

Anales del VII CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIANTES DE POSTGRADO EN ECONOMÍA (CNEPE)

***DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA
UNIVERSIDAD NACIONAL DEL SUR***

***INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS Y SOCIALES DEL SUR (IIESS)
CONICET – UNIVERSIDAD NACIONAL DEL SUR***

Bahía Blanca

Mayo de 2015

ISBN: 978-987-1648-39-9



Departamento de Economía



I I E S S



**El impacto de la Ley Federal de Educación argentina sobre la
fecundidad adolescente.**

Velázquez, Cecilia.

EL IMPACTO DE LA LEY FEDERAL DE EDUCACIÓN ARGENTINA SOBRE LA FECUNDIDAD ADOLESCENTE*

Cecilia Velázquez (CEDLAS, UNLP)

cvelazquez@cedlas.org

Resumen

Este artículo provee evidencia para Argentina acerca del impacto de extender la escolaridad obligatoria sobre la fecundidad adolescente. En el año 1993, el gobierno implementó una reforma educativa (Ley Federal de Educación) que, entre otras cosas, extendió los años de educación obligatorios de 7 a 10. La adopción de la Ley no se realizó de manera simultánea por parte de las provincias, brindando una fuente para identificar su efecto causal 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 increasing compulsory schooling on teenage fertility in Argentina. In 1993 the government implemented an education reform (Ley Federal de Educación) that among several features increased the years of compulsory schooling from 7 to 10 years. The timing in the implementation substantially varied across provinces, providing a source of identification for unraveling the causal effect 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, bajo la tutoría de Verónica Amarante (CEPAL). Una versión preliminar fue presentada en la XLIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (2014 - Posadas, Argentina), donde recibió el Premio de la Academia Nacional de Ciencias Económicas (ANCE) al mejor trabajo inédito.

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

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 a través del logro del acceso universal a la salud reproductiva.¹ 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 reducirla.²

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)³ 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 (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 fracasos educativos o desempleo), Azevedo y otros (2012).

¹ 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.

² Cabe señalar que 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).

³ Citados por Pantelides (2004).

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.

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 Europa⁴ (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 (inicio 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 (como se señaló, la mayoría de los embarazos adolescentes no son planificados).

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 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).

1.2. La fecundidad adolescente en Argentina

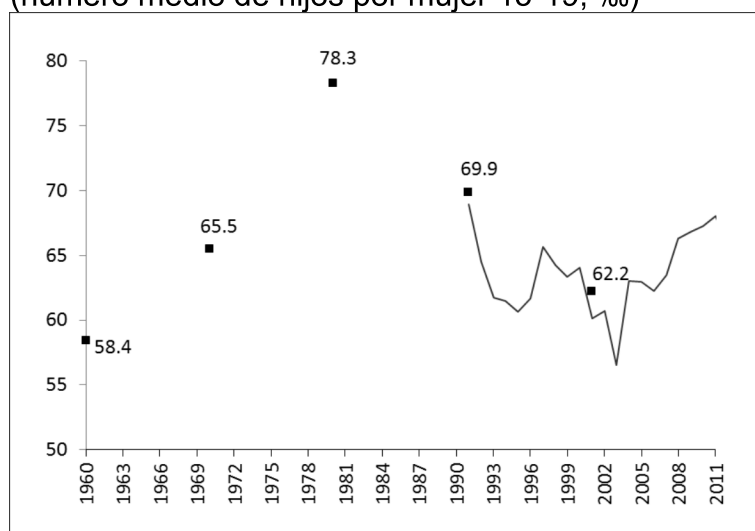
América Latina asiste desde la segunda mitad del siglo XX a un acelerado descenso de la fecundidad (“transición de la fecundidad”) junto a un rejuvenecimiento de la misma. Por su

⁴ Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Portugal y el Reino Unido.

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 y 19 años se ubica en 68‰, aproximándose a la media latinoamericana (72‰).⁵

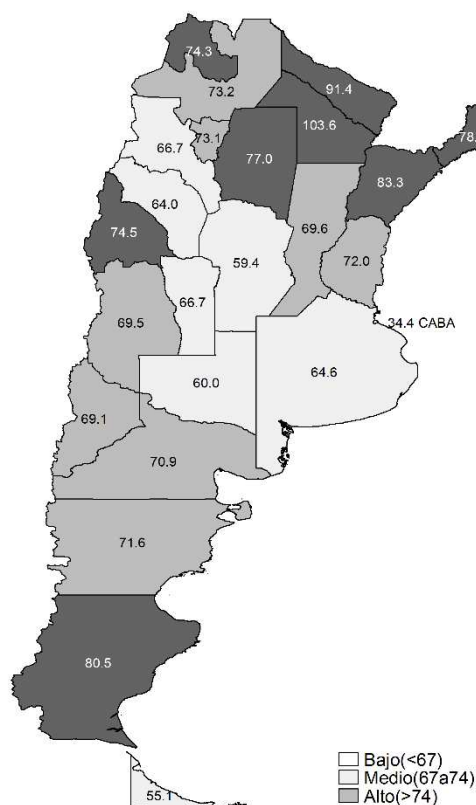
Gráfico 1. Tasa de fecundidad adolescente. Argentina, 1960-2011
(número medio de hijos por mujer 15-19, ‰)



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).

⁵ Estas cifras provienen de fuentes de información distintas por lo que no son estrictamente comparables (la información nacional fue provista por la Dirección de Estadísticas e Información en Salud del Ministerio de Salud de la Nación, DEIS; mientras que los registros internacionales fueron tomados de Azevedo y otros, 2012).

Mapa 1. Tasa de fecundidad adolescente, por provincia. Argentina, 2011
(número medio de hijos por mujer 15-19, ‰)



Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.
Fuente: en base a información provista por la 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 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).⁶ En el Mapa 1 se observa que las provincias con las tasas de fecundidad adolescente más altas del país son las cuatro 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

⁶ Se utiliza la regionalización propuesta por MECON (2011).

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 1991 y 2011.

En cuanto a la salud de la madre y el recién nacido, 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),⁷ 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 riesgo para la salud del niño es mayor entre las madres adolescentes, siendo particularmente alarmante entre las madres más jóvenes (de 10 a 14 años de edad): el porcentaje de nacimientos pre-término y con bajo peso al nacer es mayor, al igual que la tasa de mortalidad infantil y neonatal. Sin embargo, la tasa de mortalidad materna no indica mayor riesgo para las adolescentes.

Cuadro 1. Indicadores seleccionados de natalidad y mortalidad, según edad de la madre. Argentina, 2012

	Edad de la madre				Total
	10-14	15-19	20-34	35-49	
Tiempo de gestación (semanas)	38.3	38.6	38.6	38.3	38.6
Nacimientos pre-término (<37semanas) ¹	12.7	9.3	7.9	10.3	8.5
Peso al nacer (gramos)	3,088	3,202	3,289	3,257	3,270
Muy bajo peso al nacer (<1.500 gramos) ¹	2.2	1.4	1.0	1.4	1.1
Bajo peso al nacer (de 1.500 a 2.500 gramos) ¹	9.3	6.8	5.6	7.2	6.0
Tasa de mortalidad infantil (<1año) ²	15.6	9.7	6.6	7.0	7.2
Tasa de mortalidad neonatal (<28días) ²	9.9	6.6	4.5	5.0	4.9
Tasa de mortalidad materna ³	3.3	3.0	3.0	6.6	3.5

Notas: (1) Cada 100 nacidos vivos. (2) Cada 1.000 nacidos vivos. (3) Cada 10.000 nacidos vivos.

Fuente: en base a Estadísticas Vitales 2012 (DEIS).

Como señalan Binstock y Gogna (2013), la fecundidad temprana en Argentina refleja problemas en el ejercicio de los derechos sexuales y reproductivos: según información de la Encuesta Nacional sobre Salud Sexual y Reproductiva (2013) un 45% de los embarazos que ocurren durante la adolescencia no estaban en los planes de las jóvenes.⁸ Sin embargo, esto implica que el 55% restante de los embarazos o bien fueron buscados o hay una adaptación *ex post* de las adolescentes frente a la llegada del hijo.

⁷ La DEIS clasifica a las madres en tres niveles de riesgo según su edad: 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.

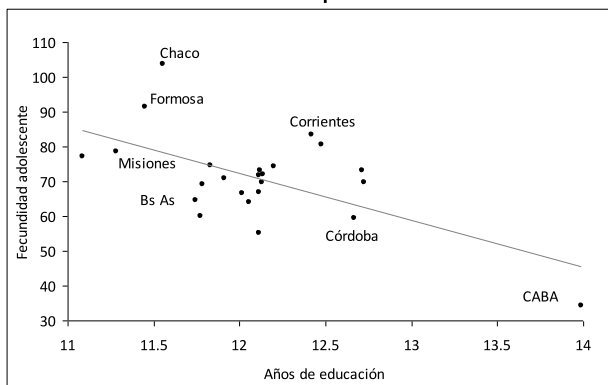
⁸ La encuesta aborda esta temática a partir de la pregunta “Cuando quedó embarazada, ¿quería tener ese hijo, quería esperar más tiempo o no quería tener ese hijo?”, con las siguientes opciones de respuesta: “quería”, “quería esperar”, y “no quería hijos/más hijos”. Cabe señalar que, tal como está formulada la pregunta, no permite saber si los embarazos fueron planificados en sentido estricto; en otras palabras, no podemos distinguir si la mujer deseaba quedar embarazada y efectivamente estaba buscándolo, o si una vez que queda embarazada hay una adaptación de sus expectativas y deseos.

Naturalmente, los caminos de intervención para las políticas públicas ante ambos tipos de embarazos adolescentes son muy distintos. En el caso de los embarazos no buscados, la acción del Estado debería generar las condiciones para que las jóvenes que desean posponer su maternidad lo puedan hacer, garantizando el acceso a los servicios de salud sexual y reproductiva. En cambio, para direccionar el rol del Estado ante la maternidad adolescente deseada (tanto *ex ante* como *ex post*), es necesario indagar acerca de los determinantes de la misma.

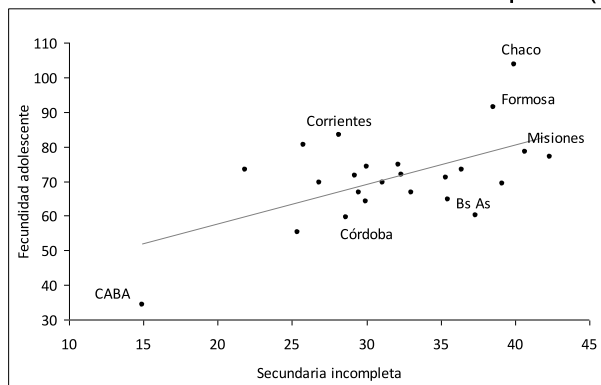
Existe una relación inversa entre educación y fecundidad que ha sido ampliamente documentada en prácticamente todos los países, y se verifica también para el caso de la fecundidad adolescente (Singh, 1998). Argentina no es ajena a esta tendencia, como señalan Pantelides y Binstock (2007) “*la condición 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).

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 (%)



Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

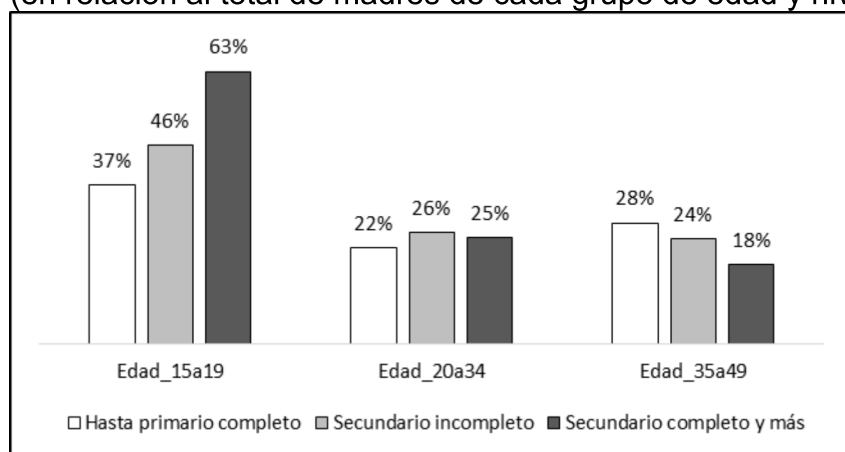
Fuente: en base a información provista por la DEIS y Encuesta Permanente de Hogares SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Al analizar la proporción de embarazos esperados según edad y nivel educativo de la madre (Gráfico 3), se observa que en las edades centrales de la fecundidad (de 20 a 34) prácticamente no hay diferencias por educación, mientras que en los extremos se distinguen dos patrones diferentes: la proporción de hijos no buscados crece con el nivel educativo en el caso de las adolescentes (de 15 a 19 años de edad), mientras que

decrece para las mujeres mayores (de 35 a 49 años). Esto estaría indicando que las decisiones de maternidad responden a diferentes factores en las distintas etapas del ciclo de vida, y que la educación interviene de forma diferente dependiendo de la edad. Mientras las mujeres mayores se encuentran en una etapa avanzada del ciclo reproductivo y con la educación ya terminada, las más jóvenes se encuentran en plena transición hacia la adultez. Para las adolescentes con mayor nivel educativo, que continúan estudiando con expectativas de mayores retornos en el mercado laboral, el costo de oportunidad de tener un hijo es mayor; en efecto, el 63% de quienes quedan embarazadas no lo habían buscado. En cambio, las jóvenes menos educadas, muchas de las cuales ya abandonaron el sistema educativo, tienen probablemente menos opciones para elegir entre proyectos de vida alternativos: sólo un 37% de quienes quedan embarazadas declaran que no deseaban al hijo o hubieran preferido esperar.

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 de menor nivel socioeconómico. El porcentaje de nacimientos pre-término y con bajo peso al nacer es mayor entre las madres adolescentes, al igual que la tasa de mortalidad infantil y neonatal.

Gráfico 3. Hijos “no esperados”, según grupo de edad y nivel educativo. Argentina, 2013 (en relación al total de madres de cada grupo de edad y nivel educativo, %)



Nota: Se define como hijo “no esperado” a quienes responden que “querían esperar” o “no querían hijos/más hijos” cuando quedaron embarazadas.

Fuente: en base a Encuesta Nacional sobre Salud Sexual y Reproductiva (INDEC, 2013).

Por último, en Argentina un 45% de los embarazos adolescentes no estaban en los planes de las jóvenes, lo que requiere de políticas públicas que garanticen un acceso universal a la salud reproductiva. Sin embargo, esto implica que el 55% restante sí fue buscado (o hay una adaptación ex post de las adolescentes frente a la llegada del hijo), poniendo de

manifiesto la necesidad de otro tipo de intervención estatal que actúe sobre los determinantes de la maternidad adolescente. En Argentina, se observa una fuerte correlación negativa entre maternidad adolescente y educación; esta investigación se propone identificar qué parte de esta relación es causal, estudiando el efecto causal de la ampliación de los años de escolaridad obligatorios de la reforma educativa del año 1993 sobre la tasa de fecundidad adolescente.

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 infertilidad 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) Efecto derivado de las mejores herramientas que la educación brinda 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 que permite investigar el impacto de la educación sobre la fecundidad adolescente. Los

autores asignan aleatoriamente diferentes intervenciones⁹ 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 maternidad. 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 6° 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.

Baird y otros (2010) también utilizan un diseño de evaluación experimental con el propósito de investigar el rol de las condicionalidades impuestas por los programas de transferencias de ingreso condicionadas (CCT por sus siglas en inglés) que, en los últimos años, han proliferado en los países en desarrollo. En Malawi, los autores asignan de forma aleatoria a los hogares con adolescentes mujeres (entre 13 y 22 años de edad) que no hubieran estado casadas, y que asistieran al sistema educativo al inicio del experimento a tres grupos: un grupo que percibe una transferencia monetaria mensual si la joven asiste a la escuela,¹⁰ un segundo grupo que recibe la transferencia sin ninguna condición, y un tercer grupo de control que no recibe ninguna transferencia. Si bien el objetivo del estudio es analizar el impacto de la condición de asistencia escolar sobre los resultados educativos de las jóvenes, también considera otros resultados, como el matrimonio y la maternidad. Los autores encuentran que reducir el costo de oportunidad de estudiar, otorgando una transferencia de ingreso a hogares con jóvenes en edad escolar, disminuye la probabilidad de embarazo y matrimonio sólo cuando el cobro no es condicional a la asistencia al sistema educativo (en especial para las adolescentes mayores).

En la revisión de la literatura basada en experimentos naturales encontramos estudios que explotan políticas que reducen el costo de estudiar y aumentan la matriculación como programas CCT y subsidios a la matrícula (Cortés y otros, 2010; Cortés y otros, 2011); estudios que explotan diferencias en los requisitos de edad para la admisión al sistema

⁹ Se realizaron cuatro intervenciones diferentes: i) capacitar a los docentes en la tarea de prevenir el VIH/SIDA; (ii) alentar el debate entre los estudiantes, con un concurso de ensayos, sobre el uso del preservativo; (iii) informar sobre la prevalencia de la enfermedad por edad y sexo, para que las estudiantes mujeres tomen conciencia que las relaciones sexuales con hombres mayores se asocian a un mayor riesgo de contagio; y (iv) reducir el costo de estudiar, mediante la entrega del uniforme escolar.

¹⁰ Adicionalmente, el programa cubre el costo de la matrícula escolar para este grupo (la educación primaria es gratuita en Malawi, pero la educación secundaria no).

educativo (McCrary y Royer, 2011); extensiones de la duración de la jornada escolar (Berthelon y Kruger, 2011); y reformas que extienden los años de escolaridad obligatoria (Black y otros, 2008; Silles, 2011; Cygan-Rehm y Maeder, 2013; Alzúa y otros, 2013).

Cortés y otros (2010) analizan el impacto de la educación sobre la maternidad adolescente explotando políticas que reducen el costo de estudiar y que exigen a sus beneficiarios que asistan al sistema educativo, 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, un posible 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 y otros (2014) encuentran 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), aunque estos resultados son válidos sólo para el grupo de mujeres entre 26 y 36 años de edad; es decir, no encuentran un impacto significativo de la transferencia monetaria sobre la fecundidad de las mujeres más jóvenes.

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), así como tampoco sobre la salud del recién nacido ni sobre la mortalidad infantil.

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 doble jornada 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; Alzúa y otros, 2013, para 22 países de América Latina y el Caribe; Cygan-Rehm y Maeder, 2013, para Alemania). 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 Caribe¹¹ (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 políticas que reducen el costo de estudiar (costos directos y de oportunidad) y aumentan la matriculación como programas CCT y subsidios a la matrícula, estudios que explotan diferencias en los requisitos de edad para la admisión al sistema educativo, 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 (Black y otros, 2008; Silles, 2011; Cygan-Rehm y Maeder, 2013)

¹¹ 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.

confirmaría la hipótesis de que mayor educación reduce la maternidad entre las jóvenes. 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 extienden la edad mínima de abandono de la escuela (EEUU y Reino Unido) o el nivel mínimo que se debe completar (Noruega y Alemania), mientras que McCrary y Royer (2011) analizan las decisiones de admisión al sistema educativo en EEUU.

En cambio, la evidencia para África y América Latina es mixta. Por un lado, Duflo y otros (2006), Baird y otros (2010), Berthelon y Kruger (2011), Cortés y otros (2010 y 2011) encuentran que a mayor educación disminuye la fecundidad adolescente en Kenia, Malawi, 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 (incluyendo Argentina).

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 7 a 10: 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 (18.8% de los alumnos matriculados en el nivel primario presenta sobreedad, mientras que en el nivel secundario esta proporción asciende a 38.1%, Relevamiento Anual 2011, 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	EGB 1	1º
	2º	7		2º
	3º	8		3º
	4º	9	EGB 2	4º
	5º	10		5º
	6º	11		6º
	7º	12	EGB 3	7º
Medio	1º	13		8º
	2º	14		9º
	3º	15		1º
	4º	16	Polimodal	2º
	5º	17		3º

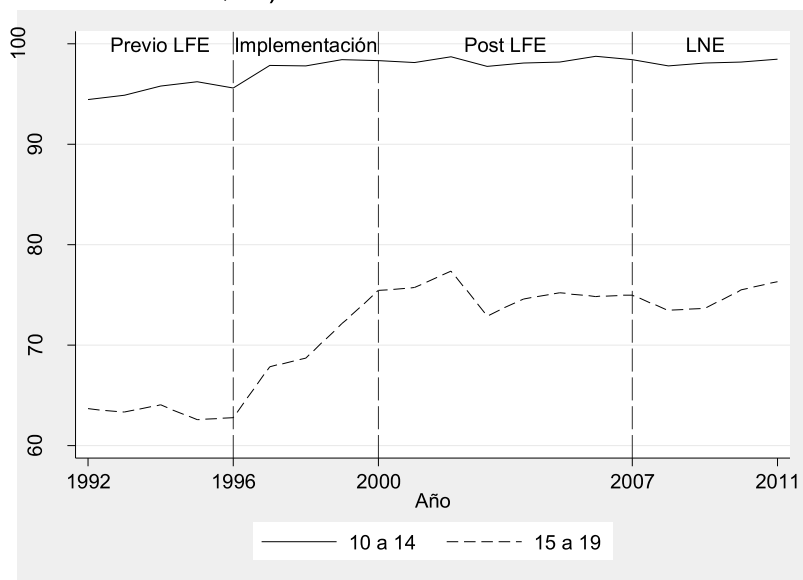
Notas: las celdas sombreadas indican los tramos obligatorios de cada sistema. EGB: Educación General Básica.

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

La LFE aumentó el acceso a la educación. El Gráfico 3 muestra la evolución previa y posterior a la implementación de la reforma de la tasa específica de matrícula para los grupos de edad relevantes para el análisis de la fecundidad adolescente. Los jóvenes de 10 a 14 años de edad aumentaron su tasa de matriculación en 2 p.p. desde 96% en el año 1995 hasta 98% en 2001; mientras que la asistencia al sistema educativo de los

jóvenes de 15 a 19 creció fuertemente desde 63% a 76% en igual período (aumento de 13 p.p.).

Gráfico 3. Tasa específica de matrícula, por grupos de edad. Argentina, 1992-2011
(porcentaje de la población de una edad concreta matriculada, independientemente del nivel educativo, %)



Notas: LFE Ley Federal de Educación N° 24.195 de 1993; LNE Ley Nacional de Educación N° 26.206 de 2007.
Fuente: en base a Encuesta Permanente de Hogares SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

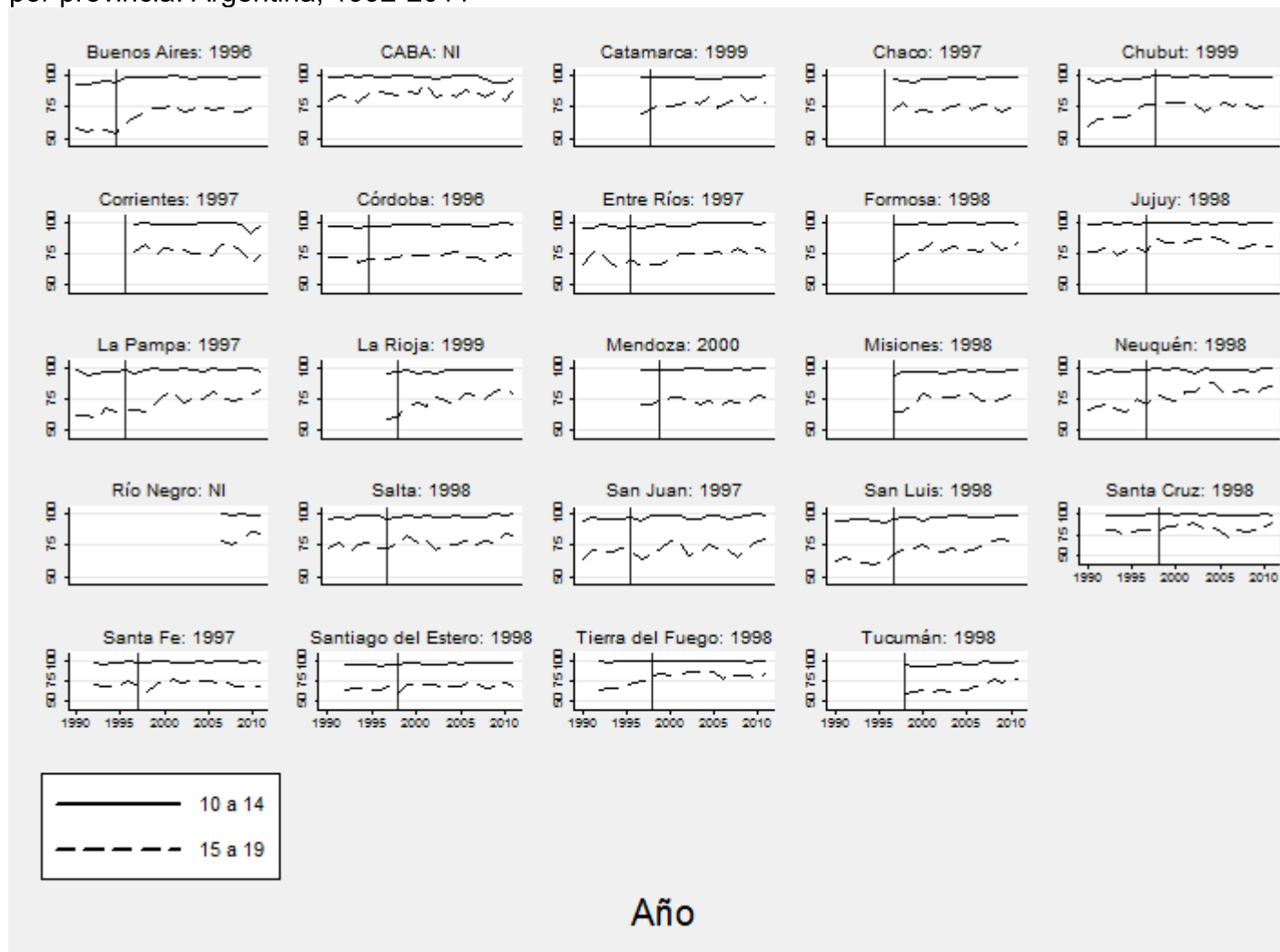
En Argentina, a partir de la Ley de Descentralización Educativa N° 24.049 del año 1991, la educación pública se administra y financia a nivel provincial. Esto determinó que las Provincias contaran con flexibilidad para definir el *timing* de implementación de la reforma. La aplicación de la LFE se “escalónó” 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.

El Gráfico 4 presenta, para cada provincia, la evolución de las tasas específicas de matrícula, previa y posterior a la implementación de la LFE. Como se aprecia, con la aplicación de la reforma se registra un aumento de la matrícula en todas las provincias, en particular, del grupo de jóvenes con mayor edad (15 a 19).

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 10 a 13

años el período de escolaridad obligatoria. Para intentar “aislar” el efecto de la LFE, se optó por excluir de las estimaciones el período de vigencia de la nueva norma educativa; es decir, se utiliza la información hasta el año 2006 inclusive.

Gráfico 4. Tasa específica de matrícula por grupos de edad e Implementación de la LFE, por provincia. Argentina, 1992-2011



Notas: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires. NI No implementa. Las provincias de Catamarca, Chaco, Corrientes, Formosa, La Rioja, Mendoza, Misiones y Tucumán se incorporan a la muestra de la Encuesta Permanente de Hogares en el año 1998; la provincia de Río Negro se incorpora en el año 2007.

Fuente: en base a Encuesta Permanente de Hogares SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial) y Crosta (2007).

III.2. Datos

A los efectos del presente análisis, interesaría conocer la proporción de adolescentes embarazadas en cada provincia para cada momento del tiempo, independientemente del resultado del embarazo. Sin embargo, la información disponible sólo permite observar los embarazos que terminan en nacimientos. Por esta razón, se utiliza como *proxy* del embarazo a la fecundidad adolescente, que si bien puede diferir debido a la existencia de abortos espontáneos o voluntarios, es la única alternativa disponible.

Debido a la naturaleza ilegal del aborto voluntario, la información al respecto es escasa, resultando difícil dimensionar cuán importante es la discrepancia entre la tasa de embarazo y de fecundidad adolescente. *“Datos oficiales indican que en el año 2009 se registraron cerca de 9.000 egresos hospitalarios por abortos en adolescentes en todo el país (...) La información sobre egresos hospitalarios por aborto presenta varias limitaciones ya que refleja únicamente el subsector público y no incluye las atenciones en el sistema privado ni las consultas por guardia, que, considerando la creciente utilización del aborto con medicamentos y la resolución de las consultas de aborto incompleto por guardia sin internación, implicaría un subregistro de la cantidad de mujeres que consultan el sistema de salud luego de un aborto”* (Binstock y Gogna, 2013). Estas cifras constituyen un “piso” para el número de abortos en adolescentes, que elevaría la tasa de fecundidad del año 2009 desde 34.5‰ hasta 37.1‰ para las jóvenes de 10 a 19 años de edad.

“Se define como fecundidad adolescente a la de las mujeres en edades por debajo de los 20 años (...) Las comparaciones internacionales casi siempre se limitan al grupo de 15 a 19 años, pero eso deja afuera a una parte del fenómeno, que si bien no suele ser cuantitativamente importante en Argentina, lo es por motivos de orden social y de salud” (Pantelides y Binstock, 2007). Por este motivo, se decidió incorporar al análisis la tasa de fecundidad adolescente precoz (10-14 años) y la tardía (15-19 años); asimismo, se decidió trabajar con las tasas específicas de fecundidad por edades simples.

La tasa específica de fecundidad indica el número de nacidos vivos¹² por cada grupo de 1.000 mujeres de determinada edad durante un año determinado.¹³

Para el cálculo de las tasas específicas de fecundidad por edades simples se utilizó información sobre el número de nacidos vivos de la DEIS, que se encuentra disponible con frecuencia anual para el período 1995-2012, desagregado por provincia de residencia y edad simple de la madre. Cabe resaltar la omisión del registro de nacimiento, que se estima que en el año 2001 alcanzaba a 6% al cabo de un año de ocurrido el nacimiento y 3% si se incluyen las inscripciones tardías. A partir del año 2003, con el establecimiento de la gratuidad del Documento Nacional de Identidad (DNI) al nacimiento en la

¹² Siguiendo las recomendaciones de la Organización Mundial de la Salud, un nacido vivo se define como *“la expulsión o extracción completa del cuerpo de la madre prescindiendo de la duración del embarazo, de un producto de la concepción que, después de tal separación, respire o manifieste cualquier otro signo de vida, tal como el latido del corazón, pulsaciones del cordón umbilical, o movimiento efectivo de músculos voluntarios, haya o no haya sido cortado el cordón umbilical y esté o no unida la placenta; cada producto de tal alumbramiento se considera nacido vivo”* (DEIS, 2012).

¹³
$$\text{Tasa específica de fecundidad por edad} = \frac{\text{Nro. de nacidos vivos registrados en la población femenina de un grupo de edad específico de una zona geográfica dada en un año dado}}{\text{Población femenina de ese grupo de edad de la zona geográfica dada en mitad del mismo año}} \times 1.000$$

oportunidad de la inscripción, se observa una reducción en los tiempos de inscripción y una disminución de la omisión. En la actualidad, la cobertura de registro de nacimientos es cercana al 100% (DEIS, 2012).

La información sobre población corresponde a las proyecciones anuales de población, elaboradas por el INDEC a partir de los resultados del Censo Nacional de Población de 2001. Las mismas se pueden desagregar a nivel provincial, por sexo y grupos quinquenales de edad. Para descomponer los grupos quinquenales de edad en edades simples se utilizaron los Multiplicadores de Sprague (un método de interpolación que permite desagregar la población de grupos quinquenales de edad a edades simples; Siegel y Swanson, 2004).

El año de implementación de la reforma educativa por provincias proviene de Crosta (2007). A partir de esta información se construye, para cada provincia, una variable binaria que toma valor uno cuando el año es mayor o igual al año de implementación y cero en otro caso.

También se utilizan el Producto Bruto Geográfico (PBG), la tasa de pobreza, la tasa de desempleo y el índice de desigualdad de Gini, para reflejar los diferentes contextos socioeconómicos de las provincias. La información acerca del PBG se obtuvo de las Direcciones Provinciales de Estadística y se encuentra disponible a partir del año 1993. El índice de Gini, la tasa de pobreza y de desempleo provienen de la Encuesta Permanente de Hogares Argentina de SEDLAC (CEDLAS-UNLP y LCSPP-Banco Mundial),¹⁴ disponible a partir de 1992.

Por último, se incorporan algunos indicadores para intentar capturar la orientación social de las políticas públicas, como el gasto público destinado a educación básica y atención de la salud, cuya evolución es consolidada por la Dirección Nacional de Política Macroeconómica del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la Nación y se encuentra disponible desde 1993. Asimismo se considera información referida al Programa Sumar (ex Plan Nacer), que se propone reducir la morbilidad y mortalidad materno-infantil. Desde fines de 2004, el Ministerio de Salud de la Nación Argentina comenzó a implementar el Plan Nacer, un programa que invierte recursos con el objetivo de mejorar la cobertura y calidad de los servicios de salud en niños menores de 6 años,

¹⁴ La Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC) es un proyecto conjunto del CEDLAS de la Universidad Nacional de La Plata y el Grupo de Pobreza y Género del Banco Mundial (LCSPP). La base SEDLAC contiene información de más de 300 encuestas de hogares nacionales en 25 países de América Latina y el Caribe. Todas las variables en SEDLAC están construidas usando criterios consistentes entre países y años, aplicando las mismas rutinas de procesamiento. Véase sedlac.econo.unlp.edu.ar. Se trabaja con las encuestas correspondientes al primer semestre de cada año.

mujeres embarazadas y puérperas que no posean obra social. La novedad del mismo radica en la generación de un seguro público de salud para la población materno-infantil sin cobertura social y en la aplicación de un modelo de financiamiento basado en resultados. A partir de 2012, el Programa Sumar amplía la cobertura del Plan Nacer a otros grupos poblacionales: los niños hasta 9 años, los adolescentes entre 10 y 19 años y las mujeres entre 20 y 64 años. La información sobre el número anual de beneficiarios, desagregada a nivel provincial, fue suministrada por el Programa.

El Cuadro 3 resume los indicadores utilizados para realizar las estimaciones, el período para el que se encuentran disponibles y las fuentes de información consultadas. Con la información disponible se confecciona un panel de datos formado por 24 provincias, que son observadas durante 16 años (1991 a 2006).

Cuadro 3. Fuentes de información

INDICADOR			PERÍODO		FUENTE	OBSERVACIONES
Nacidos vivos	Por edades simples	10a19	1991-2006	Anual	DEIS	
Población femenina	Por edades simples	10a19	1991-2006	Anual	INDEC	Proyecciones elaboradas a partir del Censo 2001, disponibles por grupos quinquenales de edad. Se desagregan en edades simples a partir de los Multiplicadores de Sprague (Siegel y Swanson, 2004)
Fecundidad adolescente	Temprana	10a14	1991 -2006	Anual	DEIS e INDEC	$\frac{\text{Nacidos vivos}}{\text{Población femenina}} \times 1.000$
	Tardía	15a19				
	Por edades simples	10a19				
	Total	10a19				
LFE	Variable binaria		1991-2006	Anual	Crosta (2007)	Vale 1 si año $\geq$ año de inicio Vale 0 si año $<$ año de inicio, o la provincia No implementó la reforma
Producto Bruto Geográfico			1993-2006	Anual	Dir. Provinciales de Estadística	Millones de \$ a precios constantes de 1993
Pobreza			1992-2006	1992-2002 anual 2003-2012 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
Gasto Público	Educación básica Atención pca. salud Total		1993-2006	Anual	MECON	Millones de \$ a precios corrientes
Programa Sumar (Ex Plan Nacer)	Mujeres Mujeres + niños		2004-2006	Anual	Programa Sumar (Ex Plan Nacer)	$\frac{\text{Inscriptos}}{\text{Población}} \times 100$

Nota: todos los indicadores se definen a nivel provincial.

Fuente: elaboración propia.

III.3. Metodología

Se sigue aquí una estrategia de identificación similar a la empleada por Alzúa y otros (2011) para medir el impacto de la LFE sobre diversos resultados educativos y laborales y

por López (2012) para medir el impacto sobre el nivel de delitos. Ambos trabajos explotan las diferencias en el *timing* 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 reforma.¹⁵

La ecuación a estimar es: $FA_{j,t} = \alpha + \beta LFE_{j,t} + \gamma X_{j,t} + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{j,t}$ (1)

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 ; $X_{j,t}$ contiene un *set* de covariables que capturan nivel de actividad, pobreza, desigualdad, desocupación, gasto público en educación y salud, 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 los errores estándar $\varepsilon_{j,t}$ están agrupados a nivel provincial.

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

Si bien se presentan los resultados de ambas ecuaciones, la ecuación 2 es la que mejor captura el efecto de la reforma educativa, ya que la mayoría de los embarazos que ocurren durante el año lectivo (de marzo a diciembre) se verán reflejados en la tasa de fecundidad del año siguiente.

Dado que se trabaja con tasas de fecundidad a nivel provincial, que refieren a diferentes poblaciones (de distinto tamaño), se ponderan las estimaciones por la población femenina de la edad específica (cuando se tienen datos agregados Angrist y Pischke, 2009, sugieren ponderar por el tamaño del grupo).

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 la reforma educativa sobre la tasa de fecundidad adolescente. Blundell y Costa Dias (2008)

¹⁵ 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.

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

IV.1. Estimación del efecto de la LFE sobre la fecundidad adolescente

El Cuadro 4 resume los resultados obtenidos, sin incluir covariables de control en las estimaciones, presentando el coeficiente asociado a la variable LFE. Únicamente cuando se utiliza como variable dependiente la tasa de fecundidad adolescente del período $t+1$ (ecuación 2) se encuentran efectos estadísticamente significativos de la reforma sobre la fecundidad adolescente tardía (15 a 19). Las estimaciones señalan un impacto de 2.9 nacimientos menos cada mil adolescentes de 15 a 19 años. Si analizamos este efecto por edad simple, se observa que no resulta estadísticamente significativo para las jóvenes de 15 y 16 años, a partir de los 17 años de edad el coeficiente sí es significativo y creciente (en valor absoluto) con la edad. El impacto estimado asciende a 3.5, 4.3 y 4.9 hijos menos cada mil adolescentes de 17, 18 y 19 años de edad, respectivamente.

El Gráfico 5 muestra los coeficientes estimados, y sus intervalos de confianza, según edad simple. Como se observa, los intervalos de confianza hasta los 13 años de edad son muy reducidos alrededor de cero. Cabe señalar que el número de nacidos vivos de madres de hasta 13 años de edad es muy bajo (algunas provincias no registran nacimientos), lo que explica los resultados. A partir de los 14 años, los coeficientes estimados son crecientes (en valor absoluto) con la edad, aunque sólo resultan estadísticamente significativos de los 17 años en adelante, en el caso de la ecuación 2. Para las tasas de fecundidad contemporáneas no se encuentran efectos significativos.

El Cuadro 5 presenta los resultados de las estimaciones sobre las tasas de fecundidad contemporáneas (ecuación 1) al incluir un *set* de covariables que reflejan el nivel de actividad, desocupación, desigualdad, pobreza, el gasto público y la presencia del Programa Sumar (ex Plan Nacer). Tras la incorporación de covariables, los coeficientes

estimados para LFE resultan negativos y estadísticamente significativos para las jóvenes de 18 y 19 años de edad. El efecto estimado indica una disminución en el número de hijos de 3.1 por mil para las adolescentes de 18 años; y 3.9 por mil para las jóvenes con 19 años de edad.

Si analizamos las covariables vemos que el gasto público en educación, atención de la salud y la tasa de desempleo no presentan significatividad estadística bajo ninguna de las estimaciones. Por su parte, el nivel de actividad y el gasto público agregado se asocian negativamente a la fecundidad adolescente, aunque los resultados no son robustos, siendo significativos sólo para algunas edades. Si bien el signo de la tasa de pobreza resulta contraintuitivo (incidiendo negativamente), su estimación no es robusta, siendo significativa sólo para la fecundidad adolescente total (de 10 a 19 años de edad). En cuanto al índice de desigualdad de Gini, llama la atención que su coeficiente asociado resulta significativo y con signo negativo para las jóvenes de 15 y 16 años de edad, mientras que es positivo y significativo para las jóvenes de 18 años. Por último, el número de beneficiarios del Programa Sumar (ex Plan Nacer) resulta significativo y negativo para las adolescentes de 15 a 19 (con excepción de las jóvenes de 16 años, donde no resulta significativo); sin embargo, se asocia positivamente con la tasa de fecundidad adolescente precoz (de 10 a 14).

Por su parte, al considerar las tasas de fecundidad del año siguiente (ecuación 2), los coeficientes son significativos para las edades entre 17 y 19 años y para la tasa agregada de 15 a 19 (Cuadro 6). El coeficiente estimado para el conjunto de las adolescentes de 15 a 19 señala una reducción de 2.9 por mil en los nacimientos, que responde a 3.1, 4.5 y 5.6 hijos menos cada mil adolescentes de 17, 18 y 19 años de edad, respectivamente.

En este caso, el gasto en atención pública de la salud no presenta significatividad estadística para ninguna de las edades; en cambio el gasto público total sí incide negativamente y de forma significativa en la fecundidad de las adolescentes de 15 a 17 años. Por su parte, el gasto en educación pública resultó, contrario a lo esperado, significativo y positivo; aunque sólo para las jóvenes de 17 y 19 años. Otros dos resultados que llaman la atención corresponden al nivel de actividad económica y la pobreza cuyos coeficientes resultan positivo y negativo respectivamente, aunque su estimación no es robusta, siendo significativa sólo para algunas edades. En cuanto a la desocupación, afecta de forma significativa y positiva a la fecundidad de las mujeres de 15 a 19, en particular a aquellas que tienen entre 16 y 18 años de edad. Sorprende nuevamente el coeficiente estimado para el indicador de desigualdad de Gini, que resulta

positivo para las jóvenes de 15 a 19, en particular para las de 18 y 19 años de edad, mientras que resulta negativo al considerar a todas las jóvenes de 10 a 19. Por último, el Programa Sumar (ex Plan Nacer) se vincula negativamente con la fecundidad de las adolescentes de 15 a 19.

El Gráfico 6 presenta los coeficientes estimados para las tasas de fecundidad por edades simples, junto con sus intervalos de confianza, de las ecuaciones 1 y 2 luego de incorporar covariables.

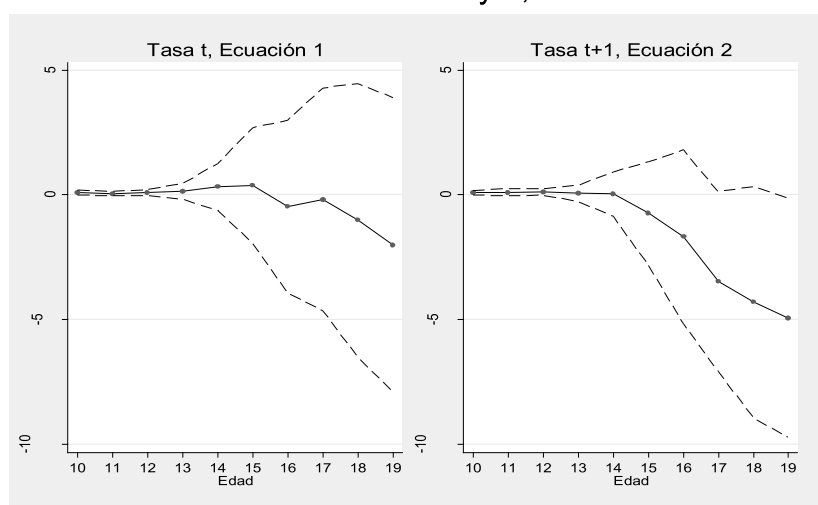
En síntesis, las estimaciones realizadas tomando la tasa de fecundidad del período siguiente señalan que la reforma educativa de 1993 se asocia con una reducción en el número de hijos de aproximadamente 2.9 cada mil adolescentes de 15 a 19 años de edad. Al desagregar por edades simples, no se encuentran resultados significativos para las jóvenes de 15 y 16 años de edad; mientras que sí hay impactos significativos y crecientes (en valor absoluto) con la edad para las adolescentes entre 17 y 19 años.

Cuadro 4. Resultados ecuación 1 y 2, sin covariables

Tasa\Edad	10a14	15	16	17	18	19	15a19	10a19
FA_t	0.1485 (0.3039)	0.3762 (1.1184)	-0.4767 (1.6763)	-0.1849 (2.1597)	-1.0162 (2.6506)	-2.0053 (2.8559)	-0.4995 (1.8455)	6.2200 (5.5509)
FA_{t+1}	0.4296 (0.3503)	-0.7424 (0.9958)	-1.6887 (1.6865)	-3.4853* (1.7439)	-4.3056* (2.2433)	-4.9414** (2.3181)	-2.8669* (1.5969)	7.5874 (6.0453)

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Se presenta el coeficiente asociado a la variable LFE y los errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial. Todas las estimaciones tienen efectos fijos por año y provincia y están ponderadas por la población femenina de la edad específica. La ecuación 1 tiene del lado izquierdo la tasa de fecundidad contemporánea (FA_t), mientras que la ecuación 2 tiene la tasa de fecundidad del período siguiente (FA_{t+1}). Fuente: estimaciones propias.

Gráfico 5. Resultados ecuación 1 y 2, sin covariables



Notas: Se presenta la estimación del coeficiente asociado a la variable LFE y su intervalo de confianza. Los errores estándar fueron agrupados a nivel provincial. Todas las estimaciones tienen efectos fijos por año y provincia y están ponderadas por la población femenina de la edad específica. La ecuación 1 tiene del lado izquierdo la tasa de fecundidad contemporánea (FA_t), mientras que la ecuación 2 tiene la tasa de fecundidad del período siguiente (FA_{t+1}). Fuente: estimaciones propias.

Cuadro 5. Resultados ecuación 1, con covariables

Variable\Edad	10a14	15	16	17	18	19	15a19	10a19
LFE	0.1536 (0.3329)	0.3132 (1.2037)	-1.0329 (1.2253)	-0.8904 (1.2547)	-3.1521* (1.5488)	-3.8578** (1.8027)	-1.5591 (1.1007)	5.2219 (5.9611)
Log(PBG)	-1.3180 (0.9320)	-5.7970 (7.7330)	-2.5364 (9.4329)	-5.2950 (12.001)	-2.1667 (9.4520)	-21.2585* (12.243)	-7.4548 (8.4564)	-7.2502 (16.876)
Log(Gasto Público Total)	-1.1652 (1.0665)	-7.6333* (4.1652)	-12.7270** (5.7475)	-13.6260 (9.2695)	1.7673 (10.038)	1.6888 (12.059)	-6.8175 (7.0140)	-14.7862 (14.601)
Log(Gasto Público Educación Básica)	1.1167 (0.7768)	-0.3458 (5.5511)	9.0995 (6.2879)	11.2027 (8.6528)	9.6831 (7.4544)	15.8137 (9.7627)	9.4669 (6.3805)	5.6312 (9.1024)
Log(Gasto Público Atención Pca. Salud)	0.0146 (0.5446)	0.3899 (1.9894)	0.8972 (2.0318)	-1.6862 (4.1443)	-7.8735 (5.0430)	-1.4713 (7.0086)	-1.7786 (3.2063)	3.7933 (7.6327)
Tasa de Desempleo	-0.7140 (3.4806)	1.3039 (17.240)	19.3293 (22.430)	28.7617 (26.387)	32.8867 (31.352)	46.8358 (34.093)	25.9800 (23.081)	-0.6006 (52.443)
Índice de Gini	0.8157 (4.1719)	-29.0509* (14.612)	-30.1821** (12.849)	-11.6348 (21.512)	76.8409*** (23.850)	37.1850 (34.705)	6.9229 (14.742)	-9.7153 (55.764)
Tasa de Pobreza	-0.0311 (0.0203)	-0.0012 (0.0939)	0.1454 (0.1643)	0.1597 (0.1885)	-0.0204 (0.2085)	0.1815 (0.2036)	0.0953 (0.1445)	-0.5604** (0.2667)
% población inscrita en Programa Sumar (ex Plan Nacer)	0.1567* (0.0839)	-0.6500* (0.3738)	-0.9203 (0.6151)	-1.4639* (0.8478)	-2.1862** (0.8810)	-2.4838** (1.0620)	-1.5411** (0.6762)	1.9869* (1.0060)

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Se presenta el coeficiente asociado a la variable LFE y los errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial. Todas las estimaciones tienen efectos fijos por año y provincia; controlan por nivel de actividad, desocupación, desigualdad, pobreza, el gasto público y el Programa Sumar (ex Plan Nacer); y están ponderadas por la población femenina de la edad específica. La ecuación 1 tiene del lado izquierdo la tasa de fecundidad contemporánea (FA_t).

Fuente: estimaciones propias.

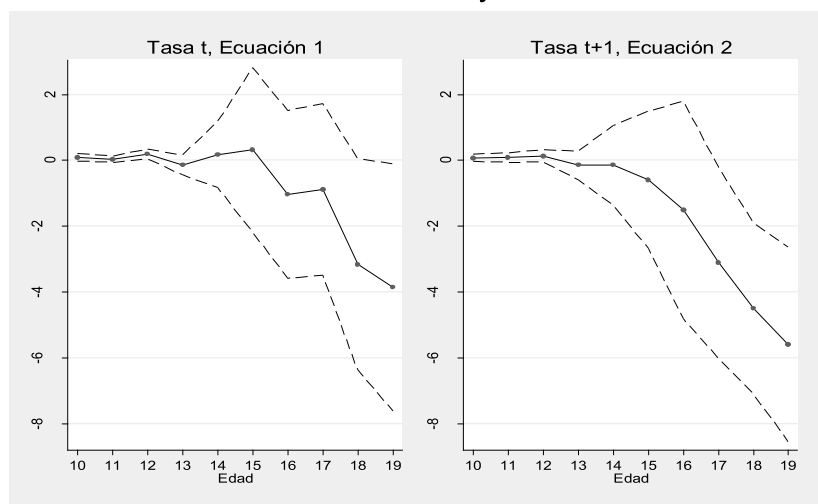
Cuadro 6. Resultados ecuación 2, con covariables

Variable\Edad	10a14	15	16	17	18	19	15a19	10a19
LFE	0.3764 (0.3344)	-0.5893 (1.0001)	-1.5025 (1.5912)	-3.0978** (1.3972)	-4.4974*** (1.2517)	-5.5833*** (1.4220)	-2.9044** (1.0341)	7.8462 (6.0987)
Log(PBG)	0.8476 (0.5865)	-10.4484 (7.9943)	-8.9062 (9.9009)	-16.1994 (11.209)	-11.7963 (9.4611)	-21.0788 (15.412)	-13.8483 (9.0397)	28.3416* (14.950)
Log(Gasto Público Total)	1.4537 (1.3805)	-9.7503** (4.3275)	-15.7860** (6.3138)	-18.5851* (9.0463)	-5.2625 (12.364)	6.4742 (11.907)	-9.1808 (8.0591)	7.0872 (17.953)
Log(Gasto Público Educación Básica)	-0.9271 (0.7845)	0.8535 (6.4193)	9.2636 (7.3740)	15.1962* (8.2551)	14.5982 (9.0675)	14.7834* (8.5925)	11.3409 (7.0881)	-10.0970 (10.842)
Log(Gasto Público Atención Pca. Salud)	-0.4464 (1.0052)	0.5107 (1.9978)	3.4611 (2.6684)	-0.2535 (4.1567)	-5.4137 (5.5216)	-5.5461 (7.3786)	-1.3243 (3.5893)	-6.3790 (14.361)
Tasa de Desempleo	0.3815 (3.0439)	15.8138 (15.964)	42.3737* (21.142)	71.9526*** (23.786)	58.7379** (25.476)	60.7602* (35.029)	50.8105** (19.720)	-10.1487 (45.277)
Índice de Gini	-4.5203 (3.4876)	3.9355 (11.326)	0.6431 (16.847)	38.1463 (25.316)	75.4419*** (23.493)	114.6411*** (32.325)	44.7810** (17.352)	-88.1562* (48.157)
Tasa de Pobreza	-0.0475** (0.0178)	-0.1198 (0.0754)	-0.0088 (0.1342)	0.0551 (0.1834)	0.2660 (0.2182)	-0.0267 (0.2103)	0.0262 (0.1398)	-0.6264* (0.3190)
% población inscrita en Programa Sumar (ex Plan Nacer)	-0.0188 (0.0510)	-0.8280** (0.3547)	-1.4669* (0.7345)	-2.4381*** (0.8627)	-3.4079*** (1.0852)	-4.0577*** (1.3035)	-2.419*** (0.7991)	-1.0322 (0.9915)

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Se presenta el coeficiente asociado a la variable LFE y los errores estándar entre paréntesis, agrupados a nivel provincial. Todas las estimaciones tienen efectos fijos por año y provincia; controlan por nivel de actividad, desocupación, desigualdad, pobreza, el gasto público y el Programa Sumar (ex Plan Nacer); y están ponderadas por la población femenina de la edad específica. La ecuación 2 tiene del lado izquierdo la tasa de fecundidad del período siguiente (FA_{t+1}).

Fuente: estimaciones propias.

Gráfico 6. Resultados ecuación 1 y 2, con covariables



Notas: Se presenta la estimación del coeficiente asociado a la variable LFE y su intervalo de confianza. Los errores estándar fueron agrupados a nivel provincial. Todas las estimaciones tienen efectos fijos por año y provincia; controlan por nivel de actividad, desocupación, desigualdad, pobreza, el gasto público y el Programa Sumar (ex Plan Nacer); y están ponderadas por la población femenina de la edad específica. La ecuación 1 tiene del lado izquierdo la tasa de fecundidad contemporánea (FA_t), mientras que la ecuación 2 tiene la tasa de fecundidad del período siguiente (FA_{t+1}). Fuente: estimaciones propias.

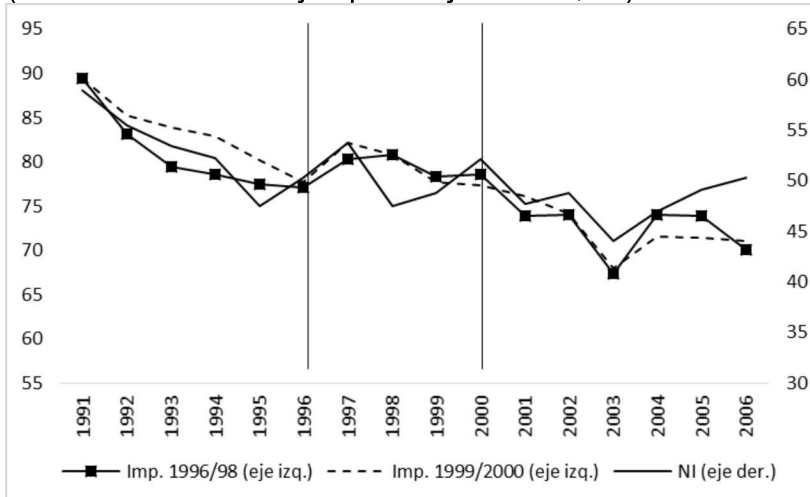
IV.2. Validez de la estrategia de identificación

La validez de la estrategia de identificación descansa en el supuesto de que, en ausencia de la LFE, la fecundidad adolescente hubiera presentado tendencias similares entre los distintos grupos de provincias. Si bien el supuesto de identificación es inherentemente no-testeable podemos observar si las tendencias previas a la implementación de la reforma educativa son similares. En el Gráfico 7 se divide a las provincias en tres grupos, las que no implementaron la LFE, las provincias que adoptaron la reforma de forma temprana (entre los años 1996 y 1998) y, por último, aquellas provincias que lo hicieron de forma tardía (en los años 1999 y 2000). Allí se observa que, efectivamente, las tendencias de la tasa de fecundidad adolescente previas al año 1996 son similares entre los tres grupos de provincias.

Cabe señalar que la adopción de la reforma requería a cada gobierno provincial mayores partidas presupuestarias por parte del gobierno nacional, que les permitieran afrontar los costos de construcción de nuevas escuelas o ampliación de las existentes, así como las erogaciones para cubrir los mayores requerimientos docentes, dado que la cantidad de niños en las escuelas aumentaría como consecuencia del incremento de los años obligatorios. En este sentido, Alzúa y otros (2011) concluyen que, si una provincia es gobernada por el mismo partido político que el nacional, es más probable que implemente la LFE. Esto sugiere que el momento de adopción de la reforma educativa no estuvo

vinculado al nivel prevaleciente de fecundidad adolescente en cada provincia, sino más bien a la afinidad política entre el gobierno nacional y los distintos gobiernos provinciales.

Gráfico 7. Tasa de fecundidad adolescente, por grupos de provincias, según año de inicio de la LFE. Argentina, 1991-2011
(número medio de hijos por mujer 15-19, ‰)



Notas: NI No Implementa (Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Río Negro); Implementación temprana 1996 a 1998 (Buenos Aires, Córdoba, Chaco, Corrientes, Entre Ríos, La Pampa, San Juan, Santa Fe, Formosa, Jujuy, Misiones, Neuquén, Salta, San Luis, Santa Cruz, Santiago del Estero, Tucumán y Tierra del Fuego); Implementación tardía 1999 y 2000 (Catamarca, Chubut, La Rioja y Mendoza).

Fuente: en base a información provista por la DEIS.

V. Conclusiones

En este artículo se estimó el impacto o efecto causal de la extensión de los años de educación obligatorios, que se aprobó en el año 1993 mediante la Ley Federal de Educación, sobre la fecundidad adolescente en Argentina. La adopción de la LFE no se realizó de manera simultánea por parte de las provincias, brindando una fuente para identificar su efecto causal sobre la fecundidad adolescente.

Los resultados sugieren que la reforma educativa de 1993 se asocia con una reducción en el número de hijos de aproximadamente 2.9 cada mil adolescentes de 15 a 19 años de edad. Al desagregar por edades simples, no se encuentran resultados significativos para las jóvenes de 15 y 16 años de edad; mientras que sí hay impactos significativos y crecientes con la edad para las adolescentes entre 17 y 19 años.

Queda fuera del alcance del presente artículo, pendiente para futuras investigaciones, incorporar las diferencias en intensidad de aplicación de la reforma educativa. En el presente documento se utilizó el año de inicio de aplicación de la LFE para definir la exposición de las provincias a la reforma, determinando para cada momento del tiempo provincias expuestas y no-expuestas (tratamiento binario). Sería deseable incorporar otra dimensión al análisis, a partir de la intensidad de aplicación de la reforma.

VI. Bibliografía

- Alzúa, M., Rodríguez, C., Villa, E. (2013) "Can Education Reduce Teenage Pregnancy? Evidence from Latin America and the Caribbean".
- 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.
- 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.
- 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.
- Arias, E. y López-Calva, L.F. (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.
- 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.
- Baird, S., McIntosh, C. y Ozler, B. (2010) "Cash or Condition? Evidence from a Randomized Cash Transfer Program". Policy Research Working Paper No. 5259, Impact Evaluation Series No. 45. World Bank Development Research Group, Poverty and Inequality Team: Washington D.C.
- Becker, G.S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility", NBER Chapters, in: Demographic and Economic Change in Developed Countries, pp. 209-240 National Bureau of Economic Research, Inc.
- 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.I. (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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- Cortés, D., Gallego Acevedo, J., Latorre, C., Maldonado, D., Ortégón, 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.
- 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.
- Crosta, F. (2007) "Exploring the effects of the school levels reform on access and its quality: The Education Federal Law of Argentina". *Well-Being and Social Policy Magazine* Vol 3, Num 1, pp. 97-122. Inter-American Conference on Social Security.
- 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), pp. 35-48.
- DEIS (2012) "Estadísticas Vitales. Información Básica – 2012". Serie 5 N°56/12, de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud del Ministerio de Salud de la Nación (DEIS). Buenos Aires, Argentina.
- 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.

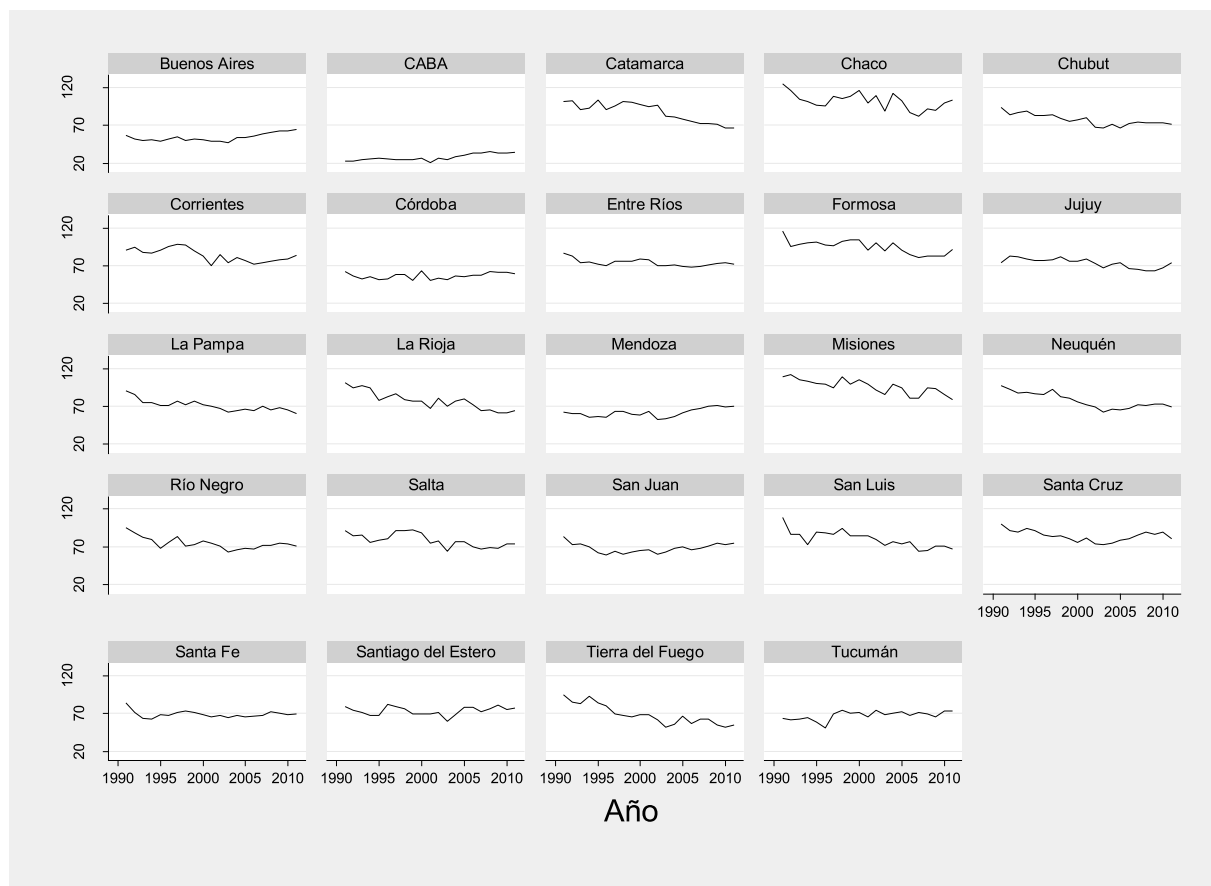
- Ferrando, D. (2004) "La fecundidad por edades en América Latina y sus perspectivas futuras", en *La fecundidad en América Latina: ¿Transición o revolución?* Serie Seminarios y Conferencias, núm. 36, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Ferre, Z., Gerstenblüth, 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.
- Flórez, C.E. y Núñez, J. (2001) "Teenage Childbearing in Latin American Countries", Research Department Publications 3131, Inter-American Development Bank, Research Department.
- Francesconi, M. (2007) "Adult Outcomes for Children of Teenage Mothers", IZA Discussion Papers 2778, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Garganta, S., Gasparini, L., Marchionni, M. y Tappatá, M. (2014) "The effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence for Argentina", CEDLAS (UNLP) - CONICET; Sauder Business School, University of British Columbia. Mimeo.
- Geronimus, A.T. y Korenman, S. (1991) "The Socioeconomic Consequences of Teen Childbearing Reconsidered", NBER Working Papers 3701, National Bureau of Economic Research, Inc.
- 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.
- 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), pp. 223-55, March-Apr.
- 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).
- 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).

- 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.
- 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.
- López, C. (2012) "El Efecto Causal de la Educación sobre el Delito. Evidencia para Argentina". Tesis de Maestría en Economía - UNLP (director: M.L. Alzúa).
- 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.
- 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), pp. 158-95, February.
- 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.
- 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).
- 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).
- 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.
- 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.

- 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.
- Singh, S. (1998) "Adolescent childbearing in developing countries: A global review". *Studies in Family Planning* Vol. 29, No. 2, Adolescent Reproductive Behavior in the Developing World (Jun., 1998), pp. 117-136.
- Siegel, J.S. y Swanson, D.A. (2004) *The Methods and Materials of Demography*, 2nd edition. Amsterdam: Elsevier Academic Press.
- 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*.
- 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.

Anexo

Gráfico A1. Tasa de fecundidad adolescente, por provincia. Argentina, 1991-2011
(número medio de hijos por mujer 15-19, ‰)



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

Cuadro A1. Revisión de la literatura: la educación como determinante de la fecundidad adolescente

Metodología y datos		Principales Resultados
Alzúa, Rodríguez y Villa (2013)	Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria en los últimos 20 años, variación exógena de la cantidad de educación (en años).	No hay efectos significativos de reducción de la fecundidad adolescente.
"Can Education Reduce Teenage Pregnancy? Evidence from Latin America and the Caribbean"	Década '90 muchos de los países ampliaron la obligatoriedad (hasta entonces educación primaria, 6 o 7 años) para incluir algunos años de secundaria. Actualmente ninguno de los países de la muestra tiene menos de 9 años obligatorios. Después del 2000 algunos extendieron nuevamente la obligatoriedad hasta completar secundaria.	Si encuentran efectos significativos de reducción de la maternidad no-adolescente.
América Latina y el Caribe, 22 países.	Datos: Encuestas de Hogares SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial) desde 1980. Cohortes de mujeres nacidas entre 1965 y comienzos de los '90.	
Baird, McIntosh y Ozler (2010)	Diseño de evaluación experimental, asignación aleatoria entre los hogares que tuvieran una joven entre 13 y 22 años de edad, que no hubiera estado casada, y que asistiera a la escuela al inicio del experimento, a tres grupos:	Bajo el diseño UCT, luego de 2 años de programa, disminuye la probabilidad de embarazo (34%) y matrimonio (48%). Bajo el diseño CCT no hay efectos.
"Cash or Condition? Evidence from a Cash Transfer Experiment"	(i) diseño condicional CCT: reciben una transferencia, condicional a asistir regularmente a clases (80% de asistencia) y el programa paga el costo de la matrícula escolar;	Resultados heterogéneos: UCT es más efectivo en retrasar embarazo y matrimonio en adolescentes mayores (+16).
Malawi, distrito de Zomba.	(ii) diseño no-condicional UCT: reciben el dinero sin condiciones;	Sobre los resultados educativos, el diseño CCT resultó superior al UCT: reduce el abandono escolar y mejora el aprendizaje.
	(iii) grupo de control, no recibe transferencia.	
Berthelon y Kruger (2011)	Experimento natural: reforma educativa en 1997 que extiende la duración de la jornada escolar, variación exógena de la cantidad de educación (carga horaria).	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.
"Risky behavior among youth: Incapacitation effects of school on adolescent motherhood and crime in Chile"	La reforma implicó que las escuelas pasaran de jornada simple a doble. Se implementó de forma gradual entre las municipalidades.	También encuentran caída de delitos.
Chile.	Datos: Encuesta de Hogares (CASEN) 1990-2006.	

Metodología y datos			Principales Resultados
Black, Devereux y Salvanes (2008)	Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria, variación exógena de la cantidad de educación (en años).	para la educación.	Se reduce la probabilidad de ser madre adolescente:
“Staying in the Classroom and out of the maternity ward? The effect of compulsory schooling laws on teenage births”	- 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.	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.	- 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%.
EEUU y Noruega.	Metodología: Variables instrumentales. Reformas educativas que modifican la escolaridad obligatoria como instrumento		Mecanismos: no es “efecto incapacitación” puro, también hay “efecto capital humano”.
Cortés, Gallego Acevedo, Latorre, Maldonado, Ortigón y Piñeros (2010)	Experimento natural: programas CCT y subsidios a la matrícula reducen costo de estudiar y el cobro de la transferencia monetaria es condicional a asistir a la escuela, variación exógena de la cantidad de educación (en años).	Metodología: DD. Se comparan los resultados de las jóvenes del grupo afectado y de comparación (la exposición al programa se define según la joven asista a una escuela con alta o baja exposición), antes y después del programa (dado que la información es de corte transversal, utilizan a las hermanas mayores para construir el “antes”).	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.
“Evaluating policies to reduce teenage childbearing in Bogotá, Colombia: the effect of policies reducing costs of education faced by households”	(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 a jóvenes 15-19, matriculadas en escuelas públicas y privadas. Se relevó información sobre las hermanas mayores.	
Colombia, Bogotá.			
Cygan-Rehm y Maeder (2013)	Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria, variación exógena de la cantidad de educación (en años).	Reformas educativas que modifican la escolaridad obligatoria como instrumento para la educación.	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.
“The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform”	La educación obligatoria pasó de 8 a 9 años entre 1946 y 1969.	Datos: - German Mikrozensus de 2008 (encuesta anual, muestra del 1% del total de hogares alemanes). Mujeres nacidas entre 1938 y 1959.	Mecanismos: costo de oportunidad considerablemente alto (vida laboral incompatible con la crianza de un hijo debido al contexto cultural e institucional).
Alemania Occidental.	La reforma se implementó de forma gradual entre los Estados.	- German Socio-Economic Panel, 1984-2010. Mujeres nacidas entre 1937 y 1961.	
	Metodología: Variables instrumentales.		

Metodología y datos		Principales Resultados
Duflo, Dupas, Kremer y Sinei (2006) "Education and HIV/AIDS prevention: evidence from a randomized evaluation in Western Kenya" Kenia, Bungoma y Butere-Mumias (distritos rurales).	Diseño de evaluación experimental, asignación aleatoria entre las escuelas de intervenciones para combatir el VIH/SIDA: (i) capacitación docente; (ii) concurso de ensayos entre los estudiantes sobre uso del preservativo; (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). Metodología: Asignación aleatoria entre las escuelas de las intervenciones, estimación por MCO. Se comparan los resultados entre los estudiantes de las escuelas de tratamiento y control. Datos: Encuestas línea de base y seguimiento.
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, California y Texas.	Experimento natural: la permanencia en el sistema educativo depende de la fecha de nacimiento (en EEUU la permanencia obligatoria depende de la edad y no del 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 1° de septiembre para comenzar el jardín de infantes. - California: 5 años cumplidos al 1° de diciembre. Metodología: Regresión discontinua. Se comparan los resultados de fecundidad y salud infantil para las jóvenes nacidas justo antes y después de la fecha de ingreso a la	Datos: Registros administrativos de nacimientos con información sobre la madre (fecha de nacimiento, educación, si fumó o bebió alcohol en el embarazo), salud infantil, y características paternas. - 1989-2001 para Texas - 1989-2002 para California Muestra: madres primerizas, menores de 24 años de edad, que nacieron en el mismo Estado donde dieron a luz. Para estimar la probabilidad de ser madre, se "mergea" esta información, con el número de mujeres de cada cohorte, a partir de registros que contienen la fecha exacta de nacimiento.
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: de 14 a 15 en 1957, y	se extiende a 16 en 1973. Metodología: Variables instrumentales. Reformas educativas que modifican la escolaridad obligatoria como instrumento para la educación. 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.