoriedad del último grado del nivel Inicial (sala de 5 años). El Cuadro 2 presenta las equivalencias entre el antiguo sistema educativo y el propuesto por la LFE, así como también los años de educación obligatorios. A modo ilustrativo se presenta la edad teórica que corresponde a cada grado, aunque debe tenerse en cuenta que en Argentina los niveles de sobreedad son elevados. Actualmente, el 21.4% de los alumnos matriculados en el nivel primario presenta sobreedad, mientras que en el nivel secundario esta proporción asciende a 38.6% en el ciclo básico y 38.1% en el ciclo orientado (Relevamiento Anual 2009, DINIECE).

Cuadro 2

El sistema educativo argentino, previo y posterior a la Ley Federal de Educación (LFE)

Estructura anterior		Edad	Estructura LFE	
Nivel	Año		Nivel / Ciclo	Año
Inicial	1º	3		1º
	2º	4	Inicial	2º
	3º	5		3º
Primario	1º	6		1º
	2º	7	EGB 1	2º
	3º	8		3º
	4º	9		4º
	5º	10	EGB 2	5º
	6º	11		6º
	7º	12		7º
Medio	1º	13	EGB 3	8º
	2º	14		9º
	3º	15		1º
	4º	16	Polimodal	2º
	5º	17		3º

Fuente: en base a la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa del Ministerio de Educación de la Nación (DINIECE).

Notas: las celdas sombreadas indican los tramos obligatorios de cada sistema. EGB: Educación General Básica.

En Argentina, a partir de la Ley de Descentralización Educativa N° 24.049 del año 1991, la educación pública se administra y financia a nivel provincial. Esto determinó que las Provincias contaran con flexibilidad para definir el *timing* y la modalidad de implementación de la reforma. En cuanto al *timing*, la aplicación de la LFE se “escalonó” a lo largo del período 1996-2000: las primeras provincias en implementar la reforma fueron Buenos Aires y Córdoba en 1996; a partir de esa fecha, la reforma se aplica cada año en una nueva provincia, hasta el año 2000, fecha en la cual adhiere la última provincia (Mendoza). Las provincias de Río Negro y Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) nunca implementaron la reforma. En cuanto a la modalidad de implementación, como señala Crosta (2009) no todas las provincias siguen una política de implementación total. Del total de 22 provincias que sí implementaron la LFE, 9 de ellas lo hicieron de modo parcial (véase Cuadro 3).

Cuadro 3
Implementación de la Ley Federal de Educación (LFE) en las Provincias Argentinas

Provincia	Implementación	
	Año de inicio	Modo
Buenos Aires	1996	F
CABA		NI
Catamarca	1999	G
Chaco	1997	G
Chubut	1999	G
Córdoba	1996	F
Corrientes	1997	F
Entre Ríos	1997	F
Formosa	1998	F
Jujuy	1998	G
La Pampa	1997	F
La Rioja	1999	G
Mendoza	2000	G
Misiones	1998	F
Neuquén	1998	G
Río Negro		NI
Salta	1998	G
San Juan	1997	F
San Luis	1998	F
Santa Cruz	1998	F
Santa Fe	1997	F
Santiago del Estero	1998	F
Tucumán	1998	F
Tierra del Fuego	1998	G

Fuente: en base a Crosta (2009).

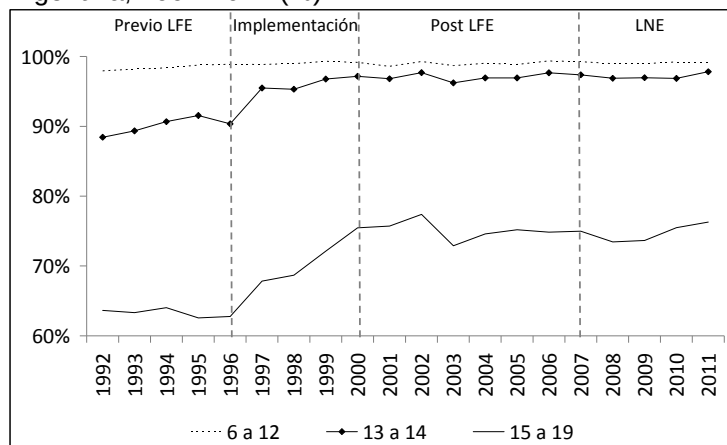
Notas: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Modo de implementación F: Full; G: Gradual; NI: No Implementa.

El Gráfico 3 muestra la evolución previa y posterior a la implementación de la reforma de la tasa específica de matrícula para distintos grupos de edad. Allí se observa que la asistencia al sistema educativo de los niños de 6 a 12 años de edad era prácticamente universal previo a la aplicación de la LFE y se mantuvo incambiada luego. Por su parte, los jóvenes de 13 a 14 aumentaron su tasa de matriculación en 5 p.p. desde 92% en el año 1995 hasta 97% en 2001; mientras que la asistencia al sistema educativo de los jóvenes de 15 a 19 (grupo de interés para el análisis de la fecundidad adolescente) creció fuertemente desde 63% a 76% en igual período (aumento de 13 p.p.).

En el año 2007, con la Ley Nacional de Educación N° 26.206 (LNE), se propone regresar a la antigua estructura de niveles educativos, estableciendo una estructura educativa común para todas las provincias del país, y se extiende nuevamente la escolaridad obligatoria hasta

completar el nivel secundario. De este modo, se incrementa de diez a trece años el período de escolaridad obligatoria. Sin embargo, como se observa en el Gráfico 3 la norma no parece haber impactado, al menos por el momento, sobre la tasa de matriculación específica de los grupos edad considerados.

Gráfico 3
Tasa específica de matrícula, por grupos de edad
Argentina, 1992-2011 (%)



Fuente: en base a Encuesta Permanente de Hogares SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

III.2.Datos

El Cuadro 4 resume los indicadores utilizados, el período para el que se encuentran disponibles y las fuentes de información consultadas.

Cuadro 4
Fuentes de información

ÍNDICES DE INFORMACIÓN						
	INDICADOR		PERÍODO		FUENTE	OBSERVACIONES
DEMOGRÁFICOS		Temprana 10a14				
	Fecundidad adolescente	Tardía 15a19	1990 -2011	Anual	DEIS	$\frac{Nacidos\ vivos}{Población\ femenina} \times 1.000$
		Total 10a19				
	Población	Por sexo y grupos quinquenales de edad	1990-2011	Anual	INDEC	Proyecciones elaboradas a partir del Censo 2001
EDUCATIVOS		Año de Inicio	1990 -2011	Anual	Crosta (2009)	1996 a 2000
	LFE	Modo				Full o Gradual
	Tasa Específica de Matrícula por edad		1992-2011	1992-2002 anual 2003-2011 1º sem	EPH-SEDLAC (CEDLAS y Bco. Mundial)	$\frac{Matrícula\ edad\ j}{Población\ edad\ j} \times 100$
CONTEXTO MACRO	Producto Bruto Geográfico		1993-2010	Anual	Dir. Provinciales de Estadística	Millones de \$ a precios constantes de 1993
	Pobreza		1992-2011	1992-2002 anual 2003-2011 1º sem	EPH-SEDLAC (CEDLAS y Bco. Mundial)	FGT(0) según IPCF y línea USD 2.5 por día por persona PPP
	Desempleo					Tasa desempleo, mayores 15
	Gini					Índice Gini según IPCF
POLÍTICA SOCIAL		Educación básica				
	Gasto Público	Atención pca. salud	1993-2009	Anual	MECON	Millones de \$ a precios corrientes
		Total				
	Asignación Universal por Hijo		2010-2011	1º semestre	EPH-SEDLAC (CEDLAS y Bco. Mundial)	$\frac{Niños\ beneficiarios}{Población} \times 100$
	Programa Sumar (ex Plan Nacer)	Mujeres	2004-2011	Anual	Programa Sumar	$\frac{Inscriptos}{Población} \times 100$
		Mujeres + niños				

Fuente: elaboración propia.

Nota: todos los indicadores se definen a nivel provincial.

III.3. Metodología

Se sigue aquí una estrategia de identificación similar a la empleada por Alzúa y otros (2011) para medir el impacto de un año adicional de educación sobre diversos resultados educativos y laborales y por López (2012) para medir el impacto de la educación sobre el nivel de delitos. Ambos trabajos explotan las diferencias en el *timing* e intensidad de implementación de la LFE entre provincias argentinas como experimento natural que proporciona un aumento exógeno en los años de educación de los jóvenes afectados por la reforma¹⁰.

La ecuación a estimar es:

$$(1) \quad FA_{j,t} = \alpha + \beta LFE_{j,t} + \gamma X_{j,t} + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{j,t}$$

Donde $FA_{j,t}$ es la tasa de fecundidad adolescente de la provincia j en el año t ; $LFE_{j,t}$ es una variable *dummy* que vale 1 si la provincia j implementó la reforma en el año t (esta variable se define en base al año de inicio de la LFE que se presentó en el Cuadro 3); $X_{j,t}$ contiene un set de covariables que capturan nivel de actividad, pobreza, desigualdad, desocupación, gasto público en educación y salud, y la presencia de políticas vinculadas como la Asignación Universal por Hijo y el Programa Sumar (ex Plan Nacer); δ_t es un conjunto de *dummies* que indican el año (controlando por la presencia de *shocks* a nivel agregado); el término μ_j controla la presencia de heterogeneidad no-observada a nivel provincial; y $\varepsilon_{j,t}$ es un término de error idiosincrático.

Nótese que la unidad de análisis es la provincia. Si bien sería más preciso contar con microdatos, la información sobre fecundidad a nivel individual sólo se encuentra disponible en los Censos de Población (que carecen de la frecuencia deseable). El período de análisis es 1990-2011, el mismo comprende dos reformas educativas: la LFE de 1993 que extiende la escolaridad obligatoria de siete a diez años y la Ley Nacional de Educación de 2007 que la lleva a trece años obligatorios. Como se analizó en el Gráfico 3, la Ley Nacional de Educación de 2007 no tuvo aún efectos sobre la asistencia, por eso se entendió conveniente utilizar el período completo. Por tanto, se cuenta con un panel de datos formado por 24 observaciones (provincias) y 22 años (1990 a 2011).

La mayoría de los embarazos ocurridos en el año t (entre abril y diciembre del año t) se reflejarán en los nacimientos del año $t+1$. Por este motivo, se decidió estimar la siguiente ecuación:

$$(2) \quad FA_{j,t+1} = \alpha + \beta LFE_{j,t} + \gamma X_{j,t} + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{j,t}$$

Dado que se trabaja con tasas de fecundidad a nivel provincial, que refieren a diferentes poblaciones (de distinto tamaño), se decidió estimar tres alternativas para cada especificación: sin ponderar, ponderando por la población de cada provincia y por el tamaño de la población femenina (cuando se tienen datos agregados Angrist y Pischke, 2009, sugieren ponderar por el tamaño del grupo).

¹⁰ Alzúa y otros (2011) concluyen que la LFE tuvo efectos positivos tanto en el nivel educativo como laboral de los jóvenes que fueron alcanzados por la reforma, siendo más significativos en el caso de los jóvenes que se encuentran por encima de la línea de pobreza. Por su parte, López (2012) encuentra evidencia de que la extensión de la escolaridad obligatoria ocasionó caídas significativas en el total de delitos, en particular en los delitos contra la propiedad.

La metodología aplicada es diferencias en diferencias (DD). El estimador DD es la diferencia entre grupos (grupo afectado y de comparación) de sus diferencias en el tiempo (antes y después de la reforma), y se corresponde con la solución mínimo cuadrática del parámetro β en las ecuaciones 1 y 2 (Todd, 2006), que captura el impacto de un año adicional de educación sobre la tasa de fecundidad adolescente. Blundell y Costa Dias (2008) establecen que en un contexto de datos longitudinales, como aquí, el estimador DD es analíticamente equivalente al estimador de efectos fijos (*within*). Por tanto, se estimará la regresión en desvíos de la media utilizando MCO. El supuesto de identificación clave implica que las tendencias de la fecundidad adolescente en ausencia de la reforma son similares para ambos grupos de provincias y que no hay variables omitidas que sean provincia-específicas que varíen con el tiempo y que estén correlacionadas con la reforma.

IV. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de estimar las ecuaciones 1 y 2 bajo distintas especificaciones. En las columnas 1 a 3 se muestran los resultados para la tasa de fecundidad adolescente de 10 a 14, de las estimaciones sin ponderar, ponderadas por la población, y por la población femenina respectivamente. En las columnas 5 a 6 se presentan los resultados para la tasa de fecundidad de las jóvenes de 15 a 19 años de edad; mientras que las columnas 7 a 9 muestran los resultados agregados, para la tasa de fecundidad de 10 a 19 años.

En el Cuadro 5 se observan los resultados de estimar la ecuación 1 sin covariables de control, el coeficiente asociado a la LFE no resulta significativo en ninguno de los casos. No obstante, al utilizar como variable dependiente la tasa de fecundidad adolescente del año siguiente (ecuación 2) se encuentran efectos estadísticamente significativos de la reforma (Cuadro 6). Los coeficientes estimados señalan un impacto de 2 nacimientos menos cada mil adolescentes de 10 a 19 años de edad y 4.4 en el caso de las jóvenes de 15 a 19 (no se encuentran efectos significativos sobre las tasas de fecundidad adolescente temprana, de 10 a 14 años de edad).

Cuadro 5

Resultados ecuación 1, sin covariables

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA 10a14			FA 15a19			FA 10a19		
LFE	0.098 (0.173)	0.073 (0.143)	0.067 (0.143)	-2.755 (3.758)	-3.095 (2.482)	-3.190 (2.466)	-1.160 (1.583)	-1.228 (1.005)	-1.258 (0.995)
Ponderador	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina
Efectos fijos por provincia	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Constante	2.403*** (0.110)	1.763*** (0.110)	1.750*** (0.110)	84.86*** (2.301)	66.34*** (1.545)	65.92*** (1.529)	38.68*** (0.991)	31.00*** (0.633)	30.82*** (0.628)
Observaciones	527	527	527	527	527	527	527	527	527

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial.

Cuadro 6
Resultados ecuación 2, sin covariables

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA_10a14			FA_15a19			FA_10a19		
LFE	-0.001 (0.175)	0.021 (0.136)	0.015 (0.136)	-4.029 (3.322)	-4.351** (1.900)	-4.384** (1.871)	-1.901 (1.483)	-1.995** (0.888)	-2.006** (0.873)
Ponderador	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina
Efectos fijos por provincia	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Constante	2.560*** (0.126)	1.840*** (0.0677)	1.827*** (0.0674)	86.93*** (2.001)	68.17*** (2.314)	67.75*** (2.297)	40.35*** (0.841)	32.37*** (0.791)	32.19*** (0.784)
Observaciones	504	504	504	504	504	504	504	504	504

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial.

Los Cuadros 7 y 8 presentan los resultados de estimar las ecuaciones 1 y 2 con un set de covariables que reflejan el nivel de actividad, desocupación, desigualdad, pobreza, y la presencia de políticas vinculadas como la Asignación Universal por Hijo y el Programa Sumar (ex Plan Nacer). Dado que el gasto público se encuentra disponible para el período 1993-2009, al incluirlo se debe excluir la Asignación Universal por Hijo (los Cuadros A2 y A3 del Anexo presentan esta alternativa). Los resultados son similares.

Tras la incorporación de covariables, las estimaciones sobre las tasas de fecundidad contemporáneas (ecuación 1) resultan significativas para las jóvenes de 15 a 19 y para el total de 10 a 19 (Cuadro 7). Si consideramos al conjunto de las adolescentes (10 a 19), la reforma habría disminuido entre 1.2 y 2.1 los nacimientos. Al concentrarnos en el grupo de edad de 15 a 19, los coeficientes estimados se encuentran en un rango de 2.4 y 4.5 hijos menos (cada mil adolescentes).

Por último, al analizar el impacto de la LFE sobre las tasas de fecundidad del período $t+1$ (ecuación 2) controlando por algunos indicadores del contexto macroeconómico y social de las provincias (Cuadro 8), se encuentra un impacto del orden de 1.8 y 2.4 nacimientos menos cada mil jóvenes de 10 a 19 años de edad. Este efecto obedece al resultado de las adolescentes mayores (de 15 a 19) quienes presentan una disminución en el número de hijos de entre 3.5 y 4.9 por mil. También se encuentra un efecto, aunque de menor magnitud 0.3, sobre la tasa de fecundidad de las adolescentes más jóvenes (de 10 a 14 años de edad) cuando no se pondera la regresión.

En definitiva, las estimaciones presentadas muestran una reducción sobre la tasa de fecundidad adolescente total (10 a 19) de entre 1.2 y 2.4 nacimientos menos cada mil adolescentes. Este resultado responde al grupo de adolescentes de 15 a 19 años de edad, se estima que el aumento de la educación reduzca la tasa de fecundidad adolescente entre 2.4 y 4.9. Para las adolescentes más jóvenes (10 a 14) no hay impactos en prácticamente ninguna de las estimaciones realizadas.

Cuadro 7
Resultados ecuación 1, con covariables

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA 10a14			FA 15a19			FA 10a19		
LFE	-0.184 (0.143)	-0.092 (0.159)	-0.092 (0.159)	-4.497* (2.377)	-2.502* (1.370)	-2.437* (1.360)	-2.150* (1.150)	-1.216* (0.703)	-1.183 (0.698)
PBG	-0.293 (0.651)	0.0419 (0.595)	0.0391 (0.593)	-1.053 (13.21)	6.531 (12.88)	6.443 (12.84)	-2.326 (6.344)	1.740 (6.012)	1.701 (5.991)
Desempleo	2.781 (1.754)	0.640 (1.586)	0.630 (1.590)	28.01 (33.91)	15.27 (20.81)	15.56 (20.93)	20.54 (14.62)	9.196 (10.16)	9.267 (10.24)
Gini	-1.591 (1.776)	-1.550 (1.407)	-1.522 (1.405)	-11.23 (17.62)	-0.122 (24.45)	0.355 (24.60)	-6.889 (8.678)	-3.891 (12.04)	-3.659 (12.12)
Pobreza	-0.00320 (0.0111)	-0.00711 (0.00787)	-0.00710 (0.00771)	0.231 (0.160)	0.153 (0.175)	0.144 (0.175)	0.0687 (0.0789)	0.0177 (0.0874)	0.0135 (0.0876)
Plan Nacer	0.0232 (0.0397)	-0.00797 (0.0353)	-0.00915 (0.0353)	-1.302 (0.782)	-2.113*** (0.672)	-2.115*** (0.668)	-0.668* (0.373)	-1.014*** (0.333)	-1.015*** (0.331)
AUH	0.0567 (0.0395)	0.0282 (0.0242)	0.0281 (0.0239)	0.921 (0.882)	2.187*** (0.698)	2.199*** (0.696)	0.543 (0.379)	1.055*** (0.303)	1.062*** (0.304)
Ponderador	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina
Efectos fijos por provincia	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Constante	5.165 (6.005)	2.271 (6.331)	1.839 (6.473)	84.97 (120.3)	-12.29 (132.2)	-9.507 (136.8)	60.04 (58.04)	12.67 (61.69)	14.27 (63.69)
Observaciones	391	391	391	391	391	391	391	391	391

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial.

Cuadro 8
Resultados ecuación 2, con covariables

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA 10a14			FA 15a19			FA 10a19		
LFE	-0.298* (0.145)	-0.125 (0.162)	-0.123 (0.161)	-4.864* (2.701)	-3.606** (1.740)	-3.529* (1.723)	-2.380* (1.340)	-1.852* (0.904)	-1.817* (0.893)
PBG	-0.450 (0.487)	-0.276 (0.624)	-0.281 (0.624)	-7.807 (12.77)	-0.143 (13.35)	-0.217 (13.31)	-5.601 (5.991)	-1.822 (6.123)	-1.842 (6.105)
Desempleo	4.470** (1.672)	2.179 (1.696)	2.165 (1.709)	47.97 (30.79)	33.97 (19.93)	34.11 (20.07)	31.89** (12.42)	20.62** (9.590)	20.62** (9.674)
Gini	-0.809 (1.646)	-0.690 (1.759)	-0.713 (1.761)	24.55 (22.62)	31.41 (26.92)	31.14 (26.83)	10.26 (10.57)	11.21 (13.28)	11.06 (13.24)
Pobreza	-0.00709 (0.0112)	-0.0113 (0.00861)	-0.0113 (0.00843)	0.0430 (0.165)	0.0106 (0.194)	0.00432 (0.194)	-0.0407 (0.0752)	-0.0575 (0.0949)	-0.0604 (0.0950)
Plan Nacer	0.0233 (0.0345)	-0.00620 (0.0313)	-0.00708 (0.0313)	-1.413* (0.773)	-2.291*** (0.707)	-2.290*** (0.703)	-0.677* (0.362)	-1.031*** (0.345)	-1.030*** (0.344)
AUH	0.114* (0.0577)	0.0607 (0.0399)	0.0599 (0.0396)	1.757** (0.805)	2.769*** (0.749)	2.773*** (0.747)	1.015*** (0.355)	1.363*** (0.295)	1.365*** (0.296)
Ponderador	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina
Efectos fijos por provincia	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Constante	5.925 (4.561)	4.631 (6.919)	4.650 (7.055)	126.8 (117.0)	36.79 (137.4)	46.22 (142.9)	80.17 (55.14)	39.56 (63.42)	44.35 (65.77)
Observaciones	378	378	378	378	378	378	378	378	378

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial.

V. Conclusiones

En este artículo se estimó el impacto o efecto de la educación sobre la fecundidad adolescente para Argentina. Para afrontar la endogeneidad existente entre las decisiones de fecundidad y las educativas, se utilizó una estrategia de identificación basada en la LFE, reforma que extendió los años de educación obligatorios en el país. La adopción de la LFE no se realizó de manera simultánea por parte de las provincias, brindando una fuente para identificar el efecto causal de la educación sobre la fecundidad adolescente.

Los resultados sugieren una reducción de la tasa de fecundidad adolescente total (10 a 19) de entre 1.2 y 2.4 nacimientos menos cada mil adolescentes. Este resultado responde al grupo de adolescentes de 15 a 19 años de edad, se estima que el aumento de la educación reduzca la tasa de fecundidad adolescente entre 2.4 y 4.9. Para las adolescentes más jóvenes (10 a 14) no hay impactos en prácticamente ninguna de las estimaciones realizadas.

Queda fuera del alcance del presente artículo, pendiente para futuras investigaciones, distinguir por edades simples, incorporar las diferencias en intensidad de aplicación de la reforma educativa, la realización de experimentos falsos o placebo y corroborar la exogeneidad de la LFE.

VI. Bibliografía

- Alzúa, M.; Rodríguez, C.; Villa, E. (2013) "Can Education Reduce Teenage Pregnancy? Evidence from Latin America and the Caribbean". Disponible en: https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=NEUDC2013&paper_id=422
- Alzúa, M., Gasparini, L. y Haimovich, F. (2011) "Educational Reform and Labor Market Outcomes: the Case of Argentina's Ley Federal de Educacion," Working Papers PIERI 2011-21, PEP-PIERI. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/lvl/piercr/2011-21.html>
- Angrist, J. y Evans, W. (1996) "Schooling and Labor Market Consequences of the 1970 State Abortion Reforms", NBER Working Papers 5406, National Bureau of Economic Research, Inc. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5406.html>
- Angrist, J. D. y Pischke, J.S. (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press, Princeton, U.S.
- Arceo-Gómez, E.O. y Campos Vázquez, R.M. (2012) "Teenage Pregnancy in Mexico: Evolution and Consequences", Serie documentos de trabajo del Centro de Estudios Económicos 2012-03, El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/emx/ceedoc/2012-03.html>
- Arias E. y Lopez Calva L. (2012) "The impact of maternal age on non-cognitive skills development and the consequences for social progress in Peru", Mimeo.
- Ashcraft, A. y Lang, K. (2006) "The Consequences of Teenage Childbearing", NBER Working Papers 12485, National Bureau of Economic Research, Inc. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/12485.html>
- Azevedo, J.P., Cord, L., Favara, M., Haddock, S.E., López-Calva, L.F., Muller, M., Perova, E. (2012) "Teenage fertility decisions, poverty and economic achievement in Latin America and the Caribbean". Banco Mundial. Mimeo.
- Azevedo, J.P., López-Calva, L.F. y Perova, E. (2012) "Is the baby to blame? An inquiry into the consequences of early childbearing", Policy Research Working Paper Series 6074, The World Bank. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/6074.html>
- Becker, G.S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility", NBER Chapters, in: Demographic and Economic Change in Developed Countries, pages 209-240 National Bureau of Economic Research, Inc. Disponible en: <http://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/2387.html>
- Becker, G.S. (1981) "A Treatise on the Family", NBER Books, National Bureau of Economic Research, Inc, number beck81-1.
- Berthelon, M. y Kruger, D. (2011) "Risky behavior among youth: Incapacitation effects of school on adolescent motherhood and crime in Chile". Journal of Public Economics, Volume 95, Issues 1-2, February, pp. 41-53. Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/eee/pubeco/v95y2011i1-2p41-53.html>
- Binstock, G. y Gogna, M. (2013) "Entornos del primer y segundo embarazo en la adolescencia". Ponencia presentada en las XII Jornadas Argentinas de Estudios de Población, Bahía Blanca, 18-20 de septiembre de 2013.
- Black, S., Devereux, P. y Salvanes, K. (2008) "Staying in the Classroom and out of the maternity ward? The effect of compulsory schooling laws on teenage births", Economic Journal, Royal Economic Society, vol. 118(530), pp. 1025-1054, 07. Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/ecj/econjl/v118y2008i530p1025-1054.html>
- Blundell, R y M. Costa Dias (2008) "Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics", The Institute for Fiscal Studies Department of Economics, UCL, cemmap working paper CWP26/08. Disponible en: <http://www.cemmap.ac.uk/wps/cwp2608.pdf>
- Bongaarts, J. (1982) "The Fertility Inhibiting Effects of the Intermediate Fertility Variables", Studies in Family Planning, Vol. 13, No. 6/7 (Jun. - Jul., 1982), pp. 179-189. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/1965445>

- Bongaarts, J. (1978) "A framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility", *Population and Development Review*, Vol. 4, No. 1 (Mar., 1978), pp. 105-132. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/1972149>
- Cortés, D., Gallego Acevedo, J., Latorre, C., Maldonado, D., Ortegón, M., Piñeros, L. (2010) "Evaluating policies to reduce teenage childbearing in Bogotá, Colombia: the effect of policies reducing costs of education faced by households", Working Papers, PEP-PIERI. Disponible en: http://www.pep-net.org/fileadmin/medias/pdf/files_events/8th-PEPmeeting2010-Dakar/papers/Juan_Miguel_Gallego_Acevedo.pdf
- Cortés D., Gallego J., Latorre C., Maldonado D. (2011) "On the design of education Conditional Cash Transfer programs and non education outcomes: The case of teenage pregnancy", CESifo Working Paper Series 3531, CESifo Group Munich. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/3531.html>
- Crosta, F. (2009) "Los Efectos de las Políticas Públicas sobre la Distribución del Ingreso. Evidencia para la Argentina". Tesis Doctorado en Economía. Universidad Nacional de La Plata.
- Cygan-Rehm, K. y Maeder, M. (2013) "The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform", *Labour Economics*, Elsevier, vol. 25(C), pages 35-48. Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/eee/labeco/v25y2013icp35-48.html>
- Duflo, E., Dupas, P., Kremer, M., Sinei, S. (2006) "Education and HIV/AIDS prevention: evidence from a randomized evaluation in Western Kenya", Policy Research Working Paper Series 4024, The World Bank. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/4024.html>
- Ferrando, D. (2004) "La fecundidad por edades en América Latina y sus perspectivas futuras", en *La fecundidad en América Latina: ¿Transición o revolución?* Serie Seminarios y Conferencias, núm. 36, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Disponible en: <http://www.eclac.org/publicaciones/xml/3/22713/LCL2097.pdf>
- Ferre, Z., Gerstenblüth, M., Rossi, M. y Triunfo, P. (2013) "The impact of teenage childbearing on educational outcomes". *Journal of Developing Areas*. vol. 47, Number 2, Fall 2013. pp. 159-174. Disponible en: http://www.ecineq.org/ecineq_ba/papers/Rossimaximo.pdf
- Flórez, C.E. y Núñez, J. (2001) "Teenage Childbearing in Latin American Countries", Research Department Publications 3131, Inter-American Development Bank, Research Department. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/idb/wpaper/3131.html>
- Francesconi, M. (2007) "Adult Outcomes for Children of Teenage Mothers", IZA Discussion Papers 2778, Institute for the Study of Labor (IZA). Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp2778.html>
- Garganta, S. (2013) "Potenciales incentivos de la Asignación Universal por Hijo sobre fecundidad", Capítulo II Tesis de Doctorado en Economía - Universidad Nacional de La Plata (director: L. Gasparini). Presentado en seminario interno, octubre de 2013.
- Geronimus, A.T. y Korenman, S. (1991) "The Socioeconomic Consequences of Teen Childbearing Reconsidered", NBER Working Papers 3701, National Bureau of Economic Research, Inc. Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/3701.html>
- Geronimus, A.T., Korenman, S. y Hillemeier, M. (1992) "Does Young Maternal Age Adversely Affect Child development? Evidence from Cousin Comparison", *Population and Development Review*, vol. 20(3), Sep. 1994, pp. 585-609. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/2137602>
- Grogger, J. (2008) "Consequences of Teen Childbearing for Incarceration among Adult Children" in S. Hoffman and R. Maynard (eds.), *Kids Having Kids: Economic Costs and Social Consequences of Teen Pregnancy* (2nd edition), Washington DC: The Urban Institute Press.
- Grossman, M. (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 80(2), pages 223-55, March-Apr. Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v80y1972i2p223-55.html>

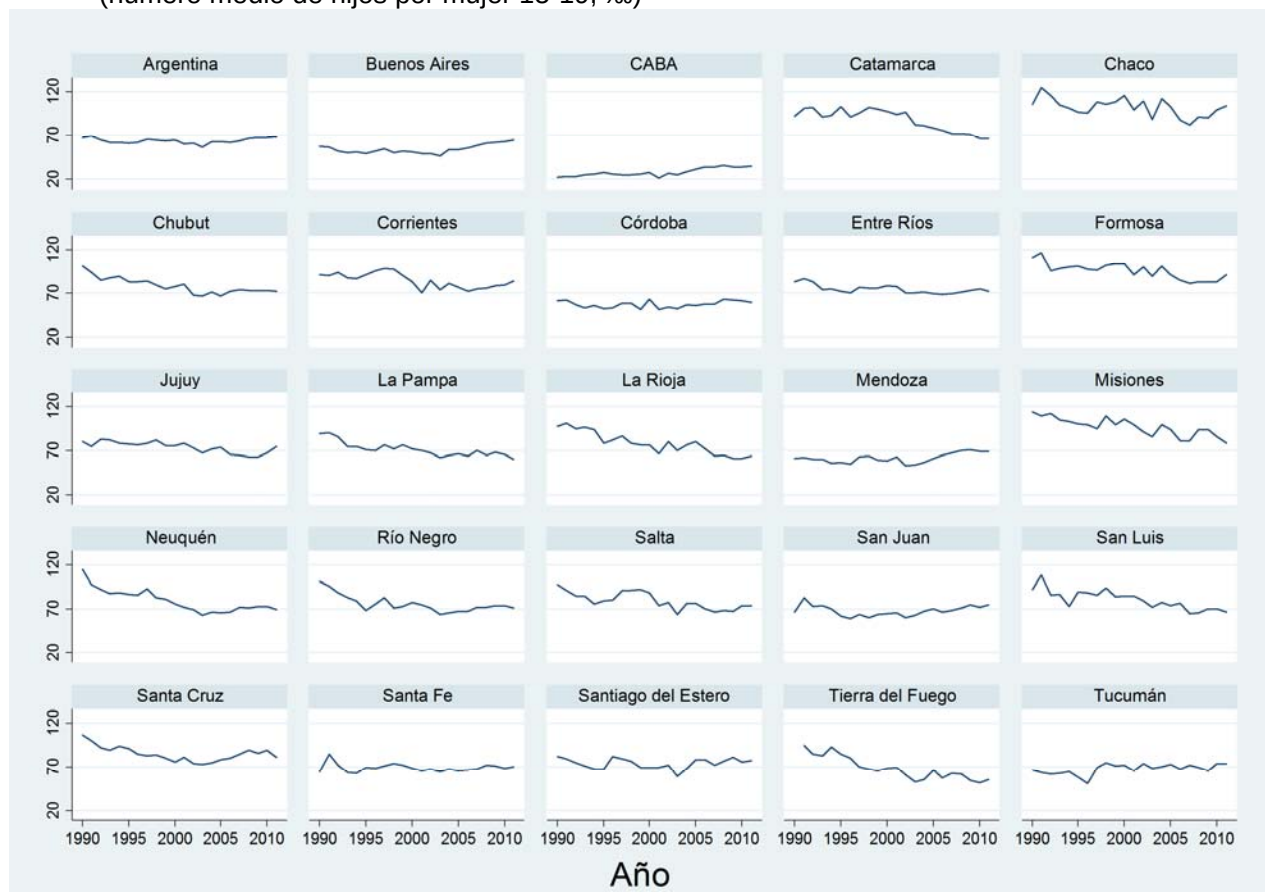
- Holmlund, H. (2005) "Estimating Long-Term Consequences of Teenage Childbearing: An Examination of the Siblings Approach", *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 40(3). Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/uwp/jhriss/v40y2005i2p716-743.html>
- Hotz, V.J., McElroy, S.W. y Sanders, S.G. (2005) "Teenage Childbearing and Its Life Cycle Consequences: Exploiting a Natural Experiment", *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 40(3). Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/uwp/jhriss/v40y2005i2p683-715.html>
- Jiménez, M.A., Aliaga, L. y Rodríguez Vignoli, J. (2011) *Una mirada desde América Latina y el Caribe al objetivo de desarrollo del milenio de acceso universal a la salud reproductiva*, CELADE, UNFPA, serie Población y Desarrollo, N° 97, LC/L.3276-P. Disponible en: <http://www.eclac.org/publicaciones/xml/7/42707/lcl3276e-P.pdf>
- Kruger, D.I y Berthelon, M. (2012) "Education consequences of adolescent motherhood in Chile", Mimeo.
- Levine, J., Pollack, H. y Comfort, M. (2004) "Academic and Behavioral Outcomes Among the Children of Young Mothers", *Journal of Marriage and Family*, 63(2), 355-369. Disponible en: http://www.fordschool.umich.edu/research/poverty/pdf/levine_pollack_comfort.pdf
- López, C. (2012) "El Efecto Causal de la Educación sobre el Delito. Evidencia para Argentina". Tesis de Maestría en Economía - Universidad Nacional de La Plata (director: M.L. Alzúa). Disponible en: <http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/maestria/tesis/094-tesis-lopez.pdf>
- Lopez Turley, R. (2003) "Are Children of Young Mothers Disadvantaged because of Their Mother's age or Family Background?", *Child Development*, vol. 74(2), pp. 465-474. Disponible en: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12705567>
- McCrary, J. y Royer, H. (2011) "The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth", *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 101(1), pages 158-95, February. Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v101y2011i1p158-95.html>
- MECON, (2011) "Regionalización". Nota Metodológica. Secretaría de Política Económica, Subsecretaría de Programación Económica, Dirección Nacional de Programación Económica Regional, Dirección de Información y Análisis Regional – Dirección de Información y Análisis Sectorial. Disponible en: http://www.mecon.gov.ar/peconomica/dnper/reg_nota_meto.pdf
- Moore K., Manlove J., E. Terry-Humen y Mincieli, L. (2008) "Outcomes for Children of Teen Mothers from Kindergarten through Adolescence" in S. Hoffman and R. Maynard (eds.), *Kids Having Kids: Economic Costs and Social Consequences of Teen Pregnancy* (2nd edition), Washington DC: The Urban Institute Press.
- Navarro Paniagua, M. y Walker, I. (2012) "The Impact of Teenage Motherhood on the Education and Fertility of their Children: Evidence for Europe", IZA Discussion Papers 6995, Institute for the Study of Labor (IZA). Disponible en: <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp6995.html>
- Pantelides, E.A. (2004) "Aspectos sociales del embarazo y la fecundidad adolescente en América Latina", en *La fecundidad en América Latina: ¿Transición o revolución?* Serie Seminarios y Conferencias, núm. 36, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Disponible en: <http://www.eclac.org/publicaciones/xml/3/22713/LCL2097.pdf>
- Pantelides, E.A. y Binstock, G. (2007) "La fecundidad adolescente en la Argentina al comienzo del Siglo XXI". *Revista Argentina de Sociología*, Año V, N° 9, pp. 24-43. Disponible en: <http://www.scielo.org.ar/pdf/ras/v5n9/v5n9a03.pdf>
- Ribar, D.C. (1994) "Teenage Fertility and High School Completion", *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 76(3), pp. 413-24, August. Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v76y1994i3p413-24.html>
- Silles, M. (2011) "The effect of schooling on teenage childbearing: evidence using changes in compulsory education laws," *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 24(2), pp.

- 761-777, April. Disponible en: <http://ideas.repec.org/a/spr/jopoec/v24y2011i2p761-777.html>
- Singh, S. (1998) "Adolescent childbearing in developing countries: A global review". *Studies in FamilyPlanning* Vol. 29, No. 2, Adolescent Reproductive Behavior in the Developing World (Jun., 1998), pp. 117-136. Disponible en: <http://www.jstor.org/stable/172154>
- Todd, P.E. (2006) "Evaluating Social Programs with Endogenous Program Placement and Selection of the Treated", draft of chapter under preparation for *Handbook of Agricultural Economics*. Disponible en: <http://athena.sas.upenn.edu/~petra/papers/hae.pdf>
- Williamson, N. (2013) "Maternidad en la niñez. Enfrentar el reto del embarazo en adolescentes". El Estado de la Población Mundial 2013, informe producido por la División de Información y Relaciones Externas del UNFPA, Fondo de Población de las Naciones Unidas. Disponible en: <http://www.unfpa.org.mx/publicaciones/SP-SWOP2013.pdf>

Anexo

Gráfico A1

Tasa de fecundidad adolescente, por provincia. Argentina, 1990-2011
(número medio de hijos por mujer 15-19, ‰)



Fuente: en base a información provista por la DEIS.

Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Cuadro A1

Revisión de la literatura: la educación como determinante de la fecundidad adolescente

	Metodología y datos		Principales Resultados
Alzúa, Rodríguez y Villa (2013) “Can Education Reduce Teenage Pregnancy? Evidence from Latin America and the Caribbean” América Latina y el Caribe, 22 países.	Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria en los últimos 20 años, variación exógena de la cantidad de educación (en años). Década '90 muchos de los países ampliaron la obligatoriedad (hasta entonces educación primaria, 6 o 7 años) para incluir algunos años del nivel secundario. Actualmente ninguno de los países de la muestra tiene menos de 9 años	obligatorios. Después del 2000 algunos extendieron nuevamente la obligatoriedad hasta completar la secundaria. La exposición a la reforma se define por la cohorte y el país de nacimiento. Datos: Encuestas de Hogares SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial) desde 1980. Cohortes de mujeres nacidas entre 1965 y comienzos de los '90.	No hay efectos significativos de reducción de la fecundidad adolescente. Sí encuentran efectos significativos de reducción de la maternidad no-adolescente.
Berthelon y Kruger (2011) “Risky behavior among youth: Incapacitation effects of school on adolescent motherhood and crime in Chile” Chile.	Experimento natural: reforma educativa que extiende la duración de la jornada escolar, variación exógena de la cantidad de educación (carga horaria). La reforma implicó que las escuelas pasaran de jornada simple a doble. Se implementó de forma gradual entre las	municipalidades. La exposición al programa queda determinada por la proporción de escuelas de doble jornada en el municipio de residencia. Datos: Encuesta de Hogares (CASEN) 1990-2006.	El aumento de las escuelas de doble jornada (cobertura +20 p.p.) disminuye la maternidad adolescente (-3%): “efecto incapacitación”. Más significativo para jóvenes de familias pobres y áreas urbanas. También encuentran caída de delitos.
Black, Devereux y Salvanes (2008) “Staying in the Classroom and out of the maternity ward? The effect of compulsory schooling laws on teenage births” EEUU y Noruega.	Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria, variación exógena de la cantidad de educación (en años). - EEUU: cambios en la obligatoriedad en muchos Estados entre 1924 y 1974. - Noruega: obligatoriedad pasa del 7º al 9º grado, década '60. La implementación varió según municipalidad. La exposición a la reforma se define por la cohorte y el Estado (en EEUU) o Municipio	(en Noruega) de nacimiento. Datos: - EEUU: cohortes de mujeres nacidas entre 1910 y 1960. Información censal 1940-1980, se infiere la edad de la madre al momento del nacimiento del 1º hijo. Limitación sólo captura hijos que cohabitan con sus madres, restringe la muestra a mujeres de 20 a 30. - Noruega: cohortes de mujeres nacidas entre 1947 y 1958. Registros administrativos e información censal desde 1960.	Se reduce la probabilidad de ser madre adolescente: - EEUU: permanecer en la escuela hasta los 16 años de edad, reducción de 4.7%; y hasta los 17 en 8.8%. - Noruega: extender la escolaridad obligatoria de los 14 a los 16 años de edad, reducción de 3.5%. Mecanismos: no es “efecto incapacitación” puro, también hay “efecto capital humano”.

	Metodología y datos		Principales Resultados
Cortés, Gallego Acevedo, Latorre, Maldonado, Ortégón y Piñeros (2010) “Evaluating policies to reduce teenage childbearing in Bogotá, Colombia: the effect of policies reducing costs of education faced by households” Bogotá, Colombia.	Experimento natural: programas CCT y subsidios a la matrícula reducen costo de estudiar, variación exógena de la cantidad de educación (en años). (i) subsidios a la matrícula en escuelas privadas; (ii) programa CCT nacional ‘Familias en Acción’ para estudiantes de escuelas públicas y privadas;	(iii) programa CCT del gobierno de la ciudad para estudiantes de escuelas públicas. Datos: Encuesta jóvenes 15-19, matriculadas en escuelas públicas y privadas. Se relevó información sobre las hermanas mayores (se utilizan para construir el “antes”). La exposición al programa se define según la joven asista a una escuela con alta o baja exposición (se divide a las escuelas en dos).	Las intervenciones (i) y (ii) no afectan la fecundidad adolescente. Bajo la intervención (iii) se encuentra una reducción significativa de la maternidad adolescente (2 p.p. aprox.). En este caso, la transferencia no sólo es condicional a la asistencia sino también al desempeño educativo.
Cygan-Rehm y Maeder (2013) “The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform” Alemania Occidental.	Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria, variación exógena de la cantidad de educación (en años). La educación obligatoria pasó de 8 a 9 años entre 1946 y 1969. La reforma se implementó de forma gradual entre los Estados.	La exposición a la reforma se define por la cohorte y el Estado de residencia. Datos: - German Mikrozensus de 2008 (encuesta anual, muestra del 1% del total de hogares alemanes). Mujeres nacidas entre 1938 y 1959. - German Socio-Economic Panel, 1984-2010. Mujeres nacidas entre 1937 y 1961.	Un año adicional de educación: - reduce la probabilidad de ser madre adolescente en 5.7 p.p., - reduce el número de hijos en 0.1, - aumenta la probabilidad de no tener hijos entre 2 y 5 p.p. Mecanismos: costo de oportunidad considerablemente alto (vida laboral incompatible con la crianza de un hijo debido al contexto cultural e institucional).
Duflo, Dupas, Kremer y Sinei (2006) “Education and HIV/AIDS prevention: evidence from a randomized evaluation in Western Kenya” Kenia, dos distritos rurales (Bungoma y Butere-Mumias).	Diseño de evaluación experimental, asignación aleatoria entre los establecimientos educativos de diferentes intervenciones para combatir el VIH/SIDA: (i) capacitación docente; (ii) concurso de ensayos entre los estudiantes sobre uso del condón; (iii) informar incidencia VIH/SIDA por edad/sexo (concientizar que relaciones	sexuales con hombres mayores implican mayor riesgo de contagio); (iv) entrega gratuita uniforme escolar. La entrega gratuita del uniforme disminuye costo de estudiar (principal costo directo), variación exógena de la cantidad de educación (en años). Datos: Encuestas línea de base y seguimiento.	La entrega gratuita del uniforme escolar a las mujeres, reduce la probabilidad de: - deserción escolar en 2.5 p.p. (15%), - matrimonio en 1.4 p.p. (12%), - tener un hijo en 1.5 p.p. (10%). También encuentran impactos significativos sobre los varones.

	Metodología y datos		Principales Resultados
McCrary y Royer (2011) “The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth” EEUU, dos estados (California y Texas).	Experimento natural: la cantidad de años que alguien permanece en el sistema educativo depende de su fecha exacta de nacimiento (en EEUU la permanencia obligatoria en el sistema educativo se define de acuerdo a la edad y no al nivel alcanzado). La aleatoriedad de la fecha de nacimiento provee una variación exógena de la cantidad de educación (en años). - Texas, un niño debe tener 5 años cumplidos al 1º de septiembre para comenzar el jardín de infantes. - California: 5 años cumplidos al 1º de diciembre.	Se comparan los resultados de fecundidad y salud infantil para las madres nacidas justo antes y después de la fecha de ingreso a la escuela. Datos: Registros administrativos de nacimientos con información sobre la madre (fecha de nacimiento, nivel educativo, si fumó o bebió alcohol durante el embarazo), salud infantil, y características paternas. - 1989-2001 para Texas - 1989-2002 para California Se restringe la muestra a madres primerizas, menores de 24 años de edad, que nacieron en el mismo Estado donde dieron a luz.	Más años de escolaridad no impactan sobre la fecundidad (ni sobre la probabilidad de ser madre ni sobre la edad a la que se tiene el primer hijo). Tampoco afectan la salud (medida como bajo peso al nacer y prematurez) ni la mortalidad infantil.
Silles (2011) “The effect of schooling on teenage childbearing: evidence using changes in compulsory education laws” Reino Unido.	Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria, variación exógena de la cantidad de educación (en años). - Gran Bretaña: la edad para completar la escolaridad obligatoria pasa de 14 a 15 en 1947, y se extiende a 16 en 1973. - Irlanda del Norte: la edad para completar	la escolaridad obligatoria pasa de 14 a 15 en el año 1957, y se extiende a 16 en 1973. La exposición a la reforma se define por la cohorte y el país de nacimiento. Datos: Encuestas de Hogares 1978-2004. Mujeres de entre 16 y 69 años de edad.	Extender la escolaridad obligatoria de los 15 a los 16 años de edad reduce la maternidad adolescente en 14.5%. Efecto significativo sólo para cohortes con acceso a la difusión masiva de la píldora anticonceptiva, en 1968.

Cuadro A2

Resultados ecuación 1, con covariables

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA 10a14			FA 15a19			FA 10a19		
LFE	-0.078 (0.129)	-0.027 (0.161)	-0.027 (0.162)	-3.647* (2.013)	-1.962 (1.268)	-1.935 (1.259)	-1.786* (0.974)	-0.977 (0.680)	-0.963 (0.679)
PBG	-0.405 (0.494)	-0.151 (0.608)	-0.155 (0.608)	-2.423 (11.50)	2.052 (10.93)	1.942 (10.88)	-2.851 (5.482)	-0.163 (5.159)	-0.215 (5.137)
Gasto Público	-1.017** (0.395)	-0.903** (0.396)	-0.889** (0.393)	-3.787 (7.711)	3.310 (7.180)	3.374 (7.123)	-2.358 (3.905)	-0.139 (3.729)	-0.0995 (3.703)
Gasto educ básica	0.643 (0.552)	0.283 (0.581)	0.268 (0.581)	0.357 (7.102)	6.306 (7.082)	6.367 (7.045)	2.151 (3.615)	4.182 (3.836)	4.199 (3.818)
Gasto atención salud pública	-0.139 (0.224)	0.208 (0.171)	0.209 (0.170)	-3.439 (4.101)	-10.03*** (3.549)	-10.06*** (3.546)	-1.479 (1.900)	-4.305** (1.743)	-4.327** (1.744)
Desempleo	2.402 (1.982)	0.517 (1.984)	0.500 (1.996)	26.74 (31.81)	14.32 (23.76)	14.62 (23.87)	20.16 (14.15)	9.145 (11.98)	9.236 (12.07)
Gini	-1.106 (1.787)	-1.717 (1.484)	-1.694 (1.486)	-4.333 (16.62)	18.19 (19.22)	18.53 (19.25)	-4.112 (8.284)	4.478 (9.586)	4.639 (9.617)
Pobreza	-0.00270 (0.0114)	-0.00397 (0.00792)	-0.00395 (0.00773)	0.250 (0.165)	0.111 (0.144)	0.104 (0.143)	0.0958 (0.0814)	0.0217 (0.0715)	0.0181 (0.0711)
Plan Nacer	0.0200 (0.0476)	-0.00893 (0.0367)	-0.0104 (0.0367)	-1.374 (0.848)	-1.820** (0.652)	-1.824*** (0.649)	-0.712 (0.421)	-0.894** (0.325)	-0.896** (0.323)
Ponderador	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina
Efectos fijos por provincia	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Constante	11.35** (5.378)	9.045 (6.866)	8.217 (6.396)	149.2 (111.8)	28.62 (121.9)	19.43 (115.0)	79.43 (51.49)	33.42 (58.00)	27.42 (54.65)
Observaciones	354	354	354	354	354	354	354	354	354

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial.

Cuadro A3
Resultados ecuación 2, con covariables

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA_10a14			FA_15a19			FA_10a19		
LFE	-0.237 (0.142)	-0.071 (0.170)	-0.070 (0.170)	-3.925 (2.335)	-3.041** (1.388)	-2.996** (1.374)	-1.987 (1.175)	-1.588** (0.760)	-1.570** (0.752)
PBG	-0.404 (0.416)	-0.350 (0.624)	-0.357 (0.626)	-7.044 (11.22)	-2.982 (10.90)	-3.085 (10.85)	-5.050 (5.290)	-2.859 (5.069)	-2.897 (5.049)
Gasto Público	-0.867** (0.311)	-0.839** (0.325)	-0.828** (0.324)	-9.178 (8.296)	0.950 (7.807)	1.000 (7.779)	-4.408 (4.172)	-0.977 (3.947)	-0.961 (3.932)
Gasto educ básica	0.585 (0.396)	0.353 (0.502)	0.339 (0.504)	5.151 (8.274)	8.236 (7.514)	8.251 (7.476)	4.129 (4.230)	4.997 (3.950)	4.994 (3.932)
Gasto atención salud pública	0.192 (0.164)	0.158 (0.134)	0.157 (0.133)	-1.297 (3.719)	-9.604** (3.929)	-9.663** (3.953)	-0.326 (1.754)	-4.105** (1.891)	-4.137** (1.904)
Desempleo	4.484** (1.976)	2.371 (2.162)	2.353 (2.177)	46.87 (29.24)	39.56* (22.42)	39.77* (22.54)	31.66** (12.15)	23.48* (11.35)	23.52* (11.44)
Gini	-1.263 (1.645)	-0.865 (1.698)	-0.886 (1.694)	23.69 (20.23)	45.13** (19.06)	44.78** (18.97)	9.088 (9.322)	17.52* (9.404)	17.33* (9.381)
Pobreza	-0.00223 (0.0108)	-0.00688 (0.00876)	-0.00684 (0.00852)	0.0932 (0.168)	-0.00832 (0.158)	-0.0139 (0.157)	9.60e-05 (0.0773)	-0.0478 (0.0774)	-0.0503 (0.0768)
Plan Nacer	0.0159 (0.0410)	-0.00568 (0.0332)	-0.00681 (0.0332)	-1.518* (0.859)	-1.936*** (0.673)	-1.934*** (0.671)	-0.730* (0.414)	-0.880** (0.328)	-0.879** (0.327)
Ponderador	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina	No	Población total	Población femenina
Efectos fijos por provincia	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Constante	8.333* (4.251)	9.687 (7.739)	9.218 (7.121)	177.4 (105.3)	73.57 (118.5)	61.52 (112.4)	89.96* (46.84)	55.80 (55.43)	49.31 (52.56)
Observaciones	354	354	354	354	354	354	354	354	354

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial.