

Tesis Doctorado en Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata

Fecundidad adolescente y educación ¿causa o consecuencia?

Evidencia para Argentina y Uruguay

Cecilia Velázquez

Directora: María Laura Alzúa

Co-directora: Wanda Cabella

Noviembre 2018

AGRADECIMIENTOS

Quiero agradecer muy especialmente a mis directoras de tesis María Laura Alzúa y Wanda Cabella por su orientación, sugerencias e intercambio de ideas, pero principalmente por el tiempo dedicado y por el respaldo a lo largo de todo el proceso de tesis.

Agradezco también al Comité académico del Doctorado por las sugerencias y opiniones recibidas en los seminarios de avance, que han contribuido a la mejora de esta investigación. A Alberto Porto, Leonardo Gasparini, Guido Porto, Christian Ruzzier, Walter Cont e Irene Brambilla.

También quisiera agradecer el financiamiento recibido, la realización de esta investigación fue posible gracias al apoyo financiero de la Agencia Nacional de Investigación e Innovación (ANII, Uruguay) a través de una beca para estudios de posgrado en el exterior. Asimismo, los planes de trabajo de los Capítulos I y II fueron presentados en dos convocatorias a proyectos de investigación, resultando ganadores y obteniendo financiamiento adicional y asesoramiento para su realización. El proyecto de investigación correspondiente al Capítulo I resultó ganador del IV Concurso de Ensayos organizado por CEDLAS (Argentina), CIEDUR (Uruguay) e IDRC (Canadá), donde se recibió además la orientación de Verónica Amarante (CEPAL). Por su parte, el proyecto de investigación correspondiente al Capítulo II fue premiado en la convocatoria “Mirada joven a los problemas de la Juventud en Uruguay” realizada por el BID, recibiendo apoyo de los investigadores del BID Marcelo Pérez Alfaro, Virginia Queijo y Rita Sorio.

Esta investigación también se ha beneficiado de los intercambios con mis compañeros de Doctorado y con otros colegas en distintos congresos y seminarios donde expuse versiones preliminares de los distintos capítulos.

Asimismo, quiero agradecer a todos los colegas que se tomaron el tiempo de leer versiones parciales, a todos los que aportaron ideas y colaboraron de distintas formas. Agradezco a Javier Alejo, Inés Berniell, Fedora Carbajal, María Isabel Egas, Víctor Funes, Noelia Garbero, Santiago Garganta, Pablo Glüzmann, Noemí Katzkowicz,

Carolina López, Ana Pacheco, Cecilia Parada, Leopoldo Tornarolli, Emmanuel Vázquez, Juan Ignacio Zoloa y demás compañeros del CEDLAS. También agradezco a Marcelo Perera y a todos mis compañeros del CINVE; y a Georgina Binstock y demás investigadores del CENEP. A Alina Machado, Bárbara González, Zuleika Ferre, Patricia Triunfo e Ignacio Antón.

La mayoría de la información requerida para llevar adelante esta tesis es de acceso público; sin embargo, para la realización de los Capítulos II y III fue necesario el acceso a datos del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud uruguayo (PSSyR, MS), a quienes agradezco su colaboración y buena disposición.

Por último, aprovecho para agradecer a mi familia y amigos, por la paciencia durante este proceso y por acompañarme siempre.

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	6
---------------------------	----------

CAPÍTULO I

El efecto de la educación sobre la fecundidad adolescente: evidencia causal a partir de una reforma educativa en Argentina	14
---	-----------

I. Introducción.....	15
II. La fecundidad adolescente en Argentina.....	20
III. Estrategia empírica	24
III.1. La Ley Federal de Educación de 1993	25
III.2. Datos.....	29
III.3. Estrategia de identificación	33
III.4. Validez interna.....	36
IV. Resultados.....	41
IV.1. El efecto de la reforma educativa sobre la fecundidad adolescente	41
IV.2. El efecto de la reforma educativa sobre la educación	43
IV.3. El efecto de la educación sobre la fecundidad adolescente.....	46
V. Conclusiones.....	49
Anexo I. Revisión de la literatura: la educación como determinante de la fecundidad adolescente.....	51
Anexo II. Cuadros y figuras	55

CAPÍTULO II

Efectos educativos de la fecundidad adolescente: evidencia causal a partir de la legalización del aborto en Uruguay	58
--	-----------

I. Introducción.....	59
II. Fecundidad adolescente y aborto voluntario en Uruguay	67
II.1. La fecundidad adolescente.....	67
II.2. La ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo y su implementación	70
III. Estrategia empírica	76
III.1. Estrategia de identificación	76
III.2. Datos.....	78
III.3. Alcance y limitaciones.....	81
IV. Resultados.....	84
IV.1. Efectos educativos del acceso a la interrupción legal del embarazo	84
IV.2. El efecto del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre la fecundidad adolescente.....	86
IV.3. Efectos educativos de la fecundidad adolescente	88
IV.4. Robustez	90
V. Conclusiones.....	94
Anexo I. Razones para abandonar los estudios	96
Anexo II. Legislación sobre aborto en Uruguay	98

Anexo III. Estimaciones para adolescentes de 10 a 19 años	100
Anexo IV. Efectos de la fecundidad sobre el mercado de trabajo.....	101

CAPÍTULO III

Legalización del aborto y cuidados prenatales entre las madres adolescentes: evidencia causal para Uruguay

I. Introducción.....	106
II. Cuidados prenatales, salud del neonato y aborto voluntario en Uruguay: estado de situación.....	113
II.1. Cuidados prenatales y salud del neonato entre las madres adolescentes uruguayas.....	113
II.2. La ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo y su implementación..	117
III. Estrategia empírica	122
III.1. Datos.....	122
III.2. Estrategia de estimación	126
III.3. Limitaciones	131
IV. Resultados.....	132
IV.1. Efectos del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre atención prenatal y salud de los recién nacidos de madres adolescentes.....	133
IV.2. Efectos del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre la fecundidad adolescente.....	138
IV.3. Efecto de la caída en la <i>cantidad</i> de nacimientos adolescentes sobre los cuidados prenatales: efecto selección y efecto descongestión.....	140
V. Conclusiones.....	143
Anexo I. Interpretación del coeficiente de interés como efecto selección	146
Anexo II. Robustez.....	148

BIBLIOGRAFÍA

INTRODUCCIÓN

La segunda mitad del siglo pasado fue testigo de importantes transformaciones en los países de América Latina y el Caribe. En particular, la fecundidad cayó fuertemente en el marco del denominado proceso de transición demográfica. La tasa global de fecundidad de la región se redujo desde 5.9 hijos por mujer en 1950-1955 a 2.1 en la actualidad, es decir, apenas alcanza el umbral de reemplazo poblacional. De este modo, América Latina y el Caribe inician el siglo XXI con una fecundidad inferior a la media mundial. Argentina y Uruguay constituyen una excepción, ya que inician la transición demográfica más temprano en el siglo XX, ambos mantienen bajas tasas de fecundidad global durante la segunda mitad del siglo.

A pesar de la baja sostenida de la fecundidad total en la región, persisten aún altos niveles de fecundidad adolescente (15 a 19 años). América Latina y el Caribe se posicionan como la segunda región con mayor fecundidad adolescente del mundo, superada sólo por el continente africano. Además, la fecundidad adolescente latinoamericana es mucho más alta que la que se esperaría a la luz de la fecundidad total, lo que ha llevado a plantear que constituye una “anomalía” a escala mundial (Rodríguez, 2008 y 2014). Si bien Argentina y Uruguay parten de niveles bajos para el contexto mundial y regional, han realizado escasos progresos en el período considerado, encontrándose en la actualidad prácticamente en el mismo nivel que hace más de medio siglo. En Argentina nacen anualmente 64 niños de madres entre 15 y 19 años por cada mil jóvenes de ese grupo etario (United Nations, 2017) y una de cada cuatro argentinas culmina la adolescencia habiendo tenido al menos un hijo (Censo 2010). Por su parte, en Uruguay cada año se producen 58 nacimientos por cada mil jóvenes de 15 a 19 años (United Nations, 2017) y una de cada cinco uruguayas culmina la adolescencia habiendo tenido al menos un hijo (Censo 2011).¹

La fecundidad adolescente es vista como un síntoma de problemas en el acceso a la salud sexual y el pleno ejercicio de los derechos reproductivos entre las generaciones más jóvenes. En Latinoamérica, el 60% de los nacimientos de madres adolescentes no fueron intencionales ni inicialmente deseados (Azevedo, Favara y otros, 2012), en

¹ Este indicador se calcula como la fracción de mujeres que es madre a los 19 años.

Argentina las cifras varían en un rango de 45 a 60% según la fuente de información (Binstock y Gogna, 2014) y en Uruguay aproximadamente 65% (Cabella y otros, 2016; Ferre, 2015). 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 a través del acceso universal a la salud reproductiva, y la reducción de la fecundidad adolescente es uno de los indicadores utilizados para monitorear el cumplimiento de este objetivo (Jiménez y otros, 2011). La agenda 2030, resultante de la Cumbre para el Desarrollo Sostenible realizada en 2015, renovó este compromiso.

La preocupación por la fecundidad adolescente también se justifica por las consecuencias adversas de la maternidad temprana, entre las que suelen mencionarse los malos resultados educativos de las adolescentes que son madres. El nacimiento del primer hijo puede truncar la trayectoria educativa, en una etapa crítica para la acumulación de capital humano como es la adolescencia, forzando una transición anticipada y precaria a la vida adulta (Varela, Fostik y Fernández, 2014). Pero también es cierto que el nivel educativo y la asistencia escolar inciden en la edad de inicio de la vida reproductiva. En este sentido, las decisiones educativas afectan a las decisiones de fecundidad y viceversa, problema conocido como causalidad inversa o simultaneidad. Además, pueden existir otros factores que sitúen a algunas jóvenes bajo ambos riesgos, tanto de quedar embarazadas en la adolescencia como de experimentar fracasos educativos. En otras palabras, los mismos factores que explican por qué algunas adolescentes se convierten en madres y otras no, explicarían por qué algunas jóvenes asisten a la enseñanza y tienen buen rendimiento académico y otras no, problema conocido como sesgo de selección o variables omitidas (Azevedo, Favara y otros, 2012).

Entonces, la educación es a la vez causa y efecto de la fecundidad adolescente. Con los avances recientes en las técnicas de evaluación de impacto, se ha intentado identificar o aislar estos efectos en ambas direcciones. La literatura acerca de los determinantes de la fecundidad adolescente sugiere que la educación tiene un impacto significativo, en particular contribuye a reducir la fecundidad adolescente. Sin embargo, la evidencia para los países latinoamericanos es mixta. El Capítulo I de esta tesis aporta nueva

evidencia para el caso de Argentina, analizando a la educación como uno de los determinantes de la fecundidad adolescente. En el Capítulo II se analiza la causalidad pero en la dirección contraria, es decir, se analizan las consecuencias educativas de la maternidad adolescente, tomando a Uruguay como caso de estudio. Si bien suelen señalarse los efectos adversos de la fecundidad adolescente sobre la educación de las jóvenes, la literatura que ha aislado la parte causal de esta relación es muy sensible a la metodología utilizada, y parece indicar que si se controla adecuadamente la endogeneidad, las consecuencias negativas son a lo sumo muy modestas. El Capítulo II se enmarca en esta literatura.

La fecundidad adolescente no sólo altera el curso de vida de la joven (consecuencias intra-generacionales), sino que también los hijos de las madres adolescentes se ven afectados (consecuencias inter-generacionales).² El Capítulo III de esta tesis pone el foco en las consecuencias para los hijos de madres adolescentes, nuevamente aplicado al caso de Uruguay.

Cada uno de los Capítulos ha sido elaborado con el doble objetivo de ser parte de una misma investigación general, que indaga acerca de las causas y consecuencias de la fecundidad adolescente, y a la vez ser individualmente funcional como estudio específico dentro de la literatura correspondiente en cada caso. Por este motivo, la repetición de parte de la literatura, explicaciones descriptivas y metodología, resulta inevitable para que cada Capítulo pueda ser auto-contenido.

El desarrollo empírico de esta investigación resulta desafiante porque Argentina y Uruguay carecen de los datos necesarios, en particular, no hay encuestas que permitan el seguimiento a lo largo del tiempo de los resultados educativos y de fecundidad para una misma joven. Si bien existen algunas encuestas específicas que relevan esta información -encuestas sobre salud sexual y comportamientos reproductivos, encuestas de juventud, entre otras- aportan información parcial y en general no permiten un seguimiento, ya que se trata de encuestas puntuales. Por otro lado, la encuesta de hogares de Argentina no cuenta con preguntas sobre fecundidad, y en la encuesta de

² Incluso si la maternidad adolescente no generase un costo individual, sí representa un costo para la sociedad ya que implica mayor gasto en salud (UNFPA, 2013) y en asistencia social (*welfare dependency*, Azevedo, Favara y otros, 2012).

hogares de Uruguay no se pregunta de forma rutinaria acerca del calendario de la fecundidad.³ La ausencia de datos a nivel individual, obliga a trabajar a nivel agregado. La principal limitación es que no es posible capturar la heterogeneidad al interior de cada grupo. Sin embargo, esto tiene la ventaja de que permite combinar distintas fuentes de información, y seguir los resultados en el tiempo de un grupo de jóvenes, enriqueciendo el análisis. En particular, la información sobre fecundidad proviene de las estadísticas vitales de ambos países, de los registros de nacimientos que contienen información completa sobre la edad y lugar de residencia de la madre, fecha y lugar de nacimiento, así como cuidados recibidos durante el embarazo y resultados de salud de los recién nacidos. La información socioeconómica, principalmente años de educación alcanzados y asistencia escolar, proviene de las encuestas de hogares de ambos países.

El Capítulo inicial de esta tesis identifica el efecto causal de la educación sobre la fecundidad adolescente. Según mi conocimiento, es el primer análisis para Argentina en tratar a la educación como una variable endógena en el modelo de decisiones de fecundidad. Para ello se cuenta con un instrumento ampliamente utilizado en la literatura desde Angrist y Krueger (1991): las leyes que establecen la escolaridad obligatoria. La Ley Federal de Educación de 1993 reformó el sistema educativo argentino, extendiendo la escolaridad obligatoria de siete a diez años. Se explota el hecho de que no todas las provincias adoptaron la ley con igual intensidad ni de forma simultánea, y que esto respondió a la afinidad política entre el gobierno nacional y los distintos gobiernos provinciales, y no estuvo vinculado a los niveles de fecundidad adolescente. Combinando distintas fuentes de información, se confeccionó un panel de datos, que permite el seguimiento de los resultados educativos y de fecundidad de jóvenes pertenecientes a una misma cohorte y provincia a lo largo de los años 1995-2006. Se aplica el método de Variables Instrumentales estimando por Mínimos Cuadrados en dos Etapas. Los resultados de la primera etapa muestran que la Ley Federal de Educación tuvo un impacto positivo sobre los resultados educativos: la adopción de la reforma educativa (margen extensivo) tuvo un efecto significativo y positivo de entre 0.24 y 0.27 años de educación adicionales, y un aumento de la tasa de asistencia escolar entre 2.6 y 3 puntos porcentuales. Sin embargo, el avance y propagación de la reforma al interior de cada provincia (margen intensivo) no habría

³ En 2006 se incorporan en la encuesta de hogares de Uruguay preguntas sobre hijos nacidos vivos, pero no se releva en todos los años la edad al nacimiento del primer hijo.

tenido efectos educativos. Los resultados de la segunda etapa sugieren un impacto negativo de la educación sobre las tasas de fecundidad adolescente, que opera a través de dos canales complementarios: un efecto capital humano (cada año de educación adicional provoca un descenso de 30 nacimientos cada mil adolescentes) y un efecto “incapacitación” más débil (un aumento de un punto porcentual en la tasa de asistencia escolar reduce 3 nacimientos cada mil adolescentes).

El Capítulo I muestra que la educación es un determinante importante de la fecundidad de las jóvenes para el caso de Argentina. A la luz de este resultado, el Capítulo II analiza la causalidad en la dirección contraria, indagando acerca de las consecuencias educativas de la fecundidad adolescente para el caso de Uruguay. Para identificar el impacto de la fecundidad adolescente sobre la educación, en el segundo Capítulo se hace uso de la reforma que legalizó el aborto en Uruguay en 2012. La variabilidad en su implementación -debido a que se permite a los médicos negarse a practicar un aborto bajo la figura de “objección de conciencia”- permite utilizar las tasas locales de aborto legal como Variable Instrumental de la fecundidad adolescente. Éste es el primer trabajo que cuenta con datos oficiales sobre el número de abortos legales realizados en el país, provenientes del Ministerio de Salud uruguayo. Los resultados sugieren que el acceso a la interrupción legal del embarazo redujo la fecundidad adolescente. Por cada punto por mil de aumento en la tasa adolescente de aborto legal, la tasa de fecundidad de este grupo etario disminuye entre 0.26 y 0.32 puntos por mil. Se encuentra un instrumento exógeno para la fecundidad adolescente, siendo este uno de los principales aportes del Capítulo II. Sin embargo, no se encuentran efectos sobre los logros educativos de aquellas jóvenes cuya decisión de fecundidad se ve alterada por el acceso a interrumpir legalmente un embarazo; sugiriendo que los malos resultados educativos de las madres adolescentes no pueden atribuirse a la maternidad temprana *per se*.

Si bien la legalización del aborto en Uruguay a fines de 2012 redujo la fecundidad adolescente, el Capítulo II no encontró evidencia de efectos intra-generacionales, en particular, sobre el desempeño educativo de las jóvenes. Por esto, se decidió explorar en el Capítulo III posibles efectos sobre la siguiente generación, sobre las condiciones de vida de los niños nacidos de madres adolescentes luego de la sanción de la ley en Uruguay. Debido a la información disponible, pero principalmente al corto tiempo transcurrido desde la aplicación de la norma, los impactos evaluados se restringen a los

cuidados recibidos durante el embarazo y a ciertos indicadores de salud al nacer. Los resultados señalan que todos los indicadores de cuidados prenatales -total de consultas e inicio de la atención prenatal- mejoraron como consecuencia del mayor acceso a la interrupción del embarazo. Se observa que por cada aborto realizado cada mil jóvenes de 15 a 19 años, las adolescentes que deciden llevar a término sus embarazos: (i) acuden con mayor frecuencia a la visita prenatal, aumentando el total de consultas durante el embarazo en 0.05 consultas; (ii) adelantan el momento del primer control prenatal en poco menos de un día; y (iii) aumenta el porcentaje de nacimientos que recibió atención médica adecuada durante la gestación entre 1 y 1.2 puntos porcentuales. A pesar de esto, no se observan efectos significativos sobre los indicadores de salud del recién nacido.

El Capítulo III también se propuso identificar los mecanismos a través de los cuales la caída en la *cantidad* de los nacimientos impacta positivamente sobre la *calidad* de los mismos, entendida en términos de atención médica prenatal. Distinguiendo los cambios en la composición del grupo de embarazos y mujeres que deciden ser madres teniendo acceso al aborto legal y seguro, efecto selección, de aquellos cambios derivados de la reducción en el tamaño de la cohorte de nacimientos que favorecen la descongestión en el acceso y uso de los servicios de atención prenatal, efecto descongestión. Los resultados sugieren que las adolescentes que deciden continuar el embarazo, contando con las garantías legales y sanitarias para interrumpirlo, tienen una conducta más favorable, asistiendo con mayor frecuencia y de forma más temprana a las consultas médicas prenatales (efecto selección positivo). No se encuentra evidencia de que opere una descongestión en el uso de los servicios de salud.

En síntesis, el Capítulo I encuentra para Argentina que la educación es un determinante importante de la fecundidad adolescente, y esto resalta el potencial de las políticas educativas como herramienta complementaria de las políticas convencionales de salud sexual y reproductiva. El Capítulo II evidencia para Uruguay que la fecundidad adolescente no tiene consecuencias sobre la educación de las jóvenes, sugiriendo que las madres que abandonan los estudios iban a desvincularse del sistema educativo de todos modos. Esto indica que existen factores inobservables que gobiernan la dinámica de ambos procesos y por tanto es necesario explorar estos determinantes para contribuir al diseño de políticas. A pesar de no encontrar efectos intra-generacionales de la

fecundidad adolescente, en el Capítulo III se encuentran consecuencias adversas para los hijos de madres adolescentes en relación a los cuidados que reciben durante la gestación. Sería sumamente relevante para el diseño de políticas explorar si se presentan efectos de mediano plazo sobre este grupo de recién nacidos, como desarrollo cognitivo, resultados educativos y laborales, entre otros.

Cabe precisar que la importancia de las políticas educativas como herramienta de reducción del embarazo en adolescentes no se restringe a la implementación de programas de educación sexual. La educación sexual integral es condición necesaria para dotar a las jóvenes de la capacidad de elegir el número de hijos que desean tener y cuándo hacerlo. Sin embargo, no es condición suficiente; la permanencia en la escuela y la obtención de niveles educativos más elevados resultan claves para el desarrollo de un proyecto de vida basado en la formación y en la inserción en el mercado de trabajo en puestos calificados, impulsando a las jóvenes a posponer la maternidad hacia edades más avanzadas. En el mismo sentido, UNFPA (2013) señala la importancia de *“(…) dejar las intervenciones con un enfoque muy limitado a las niñas o a la prevención del embarazo, e implementar enfoques más amplios que desarrollen el capital humano de las niñas, se centren en su capacidad de tomar decisiones sobre su vida (incluidos los temas de salud sexual y reproductiva) y presenten oportunidades reales a las niñas de modo que no consideren la maternidad como su único destino”*.

También es necesario tener en cuenta que el análisis de la fecundidad adolescente aquí realizado se centra en las madres adolescentes, principalmente por carencias de información acerca de los padres. La ausencia de los varones como sujetos de investigación es una falencia presente en la mayor parte de la literatura. Como consecuencia *“muchos países han adoptado la causa de prevenir el embarazo en adolescentes, en general, mediante medidas orientadas a modificar el comportamiento de las niñas. En esas intervenciones está implícita la creencia de que la niña es responsable de prevenir el embarazo y la presunción de que, si queda embarazada, es ella la que está en falta”* (UNFPA, 2013). Las inequidades de género también atraviesan el modo en que las responsabilidades son asumidas y atribuidas, *“no es lo mismo ser madre, que padre adolescente”* como expresan los propios jóvenes (UNICEF, 2018).

Esta tesis busca realizar un aporte al estudio de los determinantes y consecuencias de la fecundidad adolescente desde la disciplina económica, integrando al análisis de un tema demográfico técnicas de evaluación de impacto de políticas públicas, cuyo uso es aún incipiente en la región. Cabe señalar que el interés principal de los Capítulos I y II no está puesto en evaluar el impacto de las políticas -reforma educativa de 1993 en Argentina y legalización del aborto en 2012 en Uruguay- sino en utilizar las diferencias en la implementación de estas políticas como fuente de variación exógena de educación y fecundidad adolescente respectivamente. En cambio, en el Capítulo III se cambia ligeramente el foco, ya que se propone analizar los impactos de la legalización del aborto en Uruguay sobre resultados de los recién nacidos de madres adolescentes, y luego se analizan los mecanismos utilizando la implementación de la política como cambio exógeno de la fecundidad adolescente.

Estos resultados cobran mayor relevancia en la coyuntura argentina, que este año estuvo atravesada por el debate público acerca de la legalización del aborto. El debate parlamentario se saldó con el rechazo del proyecto de ley para la interrupción voluntaria del embarazo. Esta tesis intenta proporcionar evidencia rigurosa de los efectos de la legalización del aborto en Uruguay, que podría servir como insumo para el debate.

CAPÍTULO I

El efecto de la educación sobre la fecundidad adolescente: evidencia causal a partir de una reforma educativa en Argentina¹

Resumen

Este trabajo es el primero para Argentina en identificar el efecto causal de la educación sobre la fecundidad adolescente. Para ello se explota una variación exógena en la educación de las jóvenes a partir de diferencias en la implementación de la reforma educativa de 1993, que extendió la escolaridad obligatoria de siete a diez años. Se encuentra un impacto negativo de la educación sobre las tasas de fecundidad adolescente, que opera a través de dos canales complementarios: un efecto capital humano (cada año de educación adicional provoca un descenso de 30 nacimientos cada mil adolescentes) y un efecto “incapacitación” más débil (un aumento de un punto porcentual en la tasa de asistencia escolar reduce 3 nacimientos cada mil adolescentes).

Clasificación JEL: I28, J13.

Palabras Clave: Fecundidad adolescente, Reforma educativa, Extensión de la escolaridad obligatoria, Variables instrumentales, Argentina.

¹ El proyecto de investigación correspondiente a este Capítulo resultó ganador del IV Concurso de Ensayos organizado por CEDLAS (Argentina), CIEDUR (Uruguay) e IDRC (Canadá), recibiendo una beca para llevar adelante el proyecto y la tutoría de Verónica Amarante (CEPAL). Una versión preliminar fue presentada en la XLIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (Posadas, 2014), donde recibió el Premio de la Academia Nacional de Ciencias Económicas (ANCE) al mejor trabajo inédito.

En febrero de 2015, se publicó una versión preliminar de este Capítulo como Documento de Trabajo del CEDLAS. La versión final fue publicada en julio de 2017, en coautoría con María Laura Alzúa, en el *IZA Journal of Development and Migration*.

Versiones preliminares de este Capítulo fueron presentadas en la XLIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (Posadas), el VII Congreso Nacional de Estudiantes de Posgrado en Economía organizado por la Universidad Nacional del Sur (Bahía Blanca), el IV Encuentro Nacional de Jóvenes Investigadores (San Juan), el XIV *Arnoldshain Seminar “Institutions, Trade, and Economic Policy”* organizado por la Universidad Nacional de Córdoba y la JW Goethe-Universität de Frankfurt am Main de Alemania (Córdoba), y seminarios del Centro de Investigaciones Económicas (CINVE, Montevideo, Uruguay) y del Programa de Población de la Unidad Multidisciplinaria de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República (UDELAR, Montevideo, Uruguay).

I. Introducción

La preocupación por la maternidad adolescente se encuentra instalada en la agenda internacional como parte del compromiso con los Objetivos de Desarrollo del Milenio (Jiménez y otros, 2011; UNFPA, 2013). Sin embargo, los progresos realizados en Argentina han sido escasos: la tasa de fecundidad adolescente registra un aumento sostenido desde el año 2003, y presenta fuertes desigualdades regionales, siendo especialmente alarmante en el Noreste del país donde alcanza cifras equivalentes al promedio de África subsahariana.

Ser madre en la adolescencia se asocia a un mayor riesgo para la salud y la vida del recién nacido: en Argentina 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 (DEIS, 2012). Desde la perspectiva socioeconómica, la literatura sobre el tema señala las consecuencias intra-generacionales vinculadas a peores resultados educativos y oportunidades laborales para las adolescentes que son madres y las consecuencias inter-generacionales, como problemas de conducta de los hijos de madres adolescentes, quienes a su vez tienen mayor probabilidad de convertirse en padres adolescentes, generando de esta forma un círculo difícil de romper. Más allá de las consecuencias negativas a nivel individual, es importante señalar el esfuerzo que esto representa para la sociedad que se traduce, por un lado, en un gran costo para el sector salud (UNFPA, 2013) y, por otro, en mayor gasto en asistencia social (Azevedo, Favara y otros, 2012).

La educación es un determinante clave de las decisiones de fecundidad.² La educación afecta a la fecundidad a través de diferentes canales. El primer canal se basa en la teoría del capital humano, entendiendo a las decisiones educativas como decisiones de inversión: la educación aumenta los ingresos futuros y el costo de oportunidad de la maternidad temprana (Becker, 1960 y 1981).³ El efecto negativo de la educación sobre

² La literatura sobre fecundidad distingue entre determinantes próximos y distales. Los determinantes próximos son factores biológicos y de comportamiento (nupcialidad, anticoncepción, aborto e infertilidad postparto) a través de los cuales los determinantes distales como la educación y otras variables socioeconómicas, culturales y ambientales afectan a la fecundidad (Bongaarts, 1978 y 1982).

³ Mayor educación e ingresos inducen un “efecto sustitución” negativo ya que aumenta el costo de oportunidad (el ingreso al que una mujer renuncia si decide abandonar el mercado laboral para dedicar su

la fecundidad podría ser más fuerte bajo emparejamiento selectivo positivo (Behrman y Rosenzweig, 2002).⁴ Segundo, la educación también puede retrasar la llegada del primer hijo a través de un efecto “incapacitación” o “encarcelamiento”: mantener a los adolescentes en el sistema educativo, bajo supervisión adulta, limita su tiempo/oportunidades para la actividad sexual sin protección. Dicha postergación también puede estar relacionada con la incompatibilidad de roles, vinculada a las dificultades de combinar el estudio con la crianza y el cuidado de los niños pequeños (Black y otros, 2008; Berthelon y Kruger, 2011).⁵

Los efectos capital humano e “incapacitación” no son los únicos canales a través de los cuales la educación afecta la fecundidad. La educación brinda herramientas a las jóvenes para una práctica responsable de su sexualidad: en lo particular, la educación sexual integra al currículo escolar el aprendizaje acerca de los diferentes métodos anticonceptivos; en lo general, la educación mejora la capacidad de los jóvenes de buscar y procesar información (la educación se asocia con una mayor productividad en la producción de salud, como formalizó Grossman, 1972). La escolarización también sirve como un proceso de socialización que moldea actitudes, valores y aspiraciones, proporcionando una mayor conciencia de proyectos de vida alternativos. Por último, la educación puede empoderar a las mujeres, adquiriendo control sobre su cuerpo y destino al otorgarles una mayor autonomía en la toma de decisiones (incluido el uso de anticonceptivos) y aumentar su confianza en la ciencia y la tecnología (Cleland, 2002).

Existe una relación inversa entre nivel de educación alcanzado y fecundidad adolescente que ha sido ampliamente documentada en prácticamente todos los países (Singh, 1998) y se verifica también para Argentina. Sin embargo, el vínculo entre estas variables presenta endogeneidad que se origina en dos fuentes: en primer lugar, las decisiones educativas afectan las decisiones de fecundidad y viceversa (este problema es conocido

tiempo al cuidado de los hijos); sin embargo, también se genera un “efecto ingreso” de signo contrario ya que un mayor ingreso permite “costear” mayor número de hijos. Bajo el supuesto habitual de que padres con mayores ingresos prefieren destinar más recursos a la educación, cuidado y protección de cada hijo (*trade-off* entre cantidad y calidad), se espera que prevalezca el “efecto sustitución” y que un aumento en la educación de las mujeres reduzca la fecundidad.

⁴ Bajo emparejamiento selectivo (*assortative mating*) positivo, la educación de una mujer se correlaciona positivamente con la educación de su pareja, por lo que el efecto de la educación de la mujer sobre el ingreso permanente del hogar se ve multiplicado.

⁵ El aplazamiento del nacimiento del primer hijo puede ser temporal (en tanto las jóvenes asisten a la escuela) y no necesariamente afecta la fecundidad total.

como causalidad inversa o simultaneidad); y, en segundo lugar, las madres adolescentes suelen presentar mayor propensión a conductas de riesgo y provenir de contextos socioeconómicos desfavorables, que implica tanto mayor probabilidad de quedar embarazadas en la adolescencia como de experimentar fracasos educativos (conocido como sesgo de selección o variables omitidas); Azevedo, Favara y otros, 2012.

La presencia de endogeneidad 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 de transferencias de ingreso condicionadas 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. La evidencia empírica para los países de la OCDE (Black y otros, 2008; Silles, 2011; Cygan-Rehm y Maeder, 2013)⁶ y para África (Baird y otros, 2011; Duflo y otros, 2015) confirma la hipótesis de que mayor educación reduce la maternidad entre las jóvenes. En cambio, la evidencia para América Latina es mixta. Por un lado, Berthelon y Kruger (2011), Cortés y otros (2010 y 2016) y Novella y Ripani (2016) encuentran que a mayor educación disminuye la fecundidad adolescente en Chile, Colombia y República Dominicana respectivamente. Por otro lado, Alzúa y otros (2016) no encuentran un impacto al analizar simultáneamente 22 países de América Latina y el Caribe.⁷ En el Anexo I se resumen estos antecedentes.

Las divergencias en la evidencia para América Latina podrían responder a las especificidades propias de cada país. También, debido a las diferencias metodológicas, los impactos que pretenden captar son diferentes: impacto de un aumento en los años de educación (Alzúa y otros, 2016; y Cortés y otros, 2010 y 2016), de un aumento en la

⁶ McCrary y Royer (2011) constituye una excepción, ya que no encuentran efecto causal de la educación sobre la fecundidad para el caso de Estados Unidos. Si bien en todos los casos aumentan los años de escolaridad, la política analizada por McCrary y Royer (2011) afecta la edad de ingreso al sistema educativo, mientras que Black y otros (2008), Silles (2011) y Cygan-Rehm y Maeder (2013) examinan reformas que afectan las decisiones de salida del sistema.

⁷ 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.

duración de la jornada escolar (Berthelon y Kruger, 2011) y de un aumento en la educación no-formal a partir de un programa de capacitación laboral (Novella y Ripani, 2016). Si bien tanto Cortés y otros (2010 y 2016) como Alzúa y otros (2016) intentan estimar el impacto de los años de educación, explotan diferentes fuentes de variación exógena con diferentes niveles de cumplimiento o *enforcement*. En Cortés y otros (2010 y 2016) el cumplimiento es muy alto porque utilizan un programa de transferencia de ingresos condicionada donde el cobro de la misma se encuentra sujeto a la asistencia escolar (y al rendimiento académico); en cambio, Alzúa y otros (2016) se basan en leyes de educación obligatoria, de menor cumplimiento (especialmente en economías con alta informalidad, como las latinoamericanas).

Este Capítulo proporciona evidencia empírica sobre el impacto de la educación en la fecundidad adolescente para el caso de Argentina, buscando contribuir a la evidencia en conflicto para los países de América Latina. Se explota como experimento natural una reforma educativa (la Ley Federal de Educación de 1993) que, entre otros cambios, amplió la escolarización obligatoria de siete a diez años. Si bien la reforma fue nacional, la transferencia desde el gobierno nacional a los distintos gobiernos provinciales de los recursos necesarios para su implementación respondió a la afinidad política; y por tanto, la adopción de la ley varió sustancialmente entre provincias (Alzúa y otros, 2015). Las diferencias en el *timing* y grado de implementación de la ley brindan una fuente de variación exógena para identificar el efecto causal de la educación en la fecundidad adolescente a partir de un enfoque de Variables Instrumentales. Según mi conocimiento, este es el primer estudio para Argentina que trata la endogeneidad de la educación en el modelo de fecundidad.

En base a distintas fuentes de información se confeccionó un panel de datos anual, a nivel de cohorte de nacimiento y provincia, para el período 1995 a 2006. Utilizando dos medidas de la adopción de la reforma educativa -que captan tanto el margen extensivo como intensivo- como Variable Instrumental de los resultados educativos de los jóvenes, se estimó por Mínimos Cuadrados en dos Etapas el impacto de la educación sobre la fecundidad adolescente.

Los resultados de la primera etapa sugieren un impacto positivo de la Ley Federal de Educación sobre los resultados educativos: la adopción de la reforma educativa (margen

extensivo) tuvo un efecto significativo y positivo de entre 0.24 y 0.27 años de educación adicionales, y un aumento de la tasa de asistencia escolar entre 2.6 y 3 puntos porcentuales (p.p.). Sin embargo, el avance y propagación de la reforma (margen intensivo) no habría tenido efectos sobre el acervo de capital humano o la matriculación.

Los resultados de la segunda etapa indican un impacto negativo de la educación sobre las tasas de fecundidad adolescente, que opera a través de dos canales complementarios: un efecto capital humano (cada año de educación adicional provoca un descenso de 30 nacimientos cada mil adolescentes) y un efecto “incapacitación” más débil (un aumento de un punto porcentual en la tasa de asistencia escolar reduce 3 nacimientos cada mil adolescentes). En este sentido, Crosta (2007) encuentra que la Ley Federal de Educación redujo la repetición escolar, lo que puede explicar que el efecto “incapacitación” resulte más débil (similar a lo ocurrido en Malawi; Grant, 2015).

Los resultados se encuentran en línea con los hallados por Cortés y otros (2010 y 2016), Berthelon y Kruger (2011) y Novella y Ripani (2016) para Colombia, Chile y República Dominicana respectivamente; no obstante, contradicen la evidencia de Alzúa y otros (2016) para 22 países latinoamericanos (incluido Argentina). Las discrepancias respecto a Alzúa y otros (2016) pueden obedecer a características propias de Argentina, que difieran del resto de la región; y también al tiempo transcurrido entre que el Congreso aprueba la ley que amplía la escolaridad obligatoria y su ejecución.⁸ Por último, si bien llama la atención lo elevado que resulta el efecto estimado, se debe interpretar como un efecto local (LATE, por sus siglas en inglés) válido para aquellos jóvenes cuya decisión de continuar sus estudios se vio alterada por la extensión de la obligatoriedad (*compliers*).

El resto del Capítulo se organiza de la siguiente manera. El próximo apartado describe la evolución de la fecundidad adolescente en el país. En la sección III se describe la Ley Federal de Educación Argentina del año 1993, las fuentes de información utilizadas, y

⁸ Alzúa y otros (2016) explotan la variabilidad temporal entre países, tomando en cuenta el momento en que los diferentes Congresos aprobaron leyes de extensión de la obligatoriedad escolar. Como se verifica para el caso de Argentina, hay discrepancias entre la sanción de la Ley Federal de Educación (en el año 1993) y su ejecución efectiva, así como también hay diferencias al interior del país, entre las provincias.

se presentan y discuten las limitaciones de la estrategia de identificación empleada. La sección IV contiene los principales resultados; por último, la sección V concluye.

II. La fecundidad adolescente en Argentina

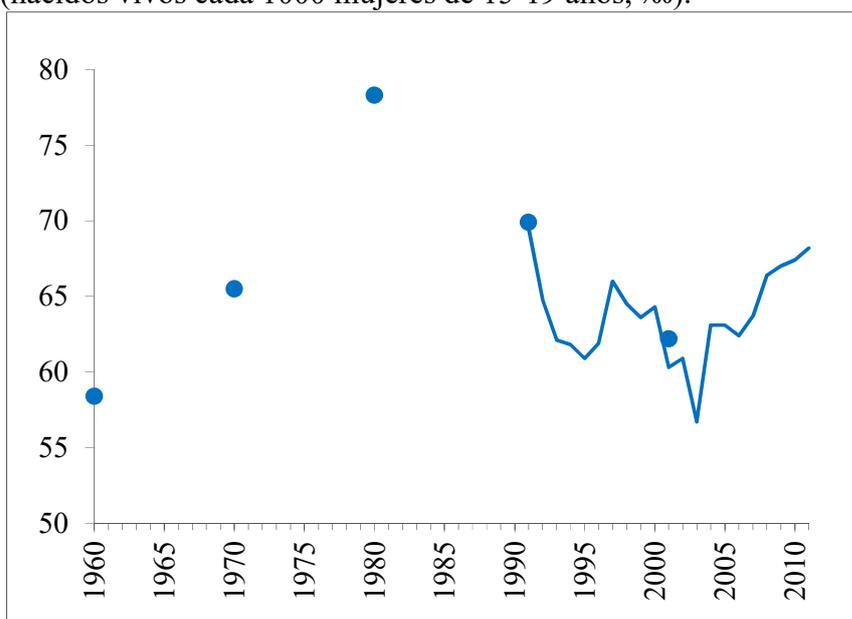
América Latina asiste desde la segunda mitad del siglo XX a un acelerado descenso de la fecundidad (“transición de la fecundidad”) junto a un rejuvenecimiento de la misma. Por su parte, la fecundidad adolescente no se redujo al mismo ritmo, manteniéndose constante en algunos países, e incluso aumentando en otros. En este contexto, el aporte relativo de la fecundidad adolescente a la fecundidad total aumentó más que el de ningún otro grupo (Ferrando, 2004; Pantelides, 2004; Flórez y Núñez, 2001). En la actualidad,⁹ América Latina y el Caribe se posiciona como la segunda región con mayor fecundidad adolescente del mundo con una tasa de 67‰, por debajo de África que alcanza una tasa de 99‰ (110‰ si consideramos África subsahariana). Los niveles de fecundidad adolescente latinoamericanos exceden largamente los niveles prevalecientes en los países de Europa (16‰), Asia (31‰), Norteamérica (26‰) y Oceanía (29‰), poniendo de manifiesto que existe un amplio margen para lograr reducciones en la fecundidad adolescente (United Nations, 2017).

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 Figura 1). En 2011, la tasa de fecundidad de las mujeres de 15 a 19 años se ubica en 68‰, valor superior al promedio mundial (47‰).¹⁰

⁹ Período 2010-2015, proyecciones de United Nations (2017), hipótesis media de la proyección.

¹⁰ Estas cifras provienen de fuentes de información distintas y refieren a períodos distintos 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 y refiere al año 2011. Mientras que los registros internacionales fueron tomados de United Nations (2017) y son proyecciones para el quinquenio 2010-2015 (según esta fuente de información, el valor de Argentina se ubica en 64‰).

Figura 1. Fecundidad adolescente, tasa de Argentina, 1960-2011.
(nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰).



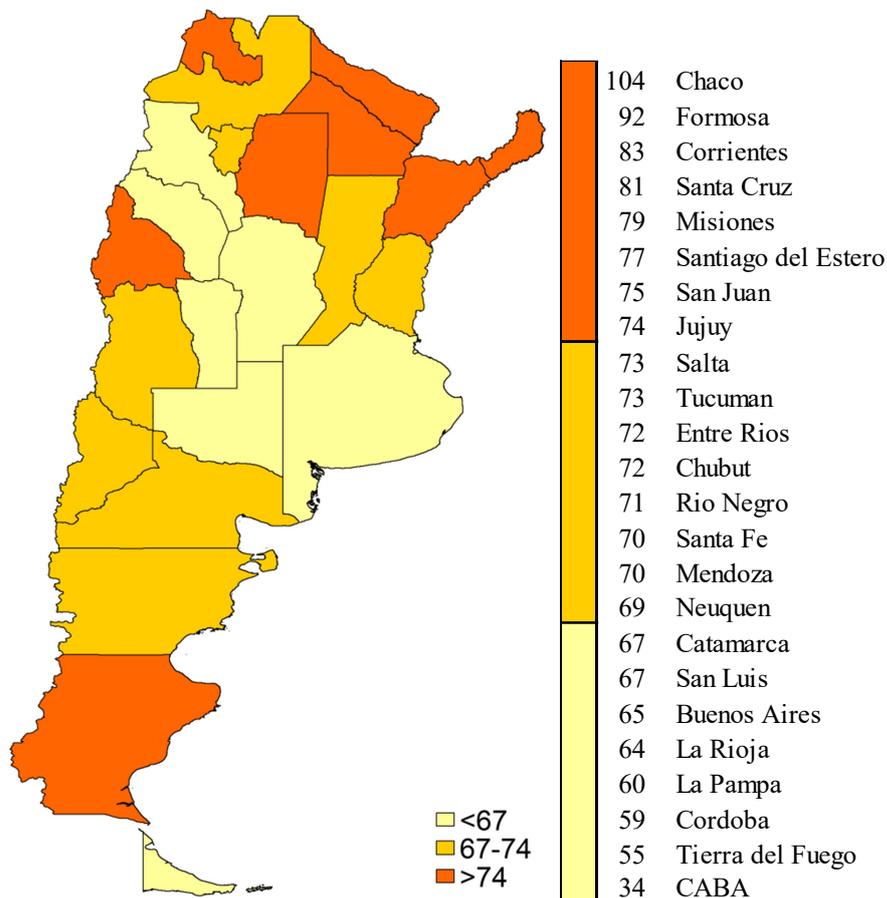
Fuente: elaboración propia en base a Pantelides y Binstock (2007) para los años 1960, 1970, 1980, 1991 y 2001; en base a Dirección de Estadísticas e Información en Salud del Ministerio de Salud de la Nación (DEIS) para 1991 en adelante.

Si bien las brechas entre provincias se han reducido, aún persisten fuertes diferencias que, en 2011, van desde el 34‰ en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (en adelante CABA) al 104‰ en Chaco (cifra casi equivalente a la de África subsahariana), 92‰ en Formosa y 83‰ en Corrientes, lo que señala una concentración del fenómeno en el Noreste Argentino (NEA).¹¹ En la Figura 2 se observa que las provincias con las tasas de fecundidad adolescente más altas del país son las cuatro provincias que componen el NEA, junto con Santiago del Estero y Jujuy (del Noroeste Argentino, NOA), San Juan (Nuevo Cuyo) y Santa Cruz (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). La provincia de Santa Cruz en la Patagonia constituye una excepción, con un nivel socioeconómico muy alto registra los niveles de fecundidad adolescente más elevados del país. Por otro lado, Catamarca ilustra el caso contrario, con muy bajo nivel socioeconómico y tasa de fecundidad adolescente de las más bajas del país. En la Figura AII-1 del Anexo II se

¹¹ Se utiliza la regionalización propuesta por MECON (2011). NOA: Salta, Jujuy, Tucumán, Catamarca y Santiago del Estero; NEA: Formosa, Chaco, Misiones y Corrientes; Nuevo Cuyo: Mendoza, San Juan, San Luis y La Rioja; Patagonia: La Pampa, Neuquén, Río Negro, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego; Centro y Buenos Aires: Córdoba, Santa Fe, Entre Ríos, Buenos Aires y CABA.

muestra la evolución de la fecundidad adolescente por provincia, para el período comprendido entre 1991 y 2011.

Figura 2. Fecundidad adolescente, Argentina, tasas por provincia, 2011.
(nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰).



Fuente: elaboración propia a partir de la base de Estadísticas Vitales (2011) provista por DEIS y Estimaciones y proyecciones de población (INDEC).

Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

En cuanto a la salud de la madre y el recién nacido, las madres menores de 20 años 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),¹² 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): el porcentaje de nacimientos pre-término y con bajo peso al

¹² 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, y riesgo intermedio para las madres mayores de 34 años.

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 pretérmino (<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

Fuente: elaboración propia a partir de la base de Estadísticas Vitales 2012 provista por DEIS.

Notas: (1) Cada 100 nacidos vivos. (2) Cada 1000 nacidos vivos. (3) Cada 10000 nacidos vivos.

Según distintas fuentes de información, el porcentaje de adolescentes que dieron a luz producto de un embarazo no intencional ni inicialmente deseado asciende a: 45% según la Encuesta Nacional sobre Salud Sexual y Reproductiva ENSSyR de 2013, 53% según datos del Sistema Informático Perinatal SIP de 2010 y 60% según la Encuesta reproductiva a adolescentes tardías y jóvenes ERATJO realizada en cuatro provincias argentinas en 2012 (Binstock y Gogna, 2014).¹³ A pesar de la discrepancia en las cifras, se puede afirmar que la fecundidad temprana en Argentina refleja problemas en el ejercicio de los derechos sexuales y reproductivos, ya que una proporción importante de los nacimientos de madres adolescentes no son intencionales ni inicialmente deseados. 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 intencionales, 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 intencional, es necesario indagar acerca de los

¹³ La ERATJO fue realizada en 2012, a mujeres adolescentes (de 18 a 19 años) y jóvenes (de 20 a 24 años) de cuatro provincias argentinas (en las ciudades capitales de Misiones, Chaco y Santiago del Estero y en las regiones sanitarias V y VII de la provincia de Buenos Aires). Cabe señalar que, en todas las fuentes de información consideradas, la pregunta indaga si la adolescente quería quedar embarazada en ese momento, y se consideran las opciones de respuesta “no quería” o “hubiese preferido esperar” como embarazos no intencionales. Sin embargo, un embarazo no planeado puede convertirse en uno deseado si la joven continúa adelante con el mismo, adaptando sus expectativas y deseos frente a la llegada del hijo.

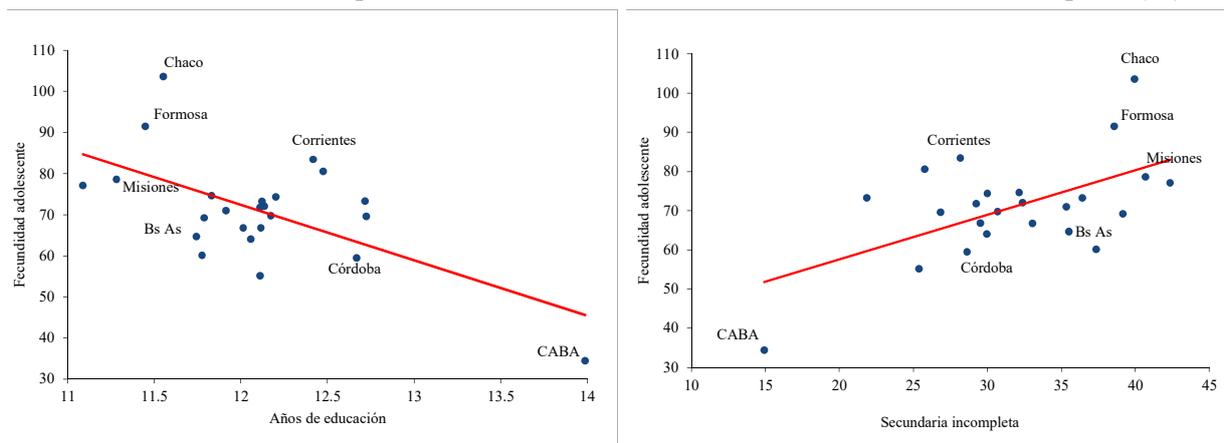
determinantes socioeconómicos de la misma, siendo la educación uno de los principales.

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...*”. La Figura 3 muestra la fuerte relación negativa entre la tasa de fecundidad adolescente provincial y los años de educación promedio de las mujeres adultas (25 a 40 años) de cada provincia (Panel A), así como también la fuerte relación positiva entre la fecundidad adolescente y el porcentaje de mujeres adultas que no completó los estudios secundarios (Panel B).

Figura 3. Fecundidad adolescente (nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, %) y educación (mujeres 25-40), Argentina, datos por provincia, 2011.

A. Años de educación promedio

B. Población con secundaria incompleta (%)



Fuente: elaboración propia a partir de la base de Estadísticas Vitales (2011) provista por DEIS, Estimaciones y proyecciones de población (INDEC) y Encuesta Permanente de Hogares SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).
Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

III. Estrategia empírica

La estrategia empírica propone identificar el efecto causal de la educación sobre la fecundidad adolescente mediante la aplicación de un enfoque de Variables Instrumentales para hacer frente a la endogeneidad presente en el vínculo de ambas variables. Siguiendo a Black y otros (2008), Silles (2011), Cygan-Rehm y Maeder (2013) y Alzúa y otros (2016), se utiliza una reforma educativa que extendió el número

de años de escolaridad obligatoria en Argentina (Ley Federal de Educación) como instrumento para la educación. La estrategia de identificación aprovecha la variación exógena en la educación generada a partir de la implementación escalonada de la reforma, que fue impulsada por razones políticas no correlacionadas con las tendencias de fecundidad.

III.1. La Ley Federal de Educación de 1993

En abril del año 1993 se sanciona la Ley Federal de Educación N° 24195 (en adelante LFE), con el objetivo de disminuir los niveles de deserción escolar garantizando el acceso a la educación básica de todos los habitantes. La LFE 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. Se observa que el cambio en la obligatoriedad afecta a los adolescentes que tienen hasta 14 años al momento de implementación de la reforma, y a las cohortes más jóvenes. Si bien se presenta la edad teórica que corresponde a cada grado, debe tenerse en cuenta que en Argentina los niveles de sobreedad son elevados (18.8% en el nivel primario y 38.1% en el nivel secundario).¹⁴

¹⁴ Las tasas de sobreedad provienen de datos del Relevamiento Anual 2011 de la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa del Ministerio de Educación de la Nación (DINIECE).

Cuadro 2. El sistema educativo argentino, previo y posterior a la LFE

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

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

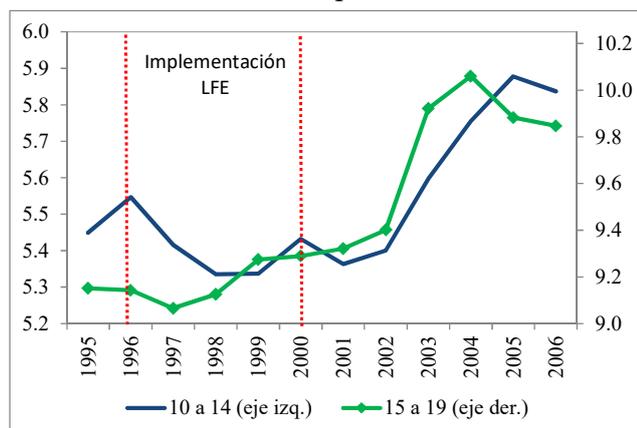
Notas: las celdas sombreadas indican los tramos obligatorios de cada sistema. EGB: Educación General Básica.

LFE: Ley Federal de Educación N° 24195 de 1993.

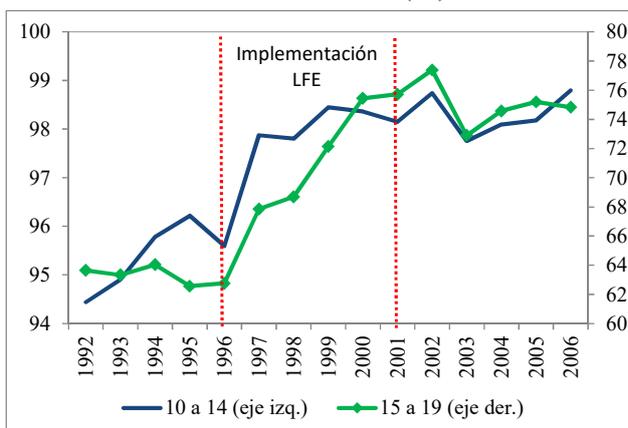
Uno de los objetivos principales de la LFE era reducir la alta tasa de deserción en los primeros años de educación secundaria. En efecto, la implementación de la reforma aumentó el acceso a la educación secundaria y también mejoró las trayectorias escolares (reduciendo la repetición y abandono); Crosta, 2007. A modo ilustrativo, la Figura 4 muestra la evolución previa y posterior a la implementación de la reforma de los años de educación promedio (Panel A) y la tasa de asistencia escolar (Panel B). Se observa un aumento importante de los años de educación luego de la implementación de la LFE, aunque con cierto rezago, los años de educación promedio de los jóvenes entre 10 y 14 años crecieron desde 5.4 en el año 1995 a 5.9 una década después, mientras que para los adolescentes de 15 a 19 el aumento fue desde 9.2 a 9.9. El aumento en la tasa de asistencia fue más inmediato, los jóvenes de 10 a 14 años aumentaron su tasa de matriculación en 2 p.p. desde 96% en el año 1995 hasta 98% en 2001; por su parte la asistencia escolar de los jóvenes de 15 a 19 creció fuertemente desde 63% a 76% en igual período (aumento de 13 p.p.).

Figura 4. Resultados educativos e implementación de la LFE, Argentina.

A. Años de educación promedio, 1995-2006.



B. Tasa de asistencia escolar (%), 1992-2006.



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

Notas: (A) Los años de educación se encuentran disponibles desde 1995; (B) Porcentaje de la población de una edad concreta matriculada, independientemente del nivel educativo. Se presentan los resultados para 10-14 y 15-19 años, grupos de edad relevantes para el análisis de la fecundidad adolescente.

LFE: Ley Federal de Educación N° 24195 de 1993.

Asimismo, la LFE tuvo otros efectos positivos no intencionados: un impacto positivo en los resultados laborales de aquellos jóvenes pertenecientes a hogares que superan la línea de pobreza (Alzúa y otros, 2015) y una reducción de la delincuencia juvenil (López, 2012).

A partir de la Ley de Descentralización Educativa N° 24049 del año 1991, la educación pública argentina se administra y financia a nivel provincial. La adopción de la LFE requirió para su financiamiento de mayores partidas presupuestarias del gobierno nacional a los gobiernos provinciales, para afrontar los costos de construcción de nuevos establecimientos educativos (o ampliación de los existentes) y los mayores requerimientos docentes, dado que la cantidad de niños en las escuelas aumentaría como consecuencia del incremento de los años obligatorios. Aquellas provincias gobernadas por el mismo partido que el nacional, contaron con holgura financiera para implementar la reforma de manera temprana y masiva (Alzúa y otros, 2015).

Las autoridades educativas provinciales comenzaron la aplicación de la LFE entre los años 1996 y 2000, con excepción de Río Negro y CABA que nunca implementaron la reforma. A su vez, no en todas las provincias se siguió una política de implementación total (algunas realizaron pruebas piloto al comienzo para luego extender su implementación a todas las escuelas de la provincia), por lo que la matrícula que se ve afectada por la LFE no siempre es la totalidad. Por otra parte, la adopción fue

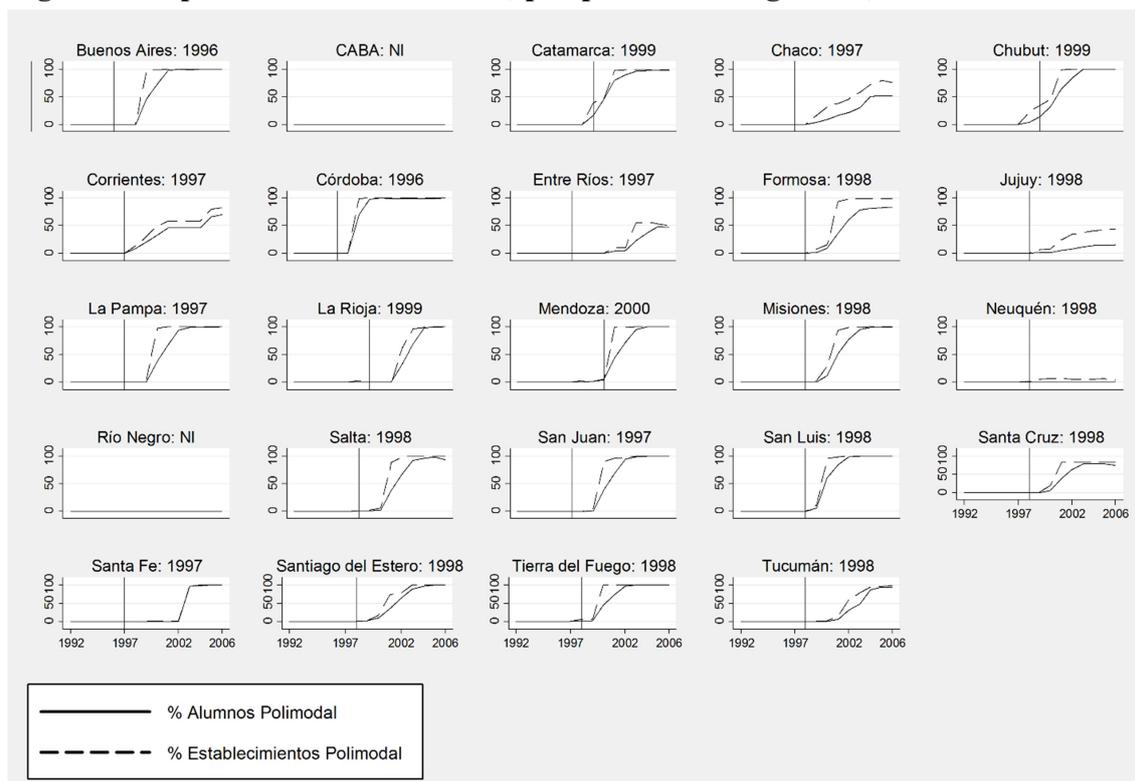
progresiva (es decir, las cohortes eran incluidas a medida que estaban en condiciones de ingresar al EGB 3), por lo que el nuevo sistema tardó en extenderse a los años superiores, en particular al Polimodal (Crosta, 2007). En definitiva, para un año dado, el grado de exposición de los jóvenes a la reforma educativa varía según su cohorte de nacimiento y provincia de residencia.

La Figura 5 muestra para cada provincia el momento de inicio de aplicación de la LFE y la cantidad de establecimientos en donde se imparte el Polimodal (uno de los ciclos nuevos establecidos por la reforma) y el número de alumnos inscriptos en dicho ciclo. Como se observa, exceptuando a Río Negro y CABA que nunca implementaron la reforma, la mayoría de las provincias llega al año 2006 con un alto grado de adhesión (más del 70% de sus alumnos matriculados en Polimodal); sin embargo, existen provincias con la mitad de sus estudiantes inscriptos en Polimodal (Chaco y Entre Ríos) y provincias como Jujuy y Neuquén con menos del 15% de alumnos matriculados en Polimodal.

En el año 2007, con la Ley Nacional de Educación N° 26206, se propone regresar a la antigua estructura de niveles educativos y se extiende nuevamente la escolaridad obligatoria hasta completar el nivel secundario. De este modo, se incrementa de diez a trece el número de años obligatorios de escolaridad. Para intentar capturar únicamente el efecto de la LFE, se optó por excluir de las estimaciones el período de vigencia de la nueva norma educativa; es decir, se utilizará información hasta el año 2006 inclusive.

Por último, es importante destacar que la LFE no incorpora contenidos específicos de educación sexual en el currículo escolar; si bien establece entre los objetivos de la EGB adquirir hábitos de higiene y de preservación de la salud en todas sus dimensiones (artículo 15 inciso f) y entre los objetivos del ciclo Polimodal favorecer la preservación de la salud psicofísica de los jóvenes (artículo 16 inciso g). Recién en el año 2006 se sanciona una ley específica, la Ley N° 26150 de Educación Sexual Integral que establece el derecho de todos los educandos a recibir educación sexual integral y crea el Programa Nacional de Educación Sexual Integral (ESI), a cargo del Ministerio de Educación. Sin embargo, la implementación de la ley es aún muy incipiente (UNFPA, 2016). A los efectos del análisis empírico realizado, no hay superposición entre el período de vigencia de la ley de ESI y el período de análisis de este Capítulo.

Figura 5. Implementación de la LFE, por provincia. Argentina, 1992-2006.



Fuente: la información sobre el año de inicio de implementación de la LFE corresponde a Crosta (2007) y el porcentaje de implementación de Polimodal (alumnos y establecimientos) proviene de DINIECE.

Notas: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires. NI No implementa.

“Provincia: año” indica el año de inicio de implementación de la LFE, señalado en los gráficos por una línea vertical.

III.2. Datos

Como se mencionó anteriormente, para un año dado, el grado de exposición de los jóvenes a la reforma educativa varía según su cohorte de nacimiento y provincia de residencia. Por esto se decidió trabajar con un panel de datos definido a nivel de cohorte y provincia, con periodicidad anual. A continuación se detalla la información utilizada para construir dicho panel.

A los efectos del presente análisis, interesaría conocer la proporción de adolescentes embarazadas independientemente del resultado del embarazo, es decir la tasa de embarazo adolescente. Sin embargo, la información disponible sólo permite observar los embarazos que finalizan en nacimientos. Por esta razón se utiliza como *proxy* de la tasa de embarazo a la tasa de fecundidad que, si bien puede diferir debido a la existencia

de abortos voluntarios¹⁵ y defunciones fetales, es la mejor de las alternativas disponibles. Dado que la mayoría de los embarazos que ocurren durante el año lectivo t (de marzo a diciembre) se verán reflejados en los nacimientos del año siguiente, se trabaja con las tasas de fecundidad adelantadas un año, es decir, del período $t+1$.

“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 (...)” (Pantelides y Binstock, 2007). Debido a que el número de nacimientos de madres con 12 años o menos es muy bajo y volátil (algunas provincias no registran nacimientos para algunos años), se decidió trabajar con los nacimientos de jóvenes entre 13 y 19 años.

La tasa específica de fecundidad indica el número de nacidos vivos¹⁶ por cada grupo de mil mujeres de determinada edad durante un año determinado. Para el cálculo de las tasas de fecundidad se utilizó información sobre el número de nacidos vivos de DEIS, que se encuentra disponible con frecuencia anual a partir de 1991, desagregado por provincia de residencia y edad simple de la madre.¹⁷ 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

¹⁵ Debido a la naturaleza ilegal del aborto voluntario, la información al respecto es escasa, resultando difícil dimensionar su magnitud. *“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, 2014). 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.

¹⁶ 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).

¹⁷ Se estima que en 2001 la omisión del registro de nacimiento alcanzaba a 6% al cabo de un año de ocurrido el nacimiento y 3% si se incluyen las inscripciones tardías. A partir de 2003, con el establecimiento de la gratuidad del Documento Nacional de Identidad al nacimiento en la 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).

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).

Las variables educativas que se utilizan son los años de educación promedio y la tasa de asistencia escolar, desagregando por provincia, año y edades simples, obtenidas en base a la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC (EPH) de la Base SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).¹⁸ Si bien esta información se encuentra disponible a partir de 1995,¹⁹ no todas las provincias están presentes en la EPH desde entonces: Catamarca, Chaco, Corrientes, Formosa, La Rioja, Mendoza, Misiones y Tucumán se incorporan a la muestra en el año 1998, mientras que Río Negro lo hace en 2007. Por este motivo, la provincia de Río Negro quedó fuera del análisis.

Una limitación importante de los datos, que es preciso tener en cuenta, es que la información de educación se obtiene de la EPH que cubre aglomerados urbanos de más de cien mil habitantes; en cambio, las tasas de fecundidad corresponden a toda la población. Lamentablemente, no es posible desagregar la información de DEIS para excluir los nacimientos de madres que residen en zonas con menos de cien mil habitantes, por lo que ambas fuentes de información no son estrictamente comparables.

Para medir la adopción de la reforma educativa por parte de una provincia se utilizan dos indicadores complementarios. En primer lugar, Crosta (2007) analiza cuándo inicia cada provincia la aplicación de la LFE; a partir de esta información se identifica a las cohortes con 14 años cumplidos en el año de implementación. Se construye una variable binaria que toma valor uno para dicha cohorte y las más jóvenes luego del inicio; y cero en otro caso (véase Figura AII-2 del Anexo II). En segundo lugar,

¹⁸ 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. Se trabaja con las encuestas correspondientes al primer semestre de cada año.

¹⁹ La EPH se encuentra disponible con cobertura nacional desde el año 1992, pero hasta el año 1994 inclusive los años de educación eran estimados por SEDLAC en base a la edad y nivel educativo. Recién a partir del año 1995 el entrevistado reporta los años de educación.

siguiendo a Alzúa y otros (2015) y López (2012), se considera el porcentaje de alumnos inscriptos en el nivel Polimodal (uno de los ciclos establecidos por la LFE).²⁰ Esta información proviene de los anuarios estadísticos de la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa del Ministerio de Educación de la Nación (DINIECE), disponibles desde 1998. Dado que las primeras provincias en comenzar a implementar la LFE lo hicieron en 1996, y que el nuevo sistema tardó en extenderse al Polimodal (ya que las cohortes eran incluidas a medida que estaban en condiciones de ingresar al EGB 3), se supone que el porcentaje de implementación del Polimodal para los años anteriores a 1998 es cero. En definitiva, se cuenta con información acerca de si una provincia puso en marcha (o no) la reforma educativa (margen extensivo) así como del nivel de implementación del Polimodal, que aproxima el grado de avance y difusión de la reforma a lo largo de cada provincia (margen intensivo).

También se utilizan el Producto Bruto Geográfico (PBG) y la tasa de desempleo, para reflejar el ciclo económico 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. La tasa de desempleo proviene de la EPH de la base SEDLAC Argentina.

Por último, se incorporan algunos indicadores para controlar por el efecto de otras políticas públicas que puedan interferir, 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 mejorar la cobertura y calidad de los servicios de salud en niños menores de 6 años, mujeres embarazadas y puérperas que no posean obra social.²¹

²⁰ Si bien se cuenta también con el porcentaje de establecimientos en donde se imparte el Polimodal, el mismo presenta una correlación muy elevada (0.96) con el porcentaje de alumnos inscriptos en dicho ciclo, por lo que se decidió excluirlo del análisis.

²¹ El Programa Sumar (ex Plan Nacer) se propone reducir la morbilidad y mortalidad materno-infantil. Desde fines de 2004, el Ministerio de Salud de la Nación 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, 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

En suma, se construyó un panel de datos a nivel de cohorte de nacimiento y provincia de residencia, con periodicidad anual, para el período 1995-2006. Se incluyen las provincias de Buenos Aires, CABA, Chubut, Córdoba, Entre Ríos, Jujuy, La Pampa, Neuquén, Salta, San Juan, San Luis, Santa Cruz, Santa Fe, Santiago del Estero y Tierra del Fuego para todo el período; y las provincias de Catamarca, Chaco, Corrientes, Formosa, La Rioja, Mendoza, Misiones y Tucumán a partir de 1998. Las cohortes de nacimiento van desde 1977 a 1994, y son observadas para los años en que tienen 12 a 18 años (que se corresponde con los nacimientos de las jóvenes de 13 a 19). Se conforma un panel no-balanceado con un total de 1764 observaciones. El mismo contiene información acerca de fecundidad, educación, implementación de la reforma educativa y otras variables que reflejan el ciclo económico y políticas públicas vinculadas a las decisiones educativas y de fecundidad de las adolescentes. El Cuadro AII-1 del Anexo II resume los indicadores utilizados para realizar las estimaciones, el período para el que se encuentran disponibles y las fuentes de información consultadas.

III.3. Estrategia de identificación

Se consideran las siguientes ecuaciones:

$$(1) \quad FA_{c,j,t+1} = \alpha_1 Educ_{c,j,t} + \alpha_2 X_{j,t} + \alpha_3 \rho_{c,j} + \alpha_4 \sigma_t + \omega_{c,j,t}$$

$$(2) \quad Educ_{c,j,t} = \beta_1 InicioLFE_{c,j,t} + \beta_2 Polimodal_{j,t} + \beta_3 X_{j,t} + \beta_4 \rho_{c,j} + \beta_5 \sigma_t + \omega_{c,j,t}$$

$$(3) \quad FA_{c,j,t+1} = \gamma_1 InicioLFE_{c,j,t} + \gamma_2 Polimodal_{j,t} + \gamma_3 X_{j,t} + \gamma_4 \rho_{c,j} + \gamma_5 \sigma_t + \omega_{c,j,t}$$

Donde $FA_{c,j,t+1}$ en la Ecuación 1 es la tasa de fecundidad de las adolescentes de la cohorte c , de la provincia j , en el año $t+1$; $Educ_{c,j,t}$ son los años de educación promedio y la tasa de asistencia escolar de la cohorte c , de la provincia j , en el año t ; $X_{j,t}$ contiene un *set* de covariables que capturan nivel de actividad, desocupación, gasto público en educación y salud, y el Programa Sumar (ex Plan Nacer) de la provincia j , en el año t ;

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.

σ_t es un conjunto de *dummies* que indican el año (controlando por la presencia de *shocks* a nivel agregado); el término $\rho_{c,j}$ controla la presencia de heterogeneidad no observada a nivel de cohorte/provincia; y los errores estándar agrupados a nivel cohorte/provincia $\omega_{c,j,t}$.²²

Cabe señalar que la mayoría de los embarazos que ocurren durante el año lectivo (de marzo a diciembre) se verán reflejados en los nacimientos del año siguiente. Por esto, si la asistencia a la escuela de una joven de la cohorte c disminuye su probabilidad de quedar embarazada durante el año escolar t , se reducirán los nacimientos de dichas jóvenes en $t+1$.

Al estimar la Ecuación 1 se debe tener en cuenta que el término de error está correlacionado con la variable explicativa de interés (educación) debido a la presencia de dos fuentes de endogeneidad: causalidad inversa o simultaneidad y sesgo de selección o variables omitidas (Azevedo, Favara y otros, 2012).

El sesgo de selección o variables omitidas se explica ya que 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. Las decisiones educativas y de fecundidad se ven afectadas por la religión, normas y costumbres del hogar de origen de las jóvenes. En este sentido, son factores que se determinan en la infancia y permanecen constantes en el tiempo. La ventaja de contar con un panel de datos es que permite corregir esta heterogeneidad no observada, que no varía en el tiempo, mediante la incorporación de efectos fijos por cohorte/provincia. Sin embargo, persisten otras variables omitidas como la propensión al riesgo, que afecta tanto a las decisiones de fecundidad como educativas, que sí varían en el tiempo (y en particular, es muy cambiante durante la adolescencia).

Por otro lado, la causalidad inversa o simultaneidad se explica ya que las decisiones educativas afectan a las decisiones de fecundidad, pero al mismo tiempo las decisiones de fecundidad afectan a las educativas.

²² Se agrupan los errores estándar a nivel de cohorte/provincia para corregir por la presencia de correlación serial (Angrist y Pischke, 2009).

La presencia de endogeneidad implica que las estimaciones convencionales por Mínimos Cuadrados, incluso habiendo corregido por heterogeneidad no observada incorporando efectos fijos, sobreestimarán el “verdadero” efecto negativo de la educación sobre las decisiones de fecundidad de las jóvenes.

Para corregir por la presencia de factores inobservables que varían en el tiempo y de causalidad inversa, se aplica el método de variables instrumentales (en adelante VI). Se utiliza como instrumento una reforma educativa, la LFE Argentina de 1993, que extendió los años de educación obligatorios. Este tipo de reformas educativas suelen ser utilizadas como instrumentos; en particular, para el análisis de la fecundidad adolescente (Black y otros, 2008; Silles, 2011; Cygan-Rehm y Maeder, 2013; y Alzúa y otros, 2016). En este sentido, la obligatoriedad del sistema educativo afecta la decisión de permanecer en el mismo (además la reforma fue acompañada de ampliaciones en la oferta educativa), pero, condicional al vector de características relevantes $X_{j,t}$ y a los efectos fijos por año y cohorte/provincia, no debería afectar las decisiones de fecundidad, excepto a través de la propia elección de continuar estudiando o no.

El estimador de VI puede obtenerse por el método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (en adelante MC2E). En primer lugar, se estima la Ecuación 2 donde $InicioLFE_{c,j,t}$ indica si la cohorte c , de la provincia j , se ve afectada por la reforma educativa en el año t (margen extensivo); y $Polimodal_{j,t}$ indica la proporción de alumnos de la provincia j inscriptos en Polimodal en el año t (margen intensivo). El método de MC2E permite combinar más de un instrumento en un sólo índice; en este caso, el número de instrumentos (dos) es mayor al número de variables endógenas (una) por lo que se trata de un modelo sobreidentificado. Las covariables $X_{j,t}$ son exactamente las mismas que en la Ecuación 1; también se incluyen *dummies* temporales (σ_t) y por cohorte/provincia ($\eta_{c,j}$). La estimación de la Ecuación 2 permite extraer la variación exógena de la educación a partir de la reforma, obteniendo $Edu\hat{c}_{c,j,t}$ que, en la segunda etapa, se sustituye en la Ecuación 1 para obtener una estimación del coeficiente de interés α_1 . Se interpreta a este coeficiente como medida del efecto capital humano cuando se utilizan los años de educación, y como medida del efecto “incapacitación” cuando se utilizan las tasas de asistencia escolar.

Si sustituimos la Ecuación 2 en 1, hallamos una forma reducida de la relación entre la LFE y la fecundidad adolescente, obteniendo la Ecuación 3. Angrist y Pischke (2009) establecen que si no se encuentra la relación causal de interés en la forma reducida, es probable que no exista. La transformación *within* de la Ecuación 3 se estimará por MCO.

III.4. Validez interna

Las estimaciones por VI pueden interpretarse como efectos causales para aquellos jóvenes que modifican su decisión de permanecer en el sistema educativo según la legislación que extiende la obligatoriedad (*compliers*),²³ si se cumplen los siguientes supuestos:

- (i) Independencia; la exposición a la legislación es tan buena como si fuese asignada de modo aleatorio, condicional en las variables de control incluidas.
- (ii) Restricción de exclusión; la reforma educativa no debería afectar las decisiones de fecundidad, excepto a través de la propia elección de continuar estudiando o no.
- (iii) Primera etapa; la reforma educativa debe afectar los resultados educativos, y este efecto no puede ser débil.
- (iv) Monotonicidad; no existe el grupo de *defiers* (jóvenes que son inducidos por la nueva legislación a cambiar su decisión de asistir a la escuela pero en sentido contrario al esperado, es decir son inducidos a abandonar antes de completar el nivel mínimo obligatorio).

Un instrumento que es tan bueno como asignado al azar, afecta el resultado a través de un único canal conocido, tiene una primera etapa, y afecta el canal causal de interés sólo en una dirección, puede ser utilizado para estimar el efecto causal promedio (ATE, por

²³ La población se divide en cuatro grupos, definidos por la forma en que reaccionan frente a la ampliación de la escolaridad obligatoria: quienes son inducidos por la legislación que amplía la escolarización obligatoria a permanecer en la escuela, y que de otro modo hubiesen desertado (*compliers*); aquellos jóvenes que de todos modos iban a continuar con sus estudios, independientemente de la obligatoriedad de hacerlo (*always-takers*); quienes iban a abandonar los estudios de todos modos (*never-takers*); y jóvenes que son inducidos por la nueva legislación a cambiar su decisión de asistir a la escuela pero en sentido contrario al esperado, es decir son inducidos a abandonar antes de completar el nivel mínimo obligatorio (*defiers*).

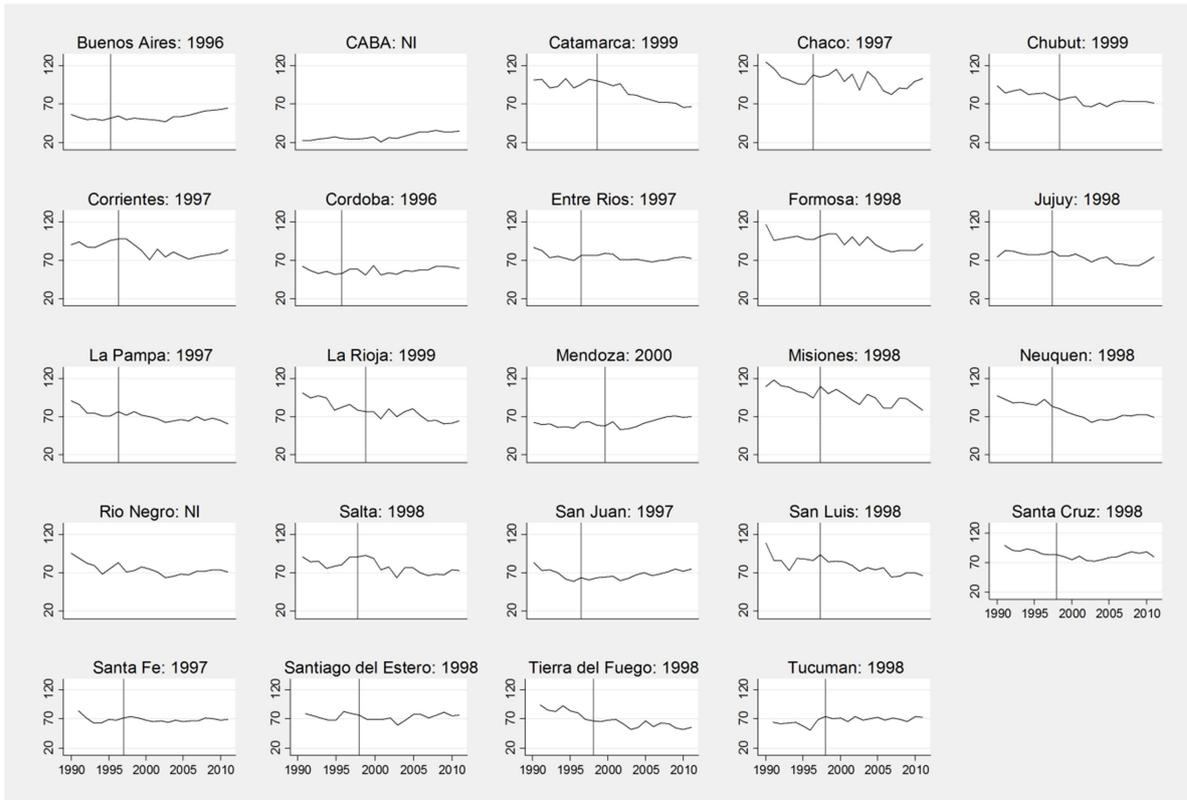
sus siglas en inglés) en el grupo afectado por el instrumento (*compliers*). El efecto estimado será un efecto local (LATE). En esta sección se discute la validez de estos cuatro supuestos.

En primer lugar, el supuesto de independencia falla si el *timing* y grado de implementación de la reforma está correlacionado con el nivel de fecundidad preexistente en las provincias. Como se mencionó, la adopción de la reforma requería a cada gobierno provincial mayores partidas presupuestarias por parte del gobierno nacional, que les permitiera afrontar los costos asociados. Una provincia gobernada por el mismo partido político que el nacional, tenía mayor probabilidad de implementar la LFE (Alzúa y otros, 2015).²⁴ Esto sugiere que el *timing* y grado de adopción de la reforma educativa respondió a la afinidad política entre el gobierno nacional y los distintos gobiernos provinciales y no estuvo vinculado al nivel prevaleciente de fecundidad adolescente en cada provincia ni tampoco a los niveles de asistencia escolar. La Figura 6 apoya la exogeneidad de la implementación de la reforma respecto a las decisiones de fecundidad. En la mayoría de las provincias, las reformas tuvieron lugar cuando las tasas de fecundidad adolescente disminuían o se mantenían estancadas, lo que sugiere que el momento de las reformas no se debió a las tendencias de fecundidad en particular. Por su parte, la Figura 7 apoya la exogeneidad de la implementación de la reforma respecto a las tasas de asistencia escolar.

²⁴ Alzúa y otros (2015) estiman la probabilidad de implementar la reforma mediante *hazard models*. La única variable que resultó significativa en la mayoría de las especificaciones fue el partido político del gobierno provincial.

Figura 6. Tasas de fecundidad adolescente e implementación de la LFE, por provincia, Argentina, 1991-2011.

(nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰).

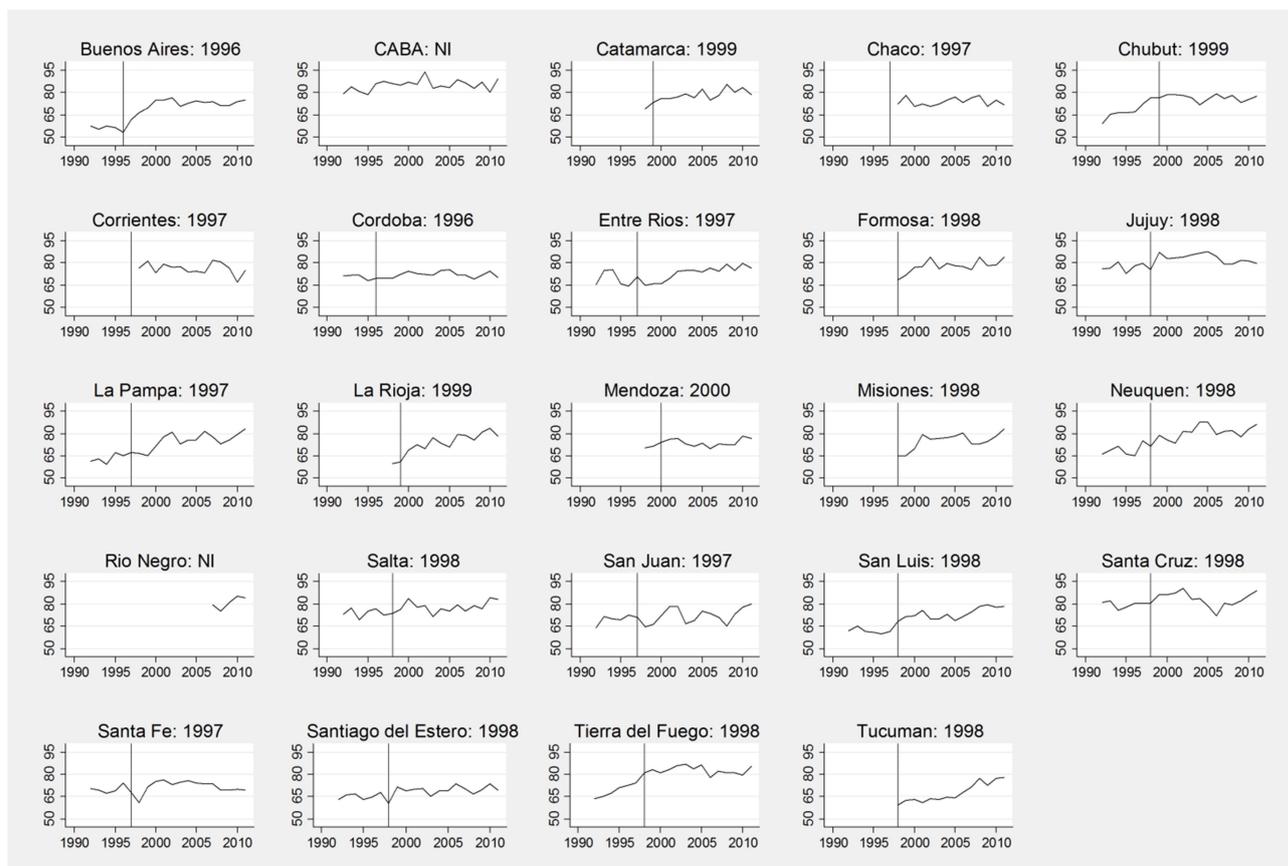


Fuente: elaboración propia a partir de la base de Estadísticas Vitales (2011) provista por DEIS y Estimaciones y proyecciones de población (INDEC) para las tasas de fecundidad adolescente; y Crosta (2007) para el año de inicio de implementación de la LFE.

Notas: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires. NI No implementa.

“Provincia: año” indica el año de inicio de implementación de la LFE, señalado en los gráficos por una línea vertical.

Figura 7. Tasas Brutas de Asistencia Escolar e implementación de la LFE, por provincia, Argentina, 1991-2011.
(adolescentes 15-19 años, %).



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares (INDEC) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial) para las tasas de asistencia escolar y Crosta (2007) para el año de inicio de implementación de la LFE.

Notas: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires. NI No implementa. Las tasas brutas de asistencia escolar se calculan como el porcentaje de adolescentes 15-19 años que asiste al sistema educativo, independientemente del nivel.

“Provincia: año” indica el año de inicio de implementación de la LFE, señalado en los gráficos por una línea vertical.

En segundo lugar, el supuesto de independencia también puede fallar en presencia de movilidad regional selectiva. En otras palabras, podría suceder que los padres de adolescentes en edad escolar decidan trasladarse a otra provincia en respuesta al grado de avance de la reforma. Como los datos disponibles no contienen información retrospectiva, el instrumento se basa en la provincia de residencia actual que podría ser - al menos en parte- un resultado de la reforma. Sin embargo, un análisis de la Encuesta de Hogares de Argentina del año 2000 muestra que, del total de la población femenina entre 13 y 19 años, tan sólo un 3.5% ha migrado recientemente (hace menos de cinco años) de ciudad. Esta es una cota superior ya que incluye a quienes migran de ciudad dentro de una misma provincia, y por tanto, se encuentran bajo el mismo régimen

educativo. Esta evidencia indica que la movilidad regional del grupo de referencia no es motivo de preocupación.

Con respecto a la restricción de exclusión, si la reforma educativa estuvo acompañada de cambios en la calidad de la educación, y la misma es una variable omitida en la Ecuación 1, la estrategia de identificación no sería válida (Holmlund y otros, 2011). Sin embargo, la evidencia disponible sugiere que la reforma educativa no fue acompañada de un cambio sustancial en la calidad. Bet (2008) estima el impacto de la LFE sobre la calidad de la educación secundaria. El autor encuentra que la reforma no mejoró el rendimiento en matemáticas. Si bien encuentra una leve mejora en el rendimiento en lectura, el efecto es bastante heterogéneo y depende de las características de la escuela. Para mitigar esta preocupación, se incluyó el gasto público en educación como covariable (si bien el gasto público en educación no necesariamente es una buena *proxy* de la calidad escolar, no se cuenta con otro indicador en la información disponible).

Otra preocupación vinculada a la restricción de exclusión es que la reforma educativa podría afectar la fecundidad adolescente por otros canales relacionados con el mercado laboral. Primero, extender la escolaridad obligatoria podría aumentar la oferta de trabajo de los padres de los jóvenes. Sin embargo, la reforma afectó principalmente a jóvenes de 13 a 15 años, o incluso mayores (teniendo en cuenta los niveles de sobreedad), por lo que no parece plausible suponer que los padres modificaran la cantidad de horas trabajadas debido a la reforma. Segundo, la reforma educativa podría afectar las oportunidades laborales de los adolescentes, afectando su fecundidad. En este sentido, Alzúa y otros (2015) presentan evidencia de que la reforma no tuvo efectos en los resultados laborales de los jóvenes que se encuentran bajo la línea de pobreza, únicamente encuentran efectos para los jóvenes que superan este umbral. Tercero, la reforma educativa también podría afectar las aspiraciones y expectativas laborales, postergando la maternidad. Sin embargo, la evidencia no sugiere cambios importantes en las expectativas: no hay evidencia de cambios significativos en la calidad de la educación (Bet, 2008), el cambio en los planes de estudio no fue muy importante y no mejoraron las oportunidades laborales de la población pobre (Alzúa y otros, 2015). De todos modos, para controlar por cambios en el mercado laboral, se incorporó en las estimaciones la tasa de desempleo, siguiendo a Black y otros (2008).

La condición previa para utilizar la reforma como instrumento de la educación es la existencia de una primera etapa fuerte entre la LFE y el logro educativo, que se verifica en la sección IV.2. En la Figura 4 se presentó evidencia preliminar (no condicional) del efecto de la reforma educativa sobre los años de educación y la tasa de asistencia escolar. Además, Crosta (2007) y Alzúa y otros (2015) mostraron evidencia que abona esta hipótesis.

Por último, parece razonable asumir monotonicidad, es decir que no hay jóvenes que deciden abandonar la educación secundaria a raíz de que la LFE la vuelve obligatoria (*defiers*).

En esta sección, se discutió la validez interna de los dos indicadores de adopción de la LFE como instrumentos para la educación en el modelo de fecundidad. Sin embargo, cabe preguntarse acerca de la validez externa; en otras palabras, cuál es el valor predictivo del efecto local estimado (LATE) en un contexto diferente. El LATE identifica el efecto causal para los estudiantes que fueron inducidos a continuar sus estudios por la ampliación de la escolaridad obligatoria (*compliers*). Cabe señalar que sólo es posible extrapolar este efecto a toda la población si se asume que los efectos son homogéneos, un supuesto bastante restrictivo.

IV. Resultados

IV.1. El efecto de la reforma educativa sobre la fecundidad adolescente

El Cuadro 3 muestra los resultados de estimar la forma reducida del modelo. Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, donde se regresa la tasa de fecundidad adolescente en la adopción de la LFE, medida a partir de la variable binaria que indica el año de inicio de aplicación de la ley y del porcentaje de alumnos inscriptos en el ciclo Polimodal.

Los resultados señalan que la adopción de la reforma educativa (Inicio LFE) reduce la fecundidad adolescente entre 7.5 y 7.6 nacimientos cada mil adolescentes de entre 13 y

19 años. Por su parte, el coeficiente asociado al porcentaje de alumnos inscriptos en el Polimodal no resultó significativo (columnas 1 a 3).

Estos resultados son robustos a la inclusión de covariables, que controlan por el ciclo económico (nivel de actividad y desempleo provincial) y políticas vinculadas a educación y fecundidad (gasto público provincial en educación, salud y beneficiarios del Programa Sumar, ex Plan Nacer). El coeficiente asociado a Inicio LFE se reduce ligeramente, ubicándose entre 7.3 y 7.4, pero mantiene el signo y el nivel de significatividad estadística. Por su parte, el coeficiente asociado al porcentaje de alumnos inscriptos en Polimodal tampoco resulta significativo en este caso (columnas 4 a 6).

En suma, la estimación de la forma reducida señala que la adopción de la reforma educativa por parte de una provincia (margen extensivo) resulta relevante para explicar las decisiones de fecundidad adolescente, mientras que su avance y propagación (margen intensivo) no. Por este motivo, en las siguientes secciones se presentan los resultados del modelo identificado únicamente para la variable binaria Inicio LFE.

Cuadro 3. El efecto de la reforma educativa sobre la fecundidad adolescente (forma reducida)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>LFE</i>	-7.518*** (2.446)		-7.632*** (2.43)	-7.333*** (2.368)		-7.415*** (2.346)
<i>Polimodal</i>		0.060 (0.038)	0.061 (0.039)		0.057 (0.038)	0.058 (0.038)
R2	0.925	0.924	0.925	0.926	0.926	0.926
Observaciones	1,764	1,764	1,764	1,764	1,764	1,764
Covariables	No	No	No	Si	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

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

Covariables: nivel de actividad, desocupación, gasto público en educación y salud, y Programa Sumar (ex Plan Nacer).

Todas las estimaciones contienen efectos fijos por cohorte/provincia y *dummies* anuales.

Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, donde se regresan las tasas de fecundidad adolescente en: la variable binaria de inicio de la LFE (columnas 1 y 4), el porcentaje de alumnos inscriptos en el ciclo Polimodal (columnas 2 y 5), y en ambos instrumentos simultáneamente (columnas 3 y 6).

IV.2. El efecto de la reforma educativa sobre la educación

Los resultados de estimar la Ecuación 2 en el caso identificado para años de educación (Panel A Cuadro 4) señalan que la adopción de la reforma incrementa los años de educación promedio de los jóvenes de las cohortes afectadas en 0.27 (columna 1). En particular, si consideramos sólo a las mujeres los años de educación aumentan en 0.24 (columna 2). Estos resultados son robustos a la inclusión de covariables, los coeficientes mantienen el signo y el nivel de significatividad estadística al 1%, aumentando ligeramente (columnas 3 y 4). El estadístico F supera en todos los casos el umbral informal de 10 que indica si un instrumento es débil. Sin embargo, el R2-parcial resulta bajo en todas las estimaciones.²⁵

El modelo sobreidentificado donde se instrumenta los años de educación mediante Inicio LFE y alumnos que cursan Polimodal (Panel B Cuadro 4) revela un aumento de 0.27 en los años de educación (0.25 si consideramos sólo a las mujeres) asociado a la adopción de la LFE (margen extensivo). En cambio, el instrumento vinculado a la implementación del Polimodal (margen intensivo) no resultó significativo en ningún caso. La incorporación de covariables no modifica sustancialmente los resultados. Si bien el estadístico F se encuentra por debajo del umbral de 10 al restringirnos a la población femenina, permite rechazar la hipótesis nula de no-significatividad de ambos instrumentos al 1%. Sin embargo, nuevamente el R2-parcial resulta bajo en todos los casos, señalando que la variabilidad de la reforma educativa contribuye poco a explicar la variabilidad de los años de educación.

En cuanto a la tasa de asistencia escolar, en el modelo identificado (Panel A Cuadro 5), los coeficientes estimados indican un aumento de la matriculación de los jóvenes en la escuela de 2.6 p.p. asociado a la adopción de la reforma educativa (2.9 p.p. si consideramos sólo a las mujeres). Estos resultados son robustos a la inclusión de

²⁵ En el caso de identificación exacta (un instrumento para una variable endógena) el estadístico F de la primera etapa coincide con el cuadrado del estadístico t de significatividad individual del instrumento. En el caso de sobreidentificación (dos instrumentos para una variable endógena) representa un test de significatividad conjunta de los instrumentos. Es usual considerar un umbral de 10 para este indicador, un estadístico F que no supera este umbral se asocia a un instrumento débil (no obstante, este umbral se trata de una regla informal establecida por Stock y otros, 2002). El R2-parcial de la primera etapa refleja cuánto contribuye la variabilidad de la tasa de aborto legal adolescente (instrumento) a la variabilidad de la tasa de fecundidad adolescente (variable endógena).

covariables, los coeficientes mantienen el signo y el nivel de significatividad estadística, aumentando ligeramente (columnas 3 y 4). Los resultados del estadístico F se encuentran levemente por debajo del umbral de 10 (excepto en la columna 4). Los valores del R2-parcial resultan bajos en todos los casos.

El modelo sobreidentificado para la tasa de asistencia (Panel B Cuadro 5) presenta resultados muy similares al caso identificado para los coeficientes asociados al instrumento Inicio LFE (margen extensivo), coeficientes positivos y estadísticamente significativos al 1%. Nuevamente, el instrumento vinculado a la implementación del Polimodal (margen intensivo) no resultó significativo en ningún caso. Los coeficientes son robustos a la incorporación de covariables. En cuanto al estadístico F, si bien los resultados se encuentran por debajo del umbral de 10 igualmente permiten rechazar la hipótesis nula al 1%. Por último, los valores del R2-parcial resultan bajos en todos los casos.

En suma, la evidencia de la primera etapa señala un efecto positivo de la adopción de la reforma educativa (margen extensivo) de entre 0.24 y 0.27 años de educación adicionales; y un aumento de la tasa de asistencia escolar entre 2.6 y 3 p.p.; mientras que el avance y propagación de la reforma (margen intensivo) no habría tenido efectos. Estos resultados son robustos a la inclusión de covariables, que controlan por el ciclo económico (nivel de actividad y desempleo provincial) y políticas vinculadas a educación y fecundidad (gasto público provincial en educación, salud y beneficiarios del Programa Sumar, ex Plan Nacer). Si bien el estadístico F no alcanza en algunos casos el umbral informal de 10, alertando sobre la presencia de instrumentos débiles (problema que podría ocasionar estimaciones más imprecisas en la segunda etapa), igualmente permite rechazar la hipótesis nula de no-significatividad de los instrumentos. Sin embargo, el R2-parcial señala en todos los casos una baja contribución de la variabilidad de la LFE sobre la variabilidad de la educación.

Cuadro 4. El efecto de la LFE sobre los años de educación.
(estimaciones por MC2E: primera etapa).

	(1)	(2)	(3)	(4)
PANEL A - Modelo identificado				
<i>LFE</i>	0.27 *** (0.048)	0.24 *** (0.064)	0.27 *** (0.048)	0.25 *** (0.062)
R2 Parcial	0.0136	0.0080	0.0138	0.0083
Estadístico F	31.4 ***	14.8 ***	32.7 ***	16.0 ***
PANEL B - Modelo sobreidentificado				
<i>LFE</i>	0.27 *** (0.048)	0.25 *** (0.063)	0.27 *** (0.047)	0.25 *** (0.062)
<i>Polimodal</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
R2 Parcial	0.0149	0.0095	0.0157	0.0100
Estadístico F	16.6 ***	8.2 ***	17.4 ***	8.8 ***
Observaciones	1,718	1,718	1,718	1,718
Covariables	No	No	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

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

Covariables: nivel de actividad, desocupación, gasto público en educación y salud, y Programa Sumar (ex Plan Nacer).

Todas las estimaciones contienen efectos fijos por cohorte/provincia y *dummies* anuales.

Se presentan los resultados de la Primera etapa de MC2E (Ecuación 2). En el Panel A se regresan los años de educación (promedio de varones y mujeres columnas 1 y 3; sólo de la población femenina columnas 2 y 4) en la variable binaria de inicio de la LFE (modelo identificado). En el Panel B se regresan los años de educación en los dos instrumentos: la variable binaria de inicio de la LFE y el porcentaje de alumnos inscriptos en el ciclo Polimodal (modelo sobreidentificado).

Cuadro 5. El efecto de la LFE sobre la tasa de asistencia escolar.
(estimaciones por MC2E: primera etapa).

	(1)	(2)	(3)	(4)
<u>PANEL A - Modelo identificado</u>				
<i>LFE</i>	2.59 *** (0.88)	2.89 *** (0.925)	2.67 *** (0.875)	2.99 *** (0.9)
R2 Parcial	0.0042	0.0036	0.0044	0.0038
Estadístico F	8.6 ***	9.8 ***	9.3 ***	11.1 ***
<u>PANEL B - Modelo sobreidentificado</u>				
<i>LFE</i>	2.61 *** (0.876)	2.92 *** (0.924)	2.69 *** (0.871)	3.01 *** (0.897)
<i>Polimodal</i>	-0.012 (0.013)	-0.015 (0.015)	-0.011 (0.013)	-0.013 (0.014)
R2 Parcial	0.0052	0.0047	0.0053	0.0047
Estadístico F	5.3 ***	6.1 ***	5.6 ***	6.7 ***
Observaciones	1,718	1,718	1,718	1,718
Covariables	No	No	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

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

Covariables: nivel de actividad, desocupación, gasto público en educación y salud, y Programa Sumar (ex Plan Nacer).

Todas las estimaciones contienen efectos fijos por cohorte/provincia y *dummies* anuales.

Se presentan los resultados de la Primera etapa de MC2E (Ecuación 2). En el Panel A se regresan las tasas de asistencia escolar (de varones y mujeres columnas 1 y 3; sólo de la población femenina columnas 2 y 4) en la variable binaria de inicio de la LFE (modelo identificado). En el Panel B se regresan los años de educación en los dos instrumentos: la variable binaria de inicio de la LFE y el porcentaje de alumnos inscriptos en el ciclo Polimodal (modelo sobreidentificado).

IV.3. El efecto de la educación sobre la fecundidad adolescente

Los resultados para el modelo identificado (Panel A Cuadro 6) indican que la educación tiene un efecto causal significativo y negativo sobre la fecundidad adolescente: por cada año de educación adicional de los adolescentes, varones y mujeres, disminuye en 27.7 el número de hijos cada mil jóvenes de entre 13 y 19 años. Al considerar un año de educación adicional, pero únicamente de la población femenina, la reducción es aún mayor, alcanzando a 30.8. En el modelo sobreidentificado (Panel B), se observan resultados similares, aunque los coeficientes son ligeramente más altos en valor absoluto. La incorporación de covariables no modifica la significatividad de los coeficientes ni su signo, continúan siendo estadísticamente significativos al 1% y negativos, aunque resultan levemente menores en valor absoluto.

Asimismo, en el caso del modelo sobreidentificado, es posible realizar el test de sobreidentificación de Sargan-Hansen: la evidencia sugiere la validez de los instrumentos, ya que en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula.

En cuanto a los resultados para asistencia (Cuadro 7), por cada punto porcentual de aumento en la tasa de matriculación de la población adolescente se reducen 2.9 los nacimientos por cada mil jóvenes de entre 13 y 19 años; mientras que el mismo aumento en la tasa de matriculación femenina provoca una reducción de 2.6 nacimientos. Nuevamente, la estimación del modelo sobreidentificado (Panel B) presenta resultados similares, aunque los coeficientes son mayores en valor absoluto. El test de Sargan-Hansen no rechaza la hipótesis nula en ningún caso, sugiriendo la validez de los instrumentos.

En definitiva, se encuentra evidencia a favor de un impacto significativo y negativo de la educación sobre las decisiones de fecundidad de las jóvenes, tanto a través de un efecto capital humano (por cada año de educación adicional, la tasa de fecundidad adolescente cae entre 26.9 y 35.5 puntos por mil) como de un efecto “incapacitación” (por cada punto porcentual de aumento en la tasa de asistencia escolar, la tasa de fecundidad adolescente cae entre 2.4 y 3.3 puntos por mil).

Si bien llama la atención lo elevados que resultan los coeficientes estimados, deben interpretarse como efectos locales (LATE) asociados a la subpoblación de *compliers*. No necesariamente representan (solamente bajo el supuesto de efectos homogéneos) el impacto promedio de la educación sobre la fecundidad adolescente. En otras palabras, los efectos estimados se asocian a aquellos jóvenes cuya decisión de continuar sus estudios se vio alterada por la reforma educativa: deciden permanecer en el sistema educativo debido a la extensión de la obligatoriedad.

Cuadro 6. El efecto de los años de educación sobre la fecundidad adolescente, efecto capital humano.

(estimaciones por MC2E: segunda etapa).

	(1)	(2)	(3)	(4)
<u>PANEL A - Modelo identificado</u>				
<i>Años de educación</i>	-27.72 *** (8.804)	-30.76 *** (11.397)	-26.89 *** (8.557)	-29.56 *** (10.98)
<u>PANEL B - Modelo sobreidentificado</u>				
<i>Años de educación</i>	-31.97 *** (9.083)	-35.53 *** (12.196)	-30.82 *** (8.684)	-33.63 *** (11.421)
Sargan-Hansen (valor p)	0.252	0.447	0.356	0.511
Observaciones	1,718	1,718	1,718	1,718
Covariables	No	No	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

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

Covariables: nivel de actividad, desocupación, gasto público en educación y salud, y Programa Sumar (ex Plan Nacer).

Todas las estimaciones contienen efectos fijos por cohorte/provincia y *dummies* anuales.

Se presentan los resultados de la Segunda etapa de MC2E (Ecuación 1). En el Panel A se regresan las tasas de fecundidad en los años de educación (promedio de varones y mujeres columnas 1 y 3; sólo de la población femenina columnas 2 y 4), instrumentados por la variable binaria de inicio de la LFE (modelo identificado). En el Panel B se regresan las tasas de fecundidad en los años de educación instrumentados por la variable binaria de inicio de la LFE y por el porcentaje de alumnos inscriptos en el ciclo Polimodal (modelo sobreidentificado).

Cuadro 7. El efecto de la asistencia escolar sobre la fecundidad adolescente, efecto “incapacitación”.

(estimaciones por MC2E: segunda etapa).

	(1)	(2)	(3)	(4)
<u>PANEL A - Modelo identificado</u>				
<i>Tasa asistencia escolar</i>	-2.90 ** (1.181)	-2.60 *** (1.001)	-2.74 ** (1.094)	-2.45 *** (0.921)
<u>PANEL B - Modelo sobreidentificado</u>				
<i>Tasa asistencia escolar</i>	-3.32 *** (1.18)	-2.93 *** (1.006)	-3.12 *** (1.1)	-2.78 *** (0.936)
Sargan-Hansen (valor p)	0.591	0.664	0.554	0.599
Observaciones	1,718	1,718	1,718	1,718
Covariables	No	No	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

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

Covariables: nivel de actividad, desocupación, gasto público en educación y salud, y Programa Sumar (ex Plan Nacer).

Todas las estimaciones contienen efectos fijos por cohorte/provincia y *dummies* anuales.

Se presentan los resultados de la Segunda etapa de MC2E (Ecuación 1). En el Panel A se regresan las tasas de fecundidad en las tasas de asistencia escolar (de varones y mujeres columnas 1 y 3; sólo de la población femenina columnas 2 y 4), instrumentadas por la variable binaria de inicio de la LFE (modelo identificado). En el Panel B se regresan las tasas de fecundidad en las tasas de asistencia escolar instrumentadas por la variable binaria de inicio de la LFE y por el porcentaje de alumnos inscriptos en el ciclo Polimodal (modelo sobreidentificado).

V. Conclusiones

Este Capítulo aporta evidencia empírica sobre el impacto de la educación en la fecundidad adolescente en Argentina aplicando un enfoque de variables instrumentales, utilizando la reforma educativa de 1993 que aumentó la escolaridad obligatoria de siete a diez años como instrumento para la educación. La estrategia de identificación explota la variación exógena en la educación generada por la implementación escalonada de la reforma, que responde a la afinidad política entre los gobiernos centrales y provinciales (Alzúa y otros, 2015).

La reforma educativa tuvo un efecto significativo y positivo en los resultados educativos. La implementación de la reforma generó un aumento en los años de educación de 0.24 a 0.27 años adicionales, y un aumento en las tasas de matriculación escolar de 2.6 a 3 puntos porcentuales (margen extensivo). Sin embargo, el progreso y la expansión de la reforma no mostraron ningún impacto sobre el acervo de capital humano o la asistencia escolar (margen intensivo).

Los resultados sugieren un impacto causal significativo y negativo de la educación sobre las tasas de fecundidad adolescente. Este efecto negativo opera a través de un canal de capital humano (un año adicional de escolaridad reduce la tasa de fecundidad adolescente en aproximadamente 30 puntos por mil) y de un efecto “incapacitación” más débil (un aumento de un punto porcentual en la tasa de asistencia escolar reduce 3 nacimientos cada mil adolescentes). La Ley Federal de Educación redujo las tasas de repetición (Crosta, 2007), lo que puede explicar que el efecto “incapacitación” resulte más débil (similar a lo ocurrido en Malawi; Grant, 2015).

Si bien llama la atención lo elevados que resultan los efectos estimados, cabe señalar que se asocian únicamente a aquellos jóvenes cuya decisión de continuar sus estudios se vio alterada por la extensión de la obligatoriedad; y que este grupo no es necesariamente representativo de la población en general.

La reducción de la maternidad temprana es uno de los principales problemas de salud sexual y reproductiva que enfrentan los gobiernos de la región, y en particular de Argentina. Existe evidencia causal de que la educación juega un papel importante en los

procesos de toma de decisiones sobre fecundidad entre los adolescentes (Duflo y otros, 2015; Black y otros, 2008; Baird y otros, 2011; Cortés y otros, 2010 y 2016; Berthelon y Kruger, 2011; Silles, 2011; Cygan-Rehm y Maeder, 2013; y Novella y Ripani, 2016). Esta investigación contribuye a la literatura para el caso de Argentina, destacando el potencial de la educación como herramienta para reducir la fecundidad adolescente. La educación no sólo genera retornos privados, sino también externalidades positivas tales como la disminución de la fecundidad adolescente, que no siempre son tenidos en cuenta por los gobiernos a la hora de invertir en educación.

Anexo I. Revisión de la literatura: la educación como determinante de la fecundidad adolescente

	Metodología y datos		Principales Resultados
<p>Alzúa, Rodríguez y Villa (2016)</p> <p>“Can Education Reduce Teenage Pregnancy? Evidence from Latin America and the Caribbean”</p> <p>América Latina y el Caribe, 22 países.</p>	<p>Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria en los últimos 20 años, variación exógena de la cantidad de educación (en años).</p> <p>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.</p>	<p>Metodología: Variables instrumentales. Reformas educativas que modifican la escolaridad obligatoria como instrumento para la educación. Dos instrumentos: (i) variable <i>dummy</i> que vale 1 cuando se produce una reforma educativa; (ii) número de años de escolaridad obligatoria.</p> <p>Datos: Encuestas de Hogares SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial) desde 1980. Cohortes de mujeres nacidas entre 1965 y comienzos de los '90.</p>	<p>No hay efectos significativos de reducción de la fecundidad adolescente.</p> <p>Sí encuentran efectos significativos de reducción de la maternidad no-adolescente.</p>
<p>Baird, McIntosh y Ozler (2010)</p> <p>“Cash or Condition? Evidence from a Cash Transfer Experiment”</p> <p>Malawi, distrito de Zomba.</p>	<p>Diseño de evaluación experimental, asignación aleatoria entre los hogares que tuvieran una joven entre 13 y 22 años, que no hubiera estado casada, y que asistiera a la escuela al inicio del experimento, a tres grupos:</p> <p>(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;</p> <p>(ii) diseño no-condicional UCT: reciben el dinero sin condiciones;</p> <p>(iii) grupo de control, no recibe transferencia.</p>	<p>La transferencia reduce el costo de oportunidad de estudiar (además bajo el diseño CCT el cobro es condicional a asistir a la escuela), variación exógena de la cantidad de educación (en años).</p> <p>Metodología: Asignación aleatoria entre los hogares, estimador <i>within</i>.</p> <p>Datos: Panel de datos, línea de base y dos rondas de seguimiento: encuestas, registros escolares, pruebas de aprendizaje y entrevistas.</p>	<p>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.</p> <p>Resultados heterogéneos: UCT es más efectivo en retrasar embarazo y matrimonio en adolescentes mayores (+16).</p> <p>Sobre los resultados educativos, el diseño CCT resultó superior al UCT: reduce el abandono escolar y mejora el aprendizaje.</p>
<p>Berthelon y Kruger (2011)</p> <p>“Risky behavior among youth: Incapacitation effects of school on adolescent motherhood and crime in Chile”</p> <p>Chile.</p>	<p>Experimento natural: reforma educativa en 1997 que extiende la duración de la jornada escolar, variación exógena de la cantidad de educación (carga horaria).</p> <p>La reforma implicó que las escuelas pasaran de jornada simple a doble. Se implementó de forma gradual entre las municipalidades.</p>	<p>Metodología: Diferencias en diferencias. La exposición al programa queda determinada por la proporción de escuelas que ofrecen doble jornada en el municipio de residencia y el porcentaje de la matrícula total del municipio que asiste a doble jornada.</p> <p>Datos: Encuesta de Hogares (CASEN) 1990-2006.</p>	<p>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.</p> <p>También encuentran caída de delitos.</p>

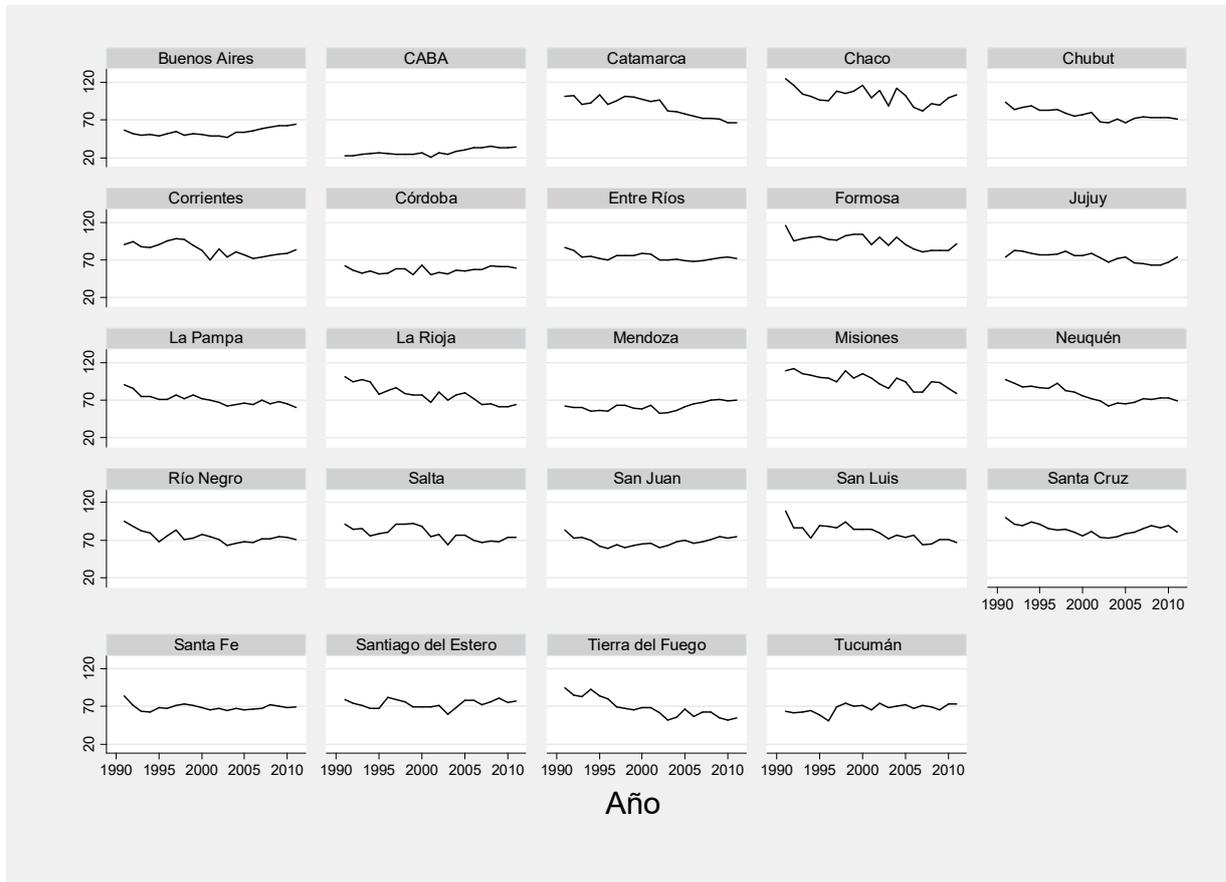
<p>Black, Devereux y Salvanes (2008)</p> <p>“Staying in the Classroom and out of the maternity ward? The effect of compulsory schooling laws on teenage births”</p> <p>EEUU y Noruega.</p>	<p>Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria, variación exógena de la cantidad de educación (en años).</p> <p>- EEUU: cambios en la obligatoriedad en muchos Estados entre 1924 y 1974.</p> <p>- Noruega: obligatoriedad pasa del 7° al 9° grado, década '60. La implementación varió según municipalidad.</p> <p>Metodología: Variables instrumentales. Reformas educativas que modifican la escolaridad obligatoria como instrumento</p>	<p>para la educación.</p> <p>Datos:</p> <p>- 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 1° hijo. Limitación sólo captura hijos que cohabitan con sus madres, restringe la muestra a mujeres de 20 a 30.</p> <p>- Noruega: cohortes de mujeres nacidas entre 1947 y 1958. Registros administrativos e información censal desde 1960.</p>	<p>Se reduce la probabilidad de ser madre adolescente:</p> <p>- EEUU: permanecer en la escuela hasta los 16 años, reducción de 4.7%; y hasta los 17 en 8.8%.</p> <p>- Noruega: extender la escolaridad obligatoria de los 14 a los 16 años, reducción de 3.5%.</p> <p>Mecanismos: no es efecto “incapacitación” puro, también hay efecto capital humano.</p>
<p>Cortés, Gallego Acevedo, Latorre, Maldonado, Ortegón y Piñeros (2010)</p> <p>“Evaluating policies to reduce teenage childbearing in Bogotá, Colombia: the effect of policies reducing costs of education faced by households”</p> <p>Colombia, Bogotá.</p>	<p>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).</p> <p>(i) subsidios a la matrícula en escuelas privadas;</p> <p>(ii) programa CCT nacional ‘<i>Familias en Acción</i>’ para estudiantes de escuelas públicas y privadas;</p> <p>(iii) programa CCT del gobierno de la ciudad para estudiantes de escuelas públicas.</p> <p>Metodología: Diferencias en diferencias. Se</p>	<p>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, se utiliza a las hermanas mayores para construir el “antes”).</p> <p>Datos: Encuesta a jóvenes 15-19, matriculadas en escuelas públicas y privadas. Se relevó información sobre las hermanas mayores.</p>	<p>Las intervenciones (i) y (ii) no afectan la fecundidad adolescente.</p> <p>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.</p>
<p>Cygan-Rehm y Maeder (2013)</p> <p>“The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform”</p> <p>Alemania Occidental.</p>	<p>Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria, variación exógena de la cantidad de educación (en años).</p> <p>La educación obligatoria pasó de 8 a 9 años entre 1946 y 1969.</p> <p>La reforma se implementó de forma gradual entre los Estados.</p> <p>Metodología: Variables instrumentales.</p>	<p>Reformas educativas que modifican la escolaridad obligatoria como instrumento para la educación.</p> <p>Datos:</p> <p>- German Mikrozensus de 2008 (encuesta anual, muestra del 1% del total de hogares alemanes). Mujeres nacidas entre 1938 y 1959.</p> <p>- German Socio-Economic Panel, 1984-2010. Mujeres nacidas entre 1937 y 1961.</p>	<p>Un año adicional de educación:</p> <p>- reduce la probabilidad de ser madre adolescente en 5.7 p.p.,</p> <p>- reduce el número de hijos en 0.1,</p> <p>- aumenta la probabilidad de no tener hijos entre 2 y 5 p.p.</p> <p>Mecanismos: costo de oportunidad considerablemente alto (vida laboral incompatible con la crianza de un hijo debido al contexto cultural e institucional).</p>

<p>Duflo, Dupas y Kremer (2015)</p> <p>“Education, HIV, and Early Fertility: Experimental Evidence from Kenya”</p> <p>Kenia, Bungoma y Butere-Mumias (distritos rurales).</p>	<p>Diseño de evaluación experimental, asignación aleatoria entre las escuelas de diferentes intervenciones para combatir el VIH/SIDA:</p> <p>(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.</p>	<p>La entrega gratuita del uniforme disminuye costo de estudiar (principal costo directo), variación exógena de la cantidad de educación (en años).</p> <p>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.</p> <p>Datos: Encuestas línea de base y seguimiento.</p>	<p>La entrega gratuita del uniforme escolar a las mujeres, reduce la probabilidad de:</p> <ul style="list-style-type: none"> - tener un hijo en 1.5 p.p. (10%), - matrimonio en 1.4 p.p. (12%), - deserción escolar en 2.5 p.p. (15%). <p>También encuentran impactos significativos sobre los varones.</p>
<p>McCrary y Royer (2011)</p> <p>“The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth”</p> <p>EEUU, California y Texas.</p>	<p>Experimento natural: la cantidad de años que alguien permanece en el sistema educativo depende de su fecha exacta de nacimiento (en EEUU la permanencia obligatoria en el sistema educativo se define de acuerdo a la edad y no al nivel alcanzado). La aleatoriedad de la fecha de nacimiento provee una variación exógena de la cantidad de educación (en años).</p> <ul style="list-style-type: none"> - Texas, un niño debe tener 5 años cumplidos al 1º de septiembre para comenzar el jardín de infantes. - California: 5 años cumplidos al 1º de diciembre. <p>Metodología: Regresión discontinua. Se comparan los resultados de fecundidad y salud infantil para las jóvenes nacidas justo antes y</p>	<p>después de la fecha de ingreso a la escuela.</p> <p>Datos: Registros administrativos de nacimientos con información sobre la madre (fecha de nacimiento, nivel educativo, si fumó o bebió alcohol durante el embarazo), salud infantil, y características paternas.</p> <ul style="list-style-type: none"> - 1989-2001 para Texas - 1989-2002 para California <p>Se restringe la muestra a madres primerizas, menores de 24 años, que nacieron en el mismo Estado donde dieron a luz.</p> <p>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.</p>	<p>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).</p> <p>Tampoco afectan la salud del recién nacido (medida como bajo peso al nacer y prematurez) ni la mortalidad infantil.</p>

<p>Novella y Ripani (2016)</p> <p>“Are You (Not) Expecting? The Unforeseen Benefits of Job Training on Teenage Pregnancy”</p> <p>República Dominicana.</p>	<p>Diseño de evaluación experimental, asignación aleatoria entre los postulantes al programa de capacitación laboral ‘<i>Juventud y Empleo</i>’, que busca aumentar la empleabilidad de jóvenes (16 a 29) con secundaria incompleta, ofreciendo:</p> <p>(i) formación técnica (150 horas); (ii) capacitación en habilidades socioemocionales (75 horas); (iii) y pasantía en una empresa privada (3 meses).</p> <p>Variación exógena de la cantidad de educación no formal.</p> <p>Metodología: Asignación aleatoria entre los postulantes, estimación por MCO. Se comparan</p>	<p>los resultados entre las mujeres asignadas al grupo de tratamiento y control (<i>Intention to Treat</i>, ITT). También modelos SURE, sistema de ecuaciones que tienen en cuenta correlación entre los términos de error de cada ecuación.</p> <p>Datos: Encuestas línea de base y seguimiento (18-24 meses después de la capacitación). Se releva información sobre embarazos, características individuales (si la mujer está casada o en concubinato, número de hijos), uso del tiempo, expectativas sobre el futuro y habilidades no-cognitivas (escalas CPS, Rosenberg y Grit).</p>	<p>Se reduce probabilidad de embarazo adolescente (16a19) en 8 p.p. (20%). En particular, para quienes aún no son madres.</p> <p>No encuentran efectos en no-adolescentes (20a29).</p> <p>Mecanismos: - fortalecimiento habilidades no cognitivas (autoestima, liderazgo y planificación de metas) - mejora expectativas.</p> <p>Efectos heterogéneos: más fuerte en jóvenes de hogares pobres, con niveles medios de autoestima al inicio.</p>
<p>Silles (2011)</p> <p>“The effect of schooling on teenage childbearing: evidence using changes in compulsory education laws”</p> <p>Reino Unido.</p>	<p>Experimento natural: reformas educativas que extendieron la escolaridad obligatoria, variación exógena de la cantidad de educación (en años).</p> <p>- Gran Bretaña: la edad para completar la escolaridad obligatoria pasa de 14 a 15 en 1947, y se extiende a 16 en 1973. - Irlanda del Norte: la edad para completar la escolaridad obligatoria pasa de 14 a 15 en el año</p>	<p>1957, y se extiende a 16 en 1973.</p> <p>Metodología: Variables instrumentales. Reformas educativas que modifican la escolaridad obligatoria como instrumento para la educación.</p> <p>Datos: Encuestas de Hogares 1978-2004. Mujeres de entre 16 y 69 años.</p>	<p>Extender la escolaridad obligatoria de los 15 a los 16 años reduce la maternidad adolescente en 14.5%.</p> <p>Efecto significativo sólo para cohortes con acceso a la difusión masiva de la píldora anticonceptiva, en 1968.</p>

Anexo II. Cuadros y figuras

Figura AII-1. Fecundidad adolescente, Argentina, tasas por provincia, 1991-2011.
(nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰).

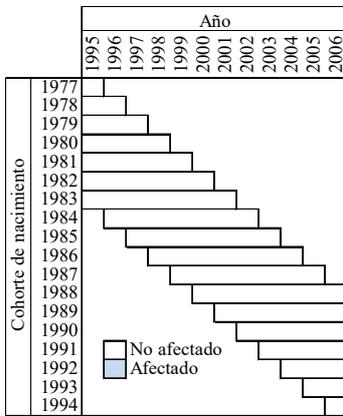


Fuente: elaboración propia a partir de la base de Estadísticas Vitales (2011) provista por DEIS y Estimaciones y proyecciones de población (INDEC).

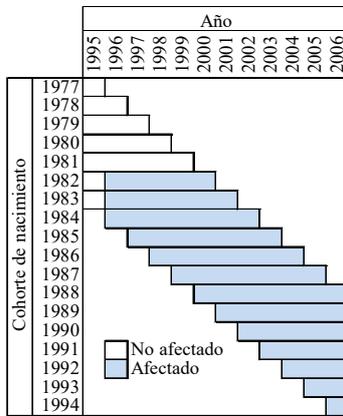
Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Figura AII-2. Cohortes afectadas por la adopción de la reforma.

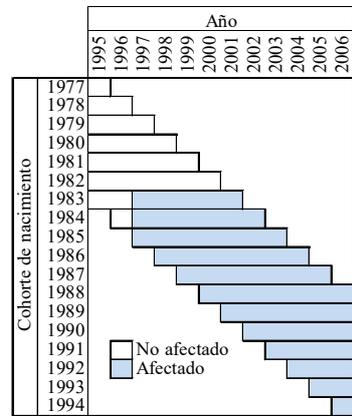
No implementa LFE
CABA



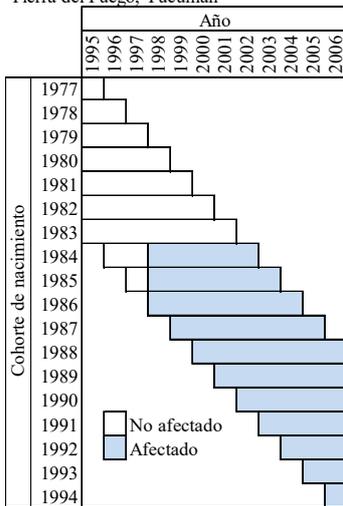
Implementa LFE en 1996
Buenos Aires, Córdoba



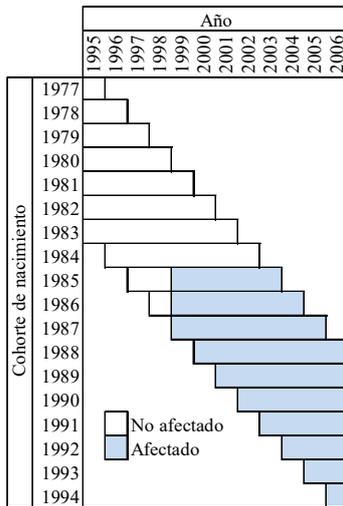
Implementa LFE en 1997
Chaco, Corrientes, Entre Ríos, La Pampa,
San Juan, Santa Fe



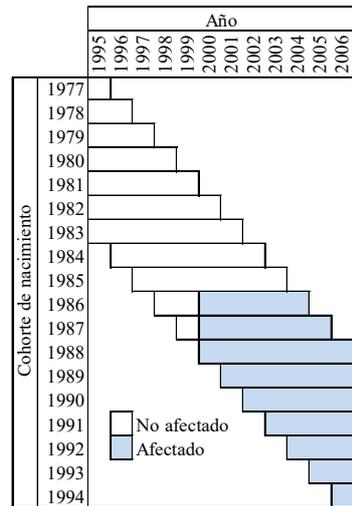
Implementa LFE en 1998
Formosa, Jujuy, Misiones, Neuquén, Salta,
San Luis, Santa Cruz, Santiago del Estero,
Tierra del Fuego, Tucumán



Implementa LFE en 1999
Catamarca, Chubut, La Rioja



Implementa LFE en 2000
Mendoza



Fuente: elaboración propia en base a Crosta (2007).
Nota: CABA Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Cuadro AII-1. Fuentes de información.

INDICADOR		PERÍODO		FUENTE	OBSERVACIONES
Nacidos vivos	Por edades simples 13a19	1993-2006	Anual	DEIS	
Población femenina	Por edades simples 13a19	1993-2006	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	Por edades simples 13a19	1993 -2006	Anual	Elaboración propia en base a DEIS e INDEC	$\frac{\text{Nacidos vivos}}{\text{Población femenina}} \times 1.000$
Años educación (población femenina)	Por edades simples 12a18	1995-2006	1995-2002 anual 2003-2006 1º sem	EPH-SEDLAC (CEDLAS y Bco. Mundial)	Promedio de años de educación formal de la población femenina
Asistencia escolar femenina		1993-2006	1993-2002 anual 2003-2006 1º sem		
LFE	Inicio LFE (variable binaria)	1996-2000 (año de inicio)		Crosta (2007)	Vale 1 para la cohorte con 14 años en el año de inicio (y las cohortes más jóvenes), cuando año >= año de inicio; 0 en otro caso.
	% Alumnos Polimodal ††	1998-2006	Anual	DINIECE	$\frac{\text{Alumnos matriculados Polimodal}}{\text{Total alumnos matriculados}} \times 100$
Producto Bruto Geográfico ††		1993-2006	Anual	Dir. Provinciales de Estadística	Mill. de \$ a precios constantes de 1993
Desempleo ††		1993-2006	1993-2002 anual 2003-2006 1º sem	EPH-SEDLAC (CEDLAS y Bco. Mundial)	Tasa desempleo, mayores 15
Gasto Público ††	Educación básica Atención pca. salud	1993-2006	Anual	MECON	Mill. de \$ a precios constantes de 1993 (deflactor: Índice Precios Implícitos PBI)
Programa Sumar †† (Ex Plan Nacer)	Mujeres y niños	2004-2006	Anual	Programa Sumar (Ex Plan Nacer)	$\frac{\text{Inscriptos}}{\text{Población}} \times 100$

Fuente: elaboración propia.

Notas: (††) Indica que el indicador varía únicamente a nivel provincial, y no por cohorte de nacimiento. Los restantes indicadores varían a nivel de cohorte y provincia.

CAPÍTULO II

Efectos educativos de la fecundidad adolescente: evidencia causal a partir de la legalización del aborto en Uruguay¹

Resumen

Uruguay registra una fuerte brecha entre las tasas de asistencia escolar de las madres adolescentes y sus pares sin hijos. Este Capítulo investiga si esta brecha responde a una relación causal. Para identificar el impacto de tener un hijo en la adolescencia sobre la educación de las jóvenes se hace uso de la reforma que legalizó el aborto en Uruguay en 2012. La variabilidad en su implementación -debido a que se permite a los médicos negarse a practicar un aborto bajo la figura de “objeción de conciencia”- permite utilizar las tasas locales de aborto legal como variable instrumental de la fecundidad adolescente. Éste es el primer trabajo que cuenta con datos oficiales sobre el número de abortos legales realizados en el país. Los resultados sugieren que el acceso a la interrupción legal del embarazo redujo la fecundidad adolescente. Se encuentra un instrumento exógeno para la fecundidad adolescente siendo uno de los principales aportes de este Capítulo. Sin embargo, no se encuentran efectos sobre los logros educativos de aquellas jóvenes cuya decisión de fecundidad se ve alterada por el acceso a interrumpir legalmente un embarazo; sugiriendo que los malos resultados educativos de las madres adolescentes no pueden atribuirse a la maternidad temprana *per se*.

Códigos JEL: I21, J13.

Palabras clave: Fecundidad adolescente, Aborto, Educación, Variables Instrumentales, Uruguay.

¹ El proyecto de investigación correspondiente a este Capítulo resultó ganador de la convocatoria “*Mirada joven a los problemas de la Juventud en Uruguay*” del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), recibiendo una beca para llevar adelante el proyecto de investigación y apoyo del equipo del BID (Marcelo Pérez Alfaro, Virginia Queijo y Rita Sorio). En mayo de 2018, se publicó como Documento de Trabajo del CEDLAS una versión preliminar de este Capítulo.

Versiones preliminares de este Capítulo fueron presentadas en la Reunión de la Red de Conocimiento Local de Juventud, organizada por el BID con especialistas y representantes del gobierno uruguayo (Montevideo, Uruguay), la II Jornada de Investigación en Ciencias Económicas de la UNLP (La Plata), el VIII Congreso Nacional de Estudiantes de Posgrado en Economía organizado por la Universidad Nacional del Sur (Bahía Blanca), las XIV Jornadas Argentinas de Estudios de Población organizadas por la Asociación de Estudios de la Población de la Argentina AEPA y la Universidad Nacional del Litoral (Santa Fe), la LII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (San Carlos de Bariloche) y un seminario del Centro de Estudios de Población (CENEP-CONICET, CABA).

I. Introducción

A pesar de que Uruguay tiene desde hace más de una década un nivel de fecundidad por debajo del umbral de reemplazo poblacional, la fecundidad adolescente continúa siendo alta,² presenta una resistencia persistente a la baja³ y está desigualmente distribuida en el territorio (Varela, Pardo y otros, 2014). Las estadísticas respecto a la planificación de los embarazos entre las madres adolescentes muestran que, en su mayoría, esos nacimientos no eran intencionales o deseados en ese momento (Rodríguez, 2014). Aproximadamente dos de cada tres nacimientos de madres adolescentes no fueron planificados por las jóvenes uruguayas,⁴ dejando al descubierto que existe un problema de salud sexual y reproductiva entre las generaciones que inician su vida sexual.

La combinación de una fuerte caída de la fecundidad general con la persistencia de altos niveles de fecundidad adolescente es una característica de varios países latinoamericanos (Cabella y Pardo, 2014; Rodríguez, 2014) y es actualmente uno de los principales problemas de salud sexual y reproductiva que enfrentan los gobiernos de la región. En Uruguay, el proceso de construcción de la “Estrategia intersectorial y nacional de prevención del embarazo no intencional en adolescentes” -anunciado en septiembre de 2016- refleja que el tema se encuentra instalado en la agenda pública nacional.

Las madres adolescentes suelen presentar peores resultados socioeconómicos, en particular educativos. La maternidad temprana supone dificultades para la permanencia en el sistema educativo⁵ ya que se asocia a una mayor carga de trabajo doméstico y de

² En el quinquenio 2010-2015 se estima que la tasa de fecundidad adolescente alcanzó a 58‰ en Uruguay, muy por encima del promedio mundial de 46.5‰ (World Population Prospects: The 2017 Revision, United Nations).

³ Cabe señalar que en el año 2017 se registró un descenso importante de la fecundidad adolescente, siendo el cuarto año consecutivo de disminución. En 2017 la tasa específica de 15 a 19 años descendió a 41‰ de acuerdo a cifras preliminares del Ministerio de Salud.

⁴ 66% según cifras del Sistema de Información Perinatal SIP de 2012; 66.1% en base a la Encuesta Nacional de Salud, Nutrición y Desarrollo Infantil ENDIS 2012-2013 (Cabella y otros, 2016); y 65% según la Encuesta sobre Salud Sexual y Reproductiva de 2011 (Ferre, 2015).

⁵ Ser madre adolescente puede tener consecuencias que van más allá de la dificultad o imposibilidad de continuar los estudios. Además de los resultados educativos y laborales, se ha señalado un mayor riesgo de salud para la madre y el recién nacido (UNFPA, 2013); aunque la evidencia indica que no se trata de una consecuencia propia de la edad sino de la falta de cuidados médicos y de deficiencias nutricionales debidas a la situación socioeconómica (Pantelides, 2004). Asimismo, todos los actores involucrados se

cuidados (trabajo no remunerado), y también a una mayor participación en el mercado de trabajo respecto a sus pares sin hijos (Azevedo, Favara y otros, 2012). La Figura 1 presenta evidencia en este sentido, a partir de la Encuesta de Hogares se muestra la inserción laboral y educativa de manera conjunta, distinguiendo a su vez la situación de las jóvenes con y sin hijos. En primer lugar, se observa que casi 9% de las adolescentes entre 15 y 19 años son madres, y que dos tercios de ellas no estudian y no trabajan,⁶ mientras que entre sus pares sin hijos esta proporción alcanza a 14%. En segundo lugar, se evidencia una brecha en las tasas de ocupación a favor de las adolescentes con hijos a cargo (23% vs. 14%), si bien suelen insertarse en trabajos precarios (Rivero, 2018). La baja proporción de mujeres jóvenes (con y sin hijos) que estudian y trabajan al mismo tiempo pone de manifiesto que la jornada laboral compite con el tiempo de estudio. En tercer lugar, se observa que mientras la gran mayoría de las adolescentes sin hijos se encuentra dentro del sistema educativo (79%), sólo 12% de las madres estudia.

La Figura 1 presenta evidencia de una fuerte brecha entre las tasas de asistencia escolar de las madres adolescentes y sus pares sin hijos (12% vs. 79%). Estos resultados son consistentes con el análisis, también a partir de la Encuesta de Hogares, de las jóvenes que no completaron la escolaridad obligatoria⁷ cuando se indaga acerca de las razones que esgrimen para abandonar los estudios: luego del desinterés (que es referido como principal motivo de deserción por la mitad de las adolescentes), el segundo motivo más importante es el embarazo (16% de las adolescentes atribuye su salida del sistema educativo a un embarazo), véase Anexo I. También cabe señalar que estos resultados se encuentran en línea con los hallados para las madres adolescentes en la Encuesta Nacional de Salud, Nutrición y Desarrollo Infantil ENDIS, realizada en 2012-2013 (Rivero, 2018).

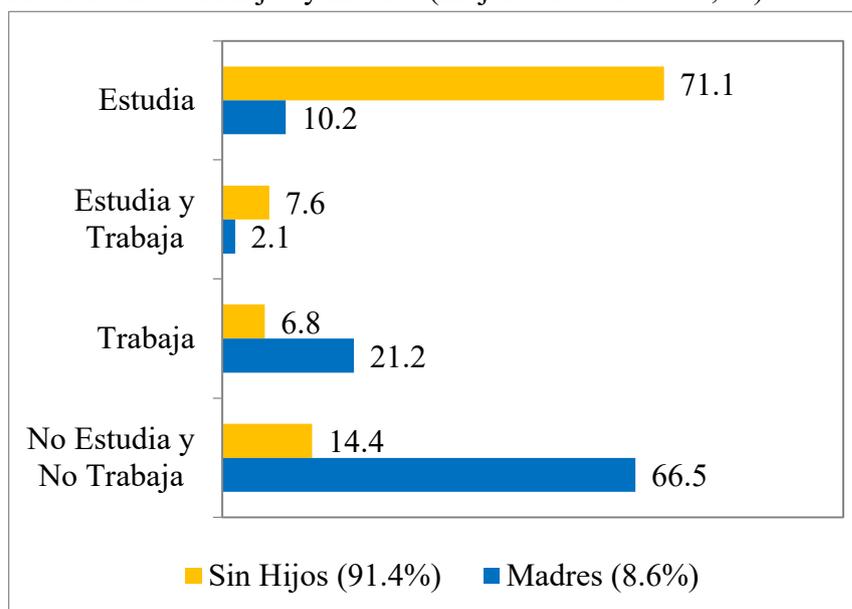
ven afectados, tanto la adolescente como su hijo, el padre del hijo y otros miembros del hogar. Incluso si la maternidad adolescente no generase un costo individual, sí representa un costo para la sociedad ya que implica mayor gasto en salud (UNFPA, 2013) y en asistencia social (*welfare dependency*, Azevedo, Favara y otros, 2012).

⁶ Este grupo es denominado frecuentemente como “NiNi” -jóvenes que *Ni estudian, Ni trabajan*-, término que se utiliza habitualmente para denotar pasividad, adquiriendo una connotación negativa. Sin embargo, en la mayoría de los casos estos jóvenes se encuentran buscando empleo o realizando tareas no remuneradas. En particular, entre las mujeres, la mayor proporción se encuentra realizando trabajo doméstico y de cuidados, ya sea de hijos propios como de hermanos menores o personas con otro vínculo familiar (INJU-MIDES, 2016).

⁷ En el año 2008, la Ley General de Educación (Ley N° 18437) estableció la obligatoriedad de los últimos tres años del nivel medio de enseñanza (educación media superior), extendiendo así la escolaridad obligatoria hasta completar la educación media.

Figura 1. Asistencia escolar y trabajo de las adolescentes, Uruguay, 2011-2015.

Adolescentes sin hijos y madres (mujeres 15 a 19 años, %).



Fuente: elaboración propia en base a microdatos de Encuesta Continua de Hogares ECH 2011-2015 (INE) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Notas: Se distingue la situación de adolescentes sin hijos y madres, en base a la pregunta “¿Ha tenido hijos nacidos vivos?”, que se realiza en la ECH a las mujeres de 14 años y más (se muestran los resultados para el grupo de interés en materia de fecundidad adolescente, 15-19). Entre paréntesis se presenta el porcentaje de adolescentes en cada categoría (adolescentes sin hijos y madres como porcentaje del total).

Se agrega la información de varias encuestas (2011 a 2015) para contar con mayor número de observaciones. En total, los porcentajes para adolescentes sin hijos se calculan en base a 22922 observaciones, y para madres 2069 observaciones.

Se considera asistencia al sistema educativo, independientemente del nivel alcanzado. Sin embargo, las cifras no se modifican sustantivamente si se intercambia “Estudia” por “Estudia o ya completó educación obligatoria (12 años)”.

La deserción escolar es un tema preocupante en Uruguay: sólo 40% de los jóvenes entre 21 y 24 años finalizan la enseñanza media. Esta cifra, que dista mucho de las tasas de egreso de educación media del Cono Sur (65% en Argentina y 84% en Chile), llama la atención ya que históricamente Uruguay ha ocupado posiciones de liderazgo en la comparación regional de los principales indicadores sociales.⁸

Los estudios sobre deserción escolar a nivel nacional suelen explorar múltiples factores asociados a este fenómeno, entre ellos es usual incorporar el inicio de la vida reproductiva como una de las variables explicativas. La evidencia señala que, en el año 1990, la maternidad no se relacionaba con la salida de la educación (Pardo y otros, 2013), pero sí se encuentra una relación significativa para períodos más recientes: el

⁸ Chile establece la obligatoriedad del nivel medio de educación en el año 2003, Argentina en 2006 y Uruguay en 2008. Las tasas de egreso de educación media se computaron en base a microdatos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial): el dato para Chile corresponde a 2013, para Argentina al segundo semestre de 2014 y para Uruguay a 2014. Si bien la edad teórica de finalización de la educación media es a los 18 años, se consideró a los jóvenes entre 21 y 24 años para tomar en cuenta la sobreedad.

nacimiento del primer hijo se asocia con un aumento de la probabilidad de deserción escolar (Furtado, 2003; Bucheli y Casacuberta, 2010; y Pardo y otros, 2013, con información correspondiente a 2001, 2008 y 2008 respectivamente) y con una disminución de la probabilidad de cursar estudios terciarios (con información de 2013, Cristar y otros, 2017).

Al mismo tiempo, se evidencia que la salida temprana del sistema educativo conlleva una mayor probabilidad de tener un hijo entre las jóvenes uruguayas (Fostik y otros, 2015; Varela, Fostik y Fernández, 2014; Cardozo y Iervolino, 2009; Varela y otros, 2008). La evidencia también indica que, entre la mayoría de las madres adolescentes, el abandono escolar precedió al nacimiento del primer hijo (Varela, Fostik y Fernández, 2014); en muchos casos con diferencias superiores a un año, indicando que precedió también al embarazo (Filardo, 2011; Rivero, 2018). Entonces, la educación (no solamente el clima educativo del hogar de origen ni el nivel de educación alcanzado, sino específicamente la asistencia escolar) incide en la edad de inicio de la vida reproductiva.

Estudiar las consecuencias educativas de la maternidad adolescente representa un desafío metodológico porque la educación es tanto consecuencia como determinante del comportamiento reproductivo de las jóvenes, problema de endogeneidad conocido como causalidad inversa. Una segunda fuente de endogeneidad presente en la relación entre educación y fecundidad adolescente es el sesgo de selección o variables omitidas. Las madres adolescentes difieren de sus pares en ciertos factores no-observables (por ejemplo, suelen presentar mayor propensión a conductas de riesgo y provenir de contextos desfavorables) que implican tanto una mayor probabilidad de un embarazo adolescente como de experimentar fracasos educativos (Azevedo, Favara y otros, 2012).

Según mi conocimiento, Ferre y otros (2013) es el único antecedente nacional que estudia las consecuencias educativas de la fecundidad, tratando a esta última como una variable endógena. A partir de técnicas de *matching*, encuentran evidencia que indica que ser madre durante la adolescencia reduce 40% la probabilidad de alcanzar 9 años de educación formal (completar el ciclo básico de enseñanza media).

Sin embargo, la evidencia para EEUU indica que los efectos adversos de la maternidad temprana estimados mediante técnicas de *matching* en observables (Chevalier y Viitanen, 2003) se reducen fuertemente e incluso desaparecen al utilizar estrategias de identificación diferentes. Al controlar por factores no-observables a nivel familiar, utilizando muestras que contienen a hermanas e incorporando efectos fijos intra-familiares, Hoffman y otros (1993) y Geronimus y Korenman (1992) encuentran efectos negativos menores a los estimados por Chevalier y Viitanen (2003), aunque significativos. Por último, las estimaciones que explotan distintos “experimentos naturales” (abortos espontáneos, edad de la menarca, disponibilidad de ginecólogos y tasas de aborto locales, cambios legislativos en relación al aborto) concluyen que una vez que se corrige la presencia de endogeneidad, los efectos adversos desaparecen (Hotz y otros, 2005; Ribar, 1994) o son, a lo sumo, modestos (Ashcraft y otros, 2013) o sobre grupos específicos (Angrist y Evans, 1999, sólo encuentran efectos para las mujeres afroamericanas).⁹

La evidencia para México, si bien más escasa, sugiere algo similar. Arceo-Gómez y Campos-Vazquez (2014) encuentran consecuencias educativas adversas para las madres adolescentes aplicando *matching*. Sin embargo, al explotar un “experimento natural” que considera a aquellas adolescentes que sufrieron un aborto espontáneo como grupo de comparación, Azevedo, López-Calva y Perova (2012) no encuentran efectos significativos.

Entonces, las madres adolescentes en Uruguay presentan tasas de asistencia escolar extremadamente bajas respecto a sus pares sin hijos (Figura 1). La evidencia presentada por Cristar y otros (2017), Pardo y otros (2013), Bucheli y Casacuberta (2010) y Furtado (2003) establece que la maternidad se asocia a un incremento del riesgo de deserción escolar. Ferre y otros (2013) encuentran que no se trata sólo de una asociación (o correlación) sino que, estimando mediante *matching*, encuentran que la maternidad temprana impacta de modo negativo sobre los logros educativos de las jóvenes. Sin

⁹ Bronars y Grogger (1994) constituye una excepción ya que, utilizando un “experimento natural” donde compara madres adolescentes que tuvieron un parto simple con aquellas que tuvieron mellizos, sí encuentra un efecto adverso y significativo sobre distintos resultados socioeconómicos. Sin embargo, cabe señalar que esta estrategia identifica el efecto de un hijo adicional entre las madres adolescentes (margen intensivo), mientras que los demás estudios identifican también efectos en el margen extensivo. Los autores encuentran además que estos efectos adversos disminuyen con el tiempo.

embargo, la evidencia para EEUU y México expone la alta sensibilidad de los resultados a los supuestos de identificación.

El objetivo de este Capítulo es identificar las consecuencias educativas de corto plazo, de la fecundidad para las adolescentes uruguayas (efectos intra-generacionales). Para subsanar el problema de endogeneidad entre las decisiones educativas y de fecundidad, se sigue el trabajo de Angrist y Evans (1999) que explota cambios legislativos en relación con el aborto como fuente de variación exógena de la fecundidad, en particular, de la fecundidad adolescente.

A fines de 2012, tuvo lugar en Uruguay un cambio legislativo muy importante: la sanción de la ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo, que convirtió al país en uno de los primeros en América Latina –con excepción de Cuba, Guyana, Puerto Rico y el Distrito Federal de México– en legalizar el aborto por simple voluntad de la mujer, brindándole acceso a esta prestación a través del sistema de salud. La estrategia de identificación de este Capítulo se apoya en esta reforma legislativa en torno al aborto.

Angrist y Evans (1999) utilizan como variable instrumental la exposición al aborto legal en EEUU entre 1967 y 1973, ya que durante ese período fue legal en algunos Estados mientras que en otros continuaba siendo tipificado como delito, hasta que en 1973 se legaliza a nivel nacional. Uruguay, a diferencia de los EEUU, no es un país federal y la legalización abarca a todo el país. Sin embargo, la ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo no despenalizó completamente la práctica del aborto; los abortos que no se realicen siguiendo el procedimiento que establece la norma en los servicios establecidos a tal fin, continúan siendo ilegales y penados por la ley. Entonces, la exposición al aborto legal en este caso queda determinada por la disponibilidad de servicios de interrupción del embarazo.

El funcionamiento de los servicios de aborto legal enfrentó dificultades vinculadas al alto porcentaje de ginecólogos que se negaron a interrumpir embarazos, adhiriendo al recurso de objeción de conciencia habilitado por la misma ley. Lamentablemente, no existe información desagregada sobre la evolución del número (o porcentaje) de ginecólogos no-objetoires que permita conocer la disponibilidad de servicios de aborto

legal (en la sección II.2 se describe y analiza en detalle la información disponible, que sugiere una importante variabilidad territorial y temporal en el número de ginecólogos no-objetores de conciencia).

Para el presente trabajo, se obtuvo acceso -en el marco de un convenio de cooperación y confidencialidad-¹⁰ al número de abortos legales realizados en Uruguay desde la puesta en vigencia de la ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo.

Dado el nivel de agregación de los datos (número de abortos legales realizados por prestador de salud, en grandes grupos de edad), la menor unidad de análisis posible es el departamento.¹¹ Por otra parte, si bien la frecuencia de la información es mensual, el bajo número de casos obliga a trabajar de forma trimestral. A partir de la ubicación geográfica de cada prestador, se consolidaron los totales departamentales de abortos legales realizados en cada trimestre. A esta información se le anexaron los resultados educativos y las tasas de fecundidad de cada departamento, proveniente de diversas fuentes. En definitiva, se confeccionó un panel de datos, a nivel departamental, con periodicidad trimestral para el período 2006-2015, que reúne información de distintas fuentes.

Utilizando las tasas departamentales de aborto legal¹² como Variable Instrumental de la fecundidad adolescente, se estimó por Mínimos Cuadrados en dos Etapas el efecto causal de la fecundidad adolescente sobre los resultados educativos, en particular años de educación y asistencia escolar.

Los resultados de la primera etapa sugieren que el acceso al aborto legal redujo la fecundidad adolescente. La importancia de este resultado es doble. En primer lugar, constituye un aporte a la incipiente evidencia disponible sobre impactos del cambio en

¹⁰ La información sobre el número de abortos realizados en Uruguay, bajo la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo, fue proporcionada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (PSSyR, MS) en el marco de un convenio de cooperación suscrito con el Programa de Población (PP, FCS, UDELAR) para procesar los datos. Las condiciones del convenio permiten utilizar la información para esta tesis pero exigen que no sea entregada a terceros.

¹¹ Uruguay se organiza geopolíticamente en 19 departamentos.

¹² Si bien se utilizan las tasas de aborto legal como variable instrumental, la fecundidad se ve afectada tanto por abortos legales como clandestinos. No se cuenta con información acerca de éstos últimos. En la sección III.3 se discute las consecuencias de omitir los abortos ilegales.

la normativa de Uruguay respecto al aborto voluntario. En este sentido, difiere de los resultados hallados en los dos estudios pioneros que analizaron el impacto de la legalización del aborto en Uruguay sobre la fecundidad, en base a una fuente de información distinta a la empleada en esta tesis, no encontrando impactos entre las adolescentes (Antón y otros, 2018; Ferre, 2015).¹³ En segundo lugar, si las tasas departamentales de aborto legal constituyen un instrumento válido para la fecundidad adolescente en Uruguay, podrán utilizarse para explorar otros efectos además de los educativos.

En los resultados de la segunda etapa no se observa un impacto estadísticamente significativo de la fecundidad adolescente sobre años de educación ni sobre asistencia escolar. En línea con la literatura para EEUU y México, al corregir la presencia de factores no-observables las consecuencias adversas de la maternidad temprana sobre el desempeño educativo desaparecen. Esto sugiere que los malos resultados educativos de las madres adolescentes no pueden atribuirse a la maternidad *per se*, sino a desventajas pre-existentes. Estos resultados deben interpretarse como un efecto local (LATE) asociado a la subpoblación de *compliers*, y no representa necesariamente (solamente bajo el supuesto de efectos homogéneos) el impacto promedio de la fecundidad adolescente sobre la educación.

El resto del Capítulo se organiza de la siguiente manera. En el próximo apartado se describe la evolución de la fecundidad adolescente y la legalización del aborto en el país. En la sección III se presenta la estrategia empírica, en particular, la estrategia de identificación empleada, las fuentes de información utilizadas y se discuten sus principales limitaciones. La sección IV contiene los principales resultados; por último, la sección V concluye.

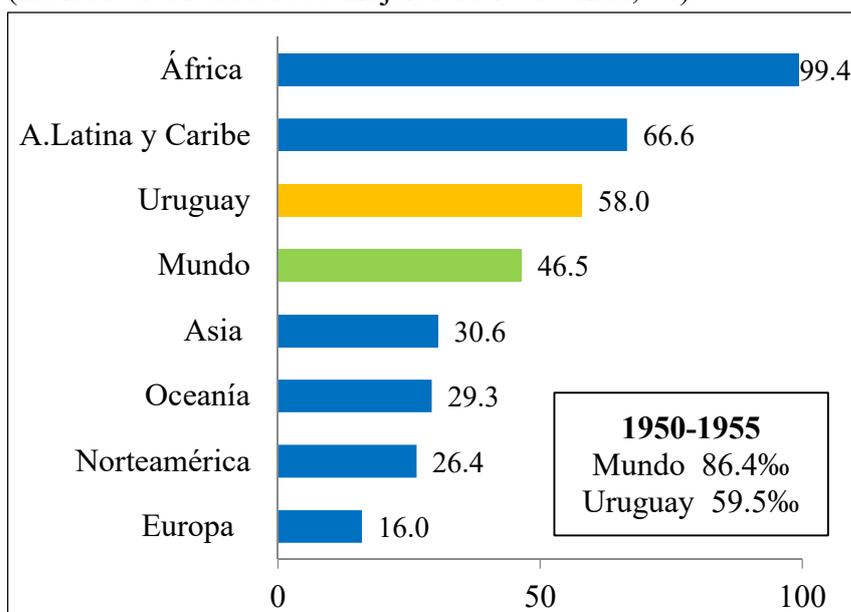
¹³ Cabe resaltar que estos estudios no contaban con información sobre los abortos realizados bajo la ley IVE, por lo que emplearon una estrategia empírica diferente, y su investigación tiene distinto alcance geográfico y temporal. Ambos estudios estiman un modelo de Diferencias en Diferencias, partiendo del supuesto de que la legalización del aborto afecta a la maternidad no-planeada, tomando como grupo de comparación a la maternidad planeada. Utilizan como fuente de información el Sistema de Información Perinatal SIP, que permite conocer si el embarazo que culmina en un nacimiento fue planeado. Analizan el departamento de Montevideo, en el período 2011-2014.

II. Fecundidad adolescente y aborto voluntario en Uruguay

II.1. La fecundidad adolescente

Mientras se observan enormes progresos a nivel mundial que lograron reducir las tasas de fecundidad adolescente a la mitad respecto a los niveles de mediados del siglo pasado; la tasa de Uruguay se ubica prácticamente en el mismo nivel que hace más de medio siglo. Si bien el país parte de un nivel bajo en el contexto mundial, ha realizado escasos progresos en el período considerado. En la actualidad, los niveles de fecundidad adolescente en Uruguay superan al promedio mundial y exceden largamente los niveles de los países de Europa, Norteamérica, Asia y Oceanía (Figura 2).

Figura 2. Fecundidad adolescente, tasas por regiones, 2010-2015.
(nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰).

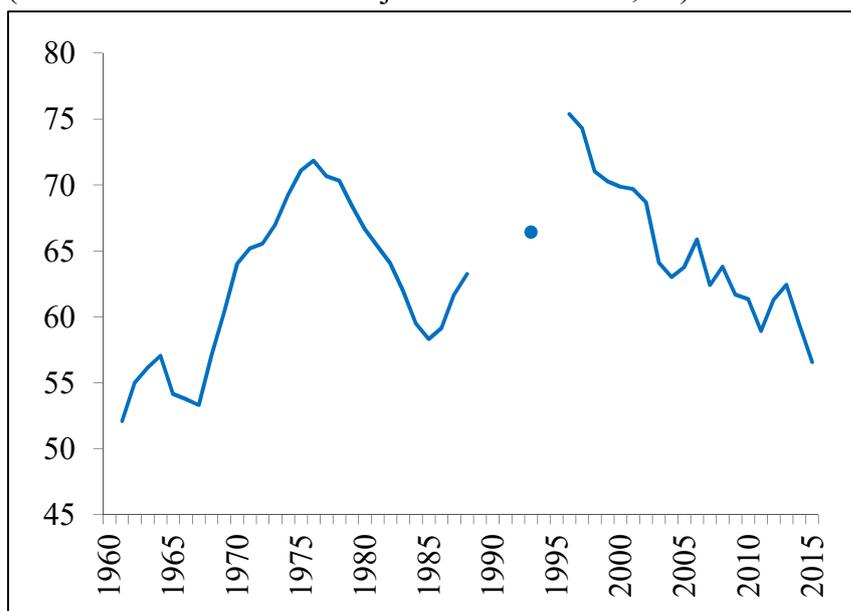


Fuente: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2017). World Population Prospects: The 2017 Revision, DVD Edition.

La fecundidad adolescente toma un curso ascendente en Uruguay a partir de 1967, alcanzando un máximo relativo en 1976. A partir de ese momento desciende, acompañando la tendencia de las tasas de fecundidad de todas las edades durante el período 1976-1985. A partir del año 1985, vuelve a crecer hasta alcanzar su máximo histórico en 1996, para luego descender en los años siguientes. Luego de una importante caída a fines de los noventa, la fecundidad adolescente registra oscilaciones desde 2004,

presentando un “piso” de resistencia a la baja (Varela, Pardo y otros, 2014). Sin embargo, es preciso señalar que en los últimos dos años (2014 y 2015) se redujo (véase Figura 3).¹⁴ La evolución más reciente de la fecundidad adolescente en Uruguay resulta llamativa en cuanto es un país con una temprana transición demográfica, con una fecundidad total a la baja y por debajo del nivel de reemplazo poblacional desde el año 2004.

Figura 3. Fecundidad adolescente, tasa de Uruguay, 1961-2015.
(nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰).



Fuente: Programa de Población (PP, FCS, UDELAR; 2018). Estimación de nacimientos ocurridos por año según grupos quinquenales de edad de la madre. Total país, 1961-1988 / 1993/ 1996-2015. En base a Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE); Estimaciones y Proyecciones de Población del INE (revisión 2013).

Nota: Se incluye en el cálculo de la fecundidad adolescente a los nacimientos de madres adolescentes menores de 15 años en el numerador de la tasa. Por este motivo, pueden existir leves discrepancias con la información presentada en el resto del documento, donde se toma como numerador los nacimientos de madres entre 15 y 19 años exclusivamente.

Asimismo, la fecundidad adolescente en Uruguay presenta importantes disparidades regionales. La Figura 4 muestra las tasas departamentales del año 2011, previas a la legalización del aborto, agrupándolas en tres categorías: baja (menor a 58‰), intermedia (entre 58 y 68‰) y alta (superior a 68‰). Los departamentos del Sur del

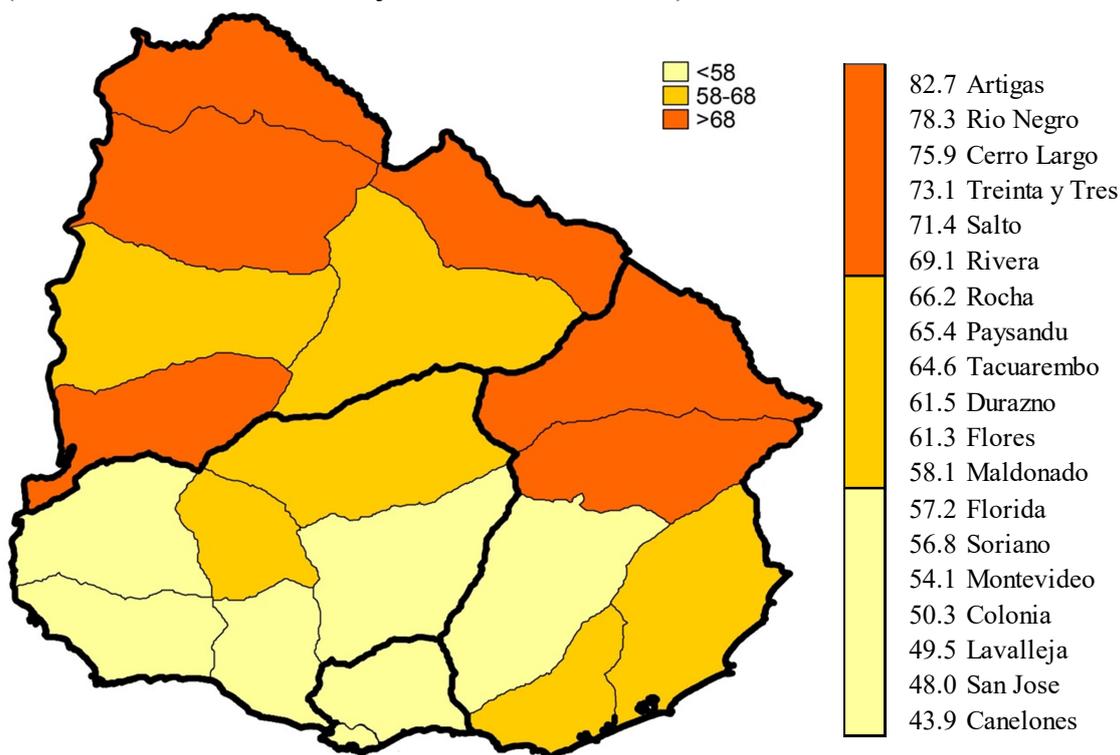
¹⁴ Si bien queda fuera del alcance del presente Capítulo, cabe señalar que en el año 2016 se registró un descenso importante de la fecundidad adolescente, siendo el tercer año consecutivo de disminución. La tasa de fecundidad adolescente pasó de 60.9‰ en 2013 a 50.3‰ en 2016 (cálculo propio en base a Certificado de Nacido Vivo, Estadísticas Vitales, del MS-INE y Estimaciones y proyecciones de población del INE, revisión 2013). La tasa experimentó un nuevo descenso en 2017, llegando a 41‰ de acuerdo a las estimaciones preliminares oficiales divulgadas por el Ministerio de Salud en marzo del corriente año.

país¹⁵ presentan tasas de fecundidad adolescente bajas. En el otro extremo, los departamentos del Norte tienen tasas de fecundidad adolescente intermedias y altas. Por su parte, la región Oeste está formada por departamentos con tasas intermedias y bajas. Y, por último, la región Este es la más heterogénea, con el departamento de Lavalleja en el grupo de baja fecundidad adolescente, Maldonado y Rocha con valores intermedios, y Cerro Largo y Treinta y Tres con niveles altos. Cabe notar que la tasa de fecundidad adolescente de Canelones (el mínimo nacional) es casi la mitad del nivel de Artigas (el máximo del país), poniendo de manifiesto que Uruguay es un territorio de fuertes contrastes en lo que refiere al fenómeno de la fecundidad adolescente.

Al interior de Montevideo -capital del país- también se encuentran brechas importantes: las tasas de fecundidad adolescente más altas se concentran en los barrios del cinturón de la ciudad, los mismos que presentan mayores niveles de privación (Varela, Pardo y otros, 2014).

¹⁵ Se utiliza la regionalización del Ministerio de Salud. Sur: Canelones y Montevideo; Este: Cerro Largo, Lavalleja, Maldonado, Rocha y Treinta y Tres; Norte: Artigas, Paysandú, Río Negro, Rivera, Salto y Tacuarembó; Oeste: Colonia, Durazno, Flores, Florida, San José y Soriano.

Figura 4. Fecundidad adolescente, Uruguay, tasas por departamento, 2011.
(nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰).



Fuente: elaboración propia en base a Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE) y Estimaciones y proyecciones de población - revisión 2013 (INE).

Notas: Se presenta el año 2011, previo a la legalización del aborto.

Las líneas de trazo grueso señalan las regiones. Sur: Canelones y Montevideo; Este: Cerro Largo, Lavalleja, Maldonado, Rocha y Treinta y Tres; Norte: Artigas, Paysandú, Río Negro, Rivera, Salto y Tacuarembó; Oeste: Colonia, Durazno, Flores, Florida, San José y Soriano.

Por último, distintas fuentes de información coinciden en señalar que aproximadamente dos de cada tres nacimientos de madres adolescentes no fueron intencionales o deseados en ese momento. En efecto, este porcentaje alcanza a 66% según cifras del Sistema de Información Perinatal SIP de 2012, 66.1% en base a la ENDIS 2012-2013 (Cabella y otros, 2016), y 65% según la Encuesta de Salud Sexual y Reproductiva de 2011 (Ferre, 2015). Estas cifras ponen de manifiesto que existe un problema de acceso a información y servicios de salud sexual y reproductiva entre las generaciones que inician su vida sexual.

II.2. La ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo y su implementación

La ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo (en adelante ley IVE) fue sancionada por el parlamento uruguayo a fines de octubre de 2012, y reglamentada en

diciembre del mismo año, convirtiendo a Uruguay en uno de los primeros países en América Latina en permitir la interrupción voluntaria del embarazo o aborto.¹⁶ La ley IVE permite interrumpir el embarazo hasta la semana 12 de gestación¹⁷ por voluntad de la mujer, con la única restricción de ser ciudadana (o probar residencia en el país superior a un año). La interrupción debe realizarse en el sistema de salud, siguiendo el procedimiento que establece la norma. Los abortos que se realicen por fuera de este procedimiento continúan siendo ilegales y penados por la ley.

El procedimiento consta de cuatro etapas. Comienza con la manifestación de la voluntad de la mujer, ante el médico tratante, de interrumpir su embarazo (etapa 1). Al día siguiente, a más tardar, la mujer se reúne con un equipo interdisciplinario -compuesto por tres profesionales de las áreas ginecológica, social y de salud mental- que le brinda asesoramiento (etapa 2). Luego de un período obligatorio de reflexión, no menor a cinco días, la mujer debe expresar su voluntad final, ya sea ratificar la decisión inicial o continuar con su embarazo. Si decide interrumpir el embarazo, se coordina el procedimiento con el ginecólogo tratante (etapa 3); prácticamente todos los abortos legales (98.8% en 2015) se realizan de forma farmacológica, no-quirúrgica, con bajos riesgos, con drogas tales como el Misoprostol.¹⁸ Luego de diez días, se realiza una consulta de control (etapa 4).

Para las menores de 18 años, el procedimiento tiene algunas especificidades. Durante la etapa 2 del procedimiento el equipo interdisciplinario valora su capacidad para tomar decisiones, en base al concepto de “autonomía progresiva”. Si el equipo lo considera necesario, consulta con los padres (o adulto responsable) de la joven: si coinciden, el proceso continúa; en cambio, si los padres se oponen, la decisión final queda en manos de un Juez.

La ley IVE entró en vigencia en diciembre del año 2012. En sus primeros tres años de implementación se realizaron poco más de 25 mil abortos legales. De ese total, un 1%

¹⁶ En el Anexo II se repasa muy brevemente la historia de la legislación sobre aborto en Uruguay. Para mayor detalle véase López Gómez (2014).

¹⁷ El límite de 12 semanas prevé las siguientes excepciones: en casos de violación se extiende hasta 14 semanas; y cuando constituya riesgo de salud para la mujer o inviabilidad del feto puede realizarse a cualquier edad gestacional.

¹⁸ Estimaciones propias, no oficiales. El Misoprostol es un medicamento creado originalmente para el tratamiento de úlceras gástricas, que resulta altamente eficaz y seguro para inducir un aborto.

corresponde a adolescentes de 10 a 14 años y un 17% a adolescentes de 15 a 19 años. En el Cuadro 1, se muestran las tasas de aborto legal por cada mil mujeres en cada grupo de edad. Se observa una evolución ligeramente creciente en el tiempo, con excepción del grupo de adolescentes entre 10 y 14 años (no obstante, en este caso, las cifras son extremadamente bajas y deben ser interpretadas con cautela). En relación al grupo de 15 a 19 años, la tasa de aborto legal ha crecido levemente, desde 9.5‰ en 2013 hasta 12.1‰ en 2015. Para dimensionar estas cifras, se debe tener en cuenta que la tasa de fecundidad adolescente de este grupo de edad alcanzó a 55.6‰ en 2015.

Cuadro 1. Abortos legales, tasas de Uruguay, 2013-2015.
(número de embarazos interrumpidos por cada 1000 mujeres, ‰).

	Adolescentes			Total (10-44)
	10-14	15-19	10-19	
2013	0.61	9.5	5.2	8.3
2014	0.55	10.5	5.7	9.9
2015	0.75	12.1	6.6	10.8

Fuente: elaboración propia en base a información sobre abortos legales (Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud) y población femenina de Estimaciones y proyecciones de población - revisión 2013 (INE).

Notas: para el total se tomó como población de referencia 10 a 44 años.

Uno de los puntos críticos para la implementación de la ley IVE se vincula al requerimiento legal de que actúe un profesional de la ginecología combinado con el reconocimiento del derecho a la objeción de conciencia. Por un lado, la ley IVE estableció que los únicos habilitados para realizar el aborto son los ginecólogos, restringiendo la cantidad de especialistas habilitados para intervenir en la etapa 3 del procedimiento.¹⁹ Dado que la mayoría de los abortos se realiza con medicamentos, cualquier profesional de la medicina -no necesariamente un ginecólogo- podría recetarlos, tal como señala MYSU (2017) que sucede en otros países donde el aborto es legal. Por otro lado, la ley también incorporó la figura de objeción de conciencia, que ampara a aquellos ginecólogos y personal de salud que se nieguen a practicar abortos.

Entonces, la provisión de los servicios de aborto legal depende de la disponibilidad de ginecólogos no-objetores de conciencia, que ha sido muy heterogénea en el territorio. A

¹⁹ Según los datos arrojados por el Censo Nacional de Profesionales de la Salud realizado en 2008, había en Uruguay un total de 504 ginecólogos (MS, 2010); según información más reciente aportada por el MS hay en Uruguay un total de 638 ginecólogos. Si se considera a las mujeres mayores de 14 años como población de referencia, en el año 2008 había 0.36 ginecólogos por cada mil mujeres, mientras que en 2016/2017 este ratio asciende a 0.43.

modo de ejemplo, en el departamento de Salto todos los ginecólogos interpusieron recursos de objeción de conciencia. Asimismo, las distintas interpretaciones sobre el alcance de este recurso generaron tensiones y resistencias entre los profesionales de la salud,²⁰ cuyas demandas derivaron incluso en modificaciones a la reglamentación de la ley IVE.

Los cambios reglamentarios vinculados a la objeción de conciencia generaron variabilidad temporal en la disponibilidad de ginecólogos no-objetores, mientras que la desigual distribución territorial del uso de este recurso generó variabilidad geográfica. Si bien no existe información desagregada por departamento sobre la evolución del número (o porcentaje) de ginecólogos objetores que nos permita confirmar esta hipótesis, se presenta a continuación evidencia que la respalda. En primer lugar, se describen los cambios reglamentarios que ha experimentado la ley IVE en cuanto a la posibilidad de los profesionales de presentar objeción de conciencia y, en segundo lugar, se analiza la adhesión a este recurso a lo largo del país.

II.2.1. Cambios reglamentarios vinculados a la objeción de conciencia

El decreto reglamentario de la ley IVE estableció que la objeción de conciencia sólo es válida respecto a la etapa 3 del procedimiento (realizar el aborto: recetar el fármaco o hacer el legrado); por lo que no exime al médico de asistir a la mujer en las instancias de asesoramiento y atención pre y post-aborto. Además, estableció la obligación de presentar el recurso de objeción por escrito ante las autoridades de las instituciones en las que se desempeña.

Con el argumento de que esta reglamentación restringía el derecho a la objeción de conciencia reconocido por la ley, un grupo de médicos presentó en julio de 2013 un recurso de nulidad contra el decreto reglamentario (ante el Tribunal de lo Contencioso

²⁰ Los ginecólogos se ampararon en el derecho a la objeción de conciencia, que la ley les garantiza, “mediante una interpretación de esta figura que trasciende ampliamente la libertad de conciencia, para basarse en otros argumentos de tipo económico, corporativo y/o de oposición a la ley aprobada” (López Gómez y Couto, 2017). También se ha señalado desde la ONG Mujer y Salud en Uruguay (MYSU) que el hecho de que los abortos no se paguen como acto médico, a diferencia de otros procedimientos tales como cesáreas, podría reducir los incentivos de algunos ginecólogos a realizarlos (Univisión Noticias, 2016).

Administrativo, TCA). En junio de 2013, un mes antes, se había realizado una consulta popular de voto no obligatorio para derogar la ley IVE, que no alcanzó el mínimo de adhesiones requeridas.

En octubre de 2014, se suspendieron preventivamente los artículos reglamentarios referidos a la objeción de conciencia, eximiendo al personal de salud de participar en las etapas previas y posteriores a la interrupción del embarazo, permitiéndoles brindar información sobre alternativas destinadas a mantener el embarazo y exonerándolos de la obligación de presentar el recurso de objeción por escrito.

Finalmente, en agosto de 2015, un fallo definitivo del TCA anuló algunos artículos del decreto reglamentario, ampliando la posibilidad de manifestar objeción de conciencia a los paraclínicos y administrativos; y abarcando todas las etapas del procedimiento. Pero mantuvo la obligación de que el recurso sea presentado por escrito ante los empleadores.

En suma, las distintas interpretaciones sobre el alcance de la objeción de conciencia generaron tensiones y resistencias entre los profesionales de la salud, cuyos reclamos derivaron incluso en modificaciones a la reglamentación de la ley IVE. Se asume que estos cambios normativos vinculados a la objeción de conciencia generaron variabilidad temporal en la disponibilidad de ginecólogos no-objetores. Las cifras oficiales revelan que en el primer año de implementación de la ley, 30% del total de ginecólogos había declarado objeción de conciencia, mientras que al mes de septiembre de 2015 este porcentaje alcanzaba a 40% (información proveniente del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud).

II.2.2. Adhesión a la objeción de conciencia en el territorio

No existen cifras oficiales para conocer la distribución territorial del uso del recurso de objeción de conciencia. La organización no gubernamental MYSU²¹ realiza un

²¹ Mujer y Salud en Uruguay (MYSU) es una ONG que, a través de su Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva, realiza seguimiento y monitoreo de las políticas públicas en salud y género con especial foco en salud sexual y reproductiva.

monitoreo, y al momento ha relevado la situación de 10 de los 19 departamentos del país, que abarcan 64% de la población (MYSU, 2017).

Los principales obstáculos para la atención de las usuarias se vinculan a la objeción de conciencia en 4 departamentos del litoral oeste del país (Salto, Paysandú, Río Negro y Soriano) y 2 departamentos del noreste, limítrofes con Brasil (Rivera y Cerro Largo); MYSU (2017, 2016a, 2016b, 2015 y 2014).

El caso del departamento de Salto es el más emblemático, ya que la totalidad de sus profesionales de la ginecología (12) se negaron a brindar la atención para la realización de abortos, apelando a la objeción de conciencia. En septiembre de 2013, se comienza a enviar semanalmente a un ginecólogo para atender a las mujeres que ya habían transitado por la confirmación del embarazo, el asesoramiento y los cinco días previos de reflexión, que establece la ley (MYSU, 2014). Posteriormente, el prestador público local contrató a dos profesionales no-objetores. Por tanto, el porcentaje de objetores de conciencia en Salto fue de 100% hasta septiembre de 2013 y actualmente se ubica en 80% (MYSU, 2017).

También se registran porcentajes muy elevados de objetores en el departamento de Paysandú (87%); en el departamento de Soriano (82%), con el agravante de que en la capital del departamento (Mercedes) alcanza a 100%; y en el departamento de Río Negro (43%), donde también se encontró una localidad -Young, la segunda ciudad más importante del departamento- con 100% de objetores (MYSU, 2017 y 2015).

También es preocupante la objeción de conciencia en el departamento de Rivera (donde supera el 60%) y en el departamento de Cerro Largo (entre 30 y 60%),²² ambos limítrofes con Brasil (MYSU, 2017, 2016a y 2016b). En la localidad de Río Branco (departamento de Cerro Largo), si bien hay un ginecólogo no-objedor, no atiende todos los días del mes (MYSU, 2016b).

²² En MYSU (2017) se señala que a partir de un fallo del Tribunal de lo Contencioso Administrativo TCA se resguarda el nombre de los profesionales objetores. El informe señala que es usual que un mismo profesional se desempeñe en más de un centro de salud, y que por este motivo no les fue posible computar el porcentaje de objetores por departamento, y decidieron presentar intervalos.

Por último, se estima que la objeción de conciencia es inferior al 30% en los departamentos de Montevideo, Rocha, Maldonado y Florida. No obstante, en la ciudad de Castillos (tercer centro poblado del departamento de Rocha), la tasa de objetores es de 100%; MYSU (2017, 2016a y 2016b).

En aquellas localidades donde todos los profesionales de la ginecología son objetores de conciencia, las usuarias deben ser trasladadas a otros lugares del país para su atención. Desde la ciudad de Young son derivadas a Fray Bentos (a una distancia aproximada de 100 km); desde Mercedes son derivadas a otras ciudades del departamento como Dolores o Cardona (a 39 km y 96 km respectivamente) y también a Fray Bentos (a 35 km); y desde Castillos a la ciudad de Rocha (57 km). En el caso de Río Branco, los días en que el ginecólogo no se encuentra de guardia, las mujeres son derivadas a Melo (capital del departamento, a unos 80 km). En todos los casos, cuando los servicios se encuentran saturados, las usuarias son derivadas al Hospital Pereira Rossell en Montevideo.

En suma, la evidencia presentada sugiere gran disparidad en el uso del recurso de objeción de conciencia a nivel departamental, generando variabilidad territorial en la disponibilidad de ginecólogos no-objetores.

III. Estrategia empírica

III.1. Estrategia de identificación

Se considera la siguiente Ecuación de interés:

$$(1) \text{ Educ}_{jt} = \alpha_1 FA_{jt} + \alpha_2 X_{jt} + \alpha_3 \rho_j + \alpha_4 \sigma_t + \omega_{jt}$$

Donde Educ_{jt} es el resultado educativo de la región j en el período t ; FA_{jt} es la tasa de fecundidad adolescente de la región j en el período t ; X_{jt} contiene un *set* de variables de control o covariables; el término ρ_j controla la presencia de heterogeneidad no-observada a nivel regional (como puede ser el grado de religiosidad, normas o

costumbres sociales de cada región, que se asume que no se modifican en el tiempo); σ_t es un conjunto de *dummies* que indican el período (controlando por la presencia de *shocks* a nivel agregado); y los errores estándar ω_{jt} .

La estimación de la Ecuación 1 por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) resulta en estimaciones inconsistentes del efecto de la fecundidad adolescente sobre la educación, ya que el término de error está correlacionado con la variable explicativa. De esta forma, el coeficiente de interés α_j dará cuenta de la correlación existente entre fecundidad y educación, pero no puede interpretarse como un efecto causal. Para ello, es preciso encontrar una fuente de variación exógena de la fecundidad. Basados en Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999), y valiéndonos de la reciente legalización del aborto en Uruguay, se plantea utilizar el método de Variables Instrumentales (VI).

La validez del instrumento se basa en la hipótesis de que existe una relación negativa entre la tasa de aborto legal y la tasa de fecundidad adolescente, que no afecta directamente al logro educativo, sólo de forma indirecta a través de su efecto sobre la fecundidad. Se plantea explotar la variabilidad temporal y geográfica de las tasas de aborto legal producto de la variabilidad en la implementación de la norma (véase sección II.2). El supuesto clave es que esta variabilidad depende de un proceso gobernado por factores normativos (cambios en la reglamentación, vaivenes judiciales, etc.), ajeno a los niveles de fecundidad o de asistencia escolar prevalecientes antes de la legalización.

El estimador de VI puede obtenerse por el método de Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MC2E). En primer lugar, se estima:

$$(2) FA_{jt} = \beta_1 IVE_{jt-l} + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 \rho_j + \beta_4 \sigma_t + \omega_{jt}$$

Donde IVE_{jt-l} indica el grado de implementación de la ley IVE, medido a partir de la tasa de aborto legal, en la región j , en el período $t-l$, siendo l el tiempo transcurrido entre la interrupción del embarazo y la fecha estimada de parto. Si asumimos que un embarazo se interrumpe entre la semana 6 y la 12 (límite establecido por la ley) y que la

gestación promedio es de 38 a 40 semanas, entonces los nacimientos del período t se verían afectados por los abortos realizados entre 26 y 34 semanas antes.

La estimación de la Ecuación 2 permite extraer aquella parte exógena de la variación de la fecundidad a partir de la legalización del aborto, obteniendo $F\hat{A}_{jt}$ que, en la segunda etapa, se sustituye en la Ecuación 1 para obtener una estimación de α_j que pueda tener interpretación causal.

Como primera aproximación al problema se estima la forma reducida del modelo, que se obtiene sustituyendo la Ecuación 2 en 1:

$$(3) \text{ Educ}_{jt} = \gamma_1 IVE_{jt-1} + \gamma_2 X_{jt} + \gamma_3 \rho_j + \gamma_4 \sigma_t + \omega_{jt}$$

III.2. Datos

La información relativa a la ley IVE fue proporcionada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (PSSyR, MS) en el marco del convenio de cooperación y confidencialidad mencionado anteriormente.

De forma mensual, el MS recibe de cada prestador de salud (prestadores públicos y privados que integran el Sistema Nacional Integrado de Salud, SNIS) una planilla con el total de consultas IVE. La planilla incluye el número de mujeres que se reúne con el equipo interdisciplinario (etapa 2 del procedimiento, véase sección II.2); el número de usuarias que interrumpe su embarazo (etapa 3); el número de usuarias que decide continuar con su embarazo; el número de usuarias que acude a la consulta de control post aborto, distinguiendo si se le indican medidas anticonceptivas; y el número de usuarias que sufre un aborto espontáneo luego de la consulta con el equipo. Esta información es procesada y consolidada por el PSSyR (MS).

El MS no recoge datos a nivel individual, sino a nivel de prestadores de salud. La información se encuentra agregada en los siguientes grupos de edad: menores de 15, 15 a 19, 20 a 44, y mayores de 44 años. Desafortunadamente, no se releva ninguna otra

información de la mujer como la historia genésica (nacidos vivos previos, nacidos muertos previos y, en particular, si se ha realizado abortos anteriormente), el lugar de residencia habitual (se registra la ubicación del prestador), o indicadores socioeconómicos como el nivel educativo.

Se cuenta con dos grupos de adolescentes: 10 a 14 y 15 a 19 años. No obstante, como puso de manifiesto el Cuadro 1, el número de abortos legales de las adolescentes de 10 a 14 años es sumamente bajo, impidiendo realizar estimaciones confiables. En definitiva, se pondrá el foco de análisis en los resultados de las jóvenes de 15 a 19 años, si bien se presentan en el Anexo III los resultados para el agregado de 10 a 19 años.

La frecuencia de la información es mensual y se encuentra disponible para el período comprendido entre diciembre de 2012 y abril de 2016. Sin embargo, debido al bajo número de casos se decidió trabajar de forma trimestral. Es posible identificar la ubicación geográfica de cada prestador, lo que permitió consolidar los totales a nivel departamental.

Se construyeron las tasas de aborto legal por cada grupo de mil mujeres de 15 a 19 años, utilizando la población femenina de las Estimaciones y proyecciones de población, revisión 2013 (Instituto Nacional de Estadística, INE), que se puede desagregar a nivel departamental, por sexo y grupos quinquenales de edad, con frecuencia anual.

La tasa específica de fecundidad indica el número de nacidos vivos por cada grupo de mil mujeres de determinada edad durante un período determinado. El número de nacidos vivos proviene del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE) y se agrega según trimestre de nacimiento, edad y departamento de residencia de la madre. Y la población femenina proviene de las Estimaciones y proyecciones de población, revisión 2013 (INE).

Como resultado educativo se utiliza el nivel promedio de años de educación de las adolescentes y las tasas de asistencia escolar femenina. También se incorpora un ajuste a las tasas de asistencia, para tomar en cuenta que las adolescentes mayores de 17 pueden haber completado la educación media y decidir no continuar estudiando (desde 2008 es obligatorio en Uruguay finalizar la enseñanza media), por esto se construye una

tasa de matriculación ajustada que refleja la proporción de adolescentes en cada grupo de edad que estudia o ya completó la educación media. Los tres resultados educativos provienen del procesamiento de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares del INE (ECH) de la Base SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), se computan a nivel departamental, con frecuencia trimestral, según grupo de edad de las jóvenes.

Otras variables a escala departamental, incluidas en las estimaciones como variables de control, son el tamaño de la población; indicadores del lado de la oferta como el número de establecimientos educativos y el número de profesionales de la salud; indicadores de actividad como las tasas de desempleo; y variables que intentan capturar los efectos de otras políticas implementadas en el período, como la reforma integral del sistema sanitario y la incorporación del pago a los prestadores de salud por la captación precoz de los embarazos.

- La población total y femenina adolescente de cada departamento (como proporción del total), proviene de las Estimaciones y proyecciones de población, revisión 2013 (INE), disponibles de forma anual.
- El número de establecimientos públicos de educación secundaria cada diez mil habitantes, de los Anuarios Estadísticos del Ministerio de Educación, a nivel departamental con frecuencia anual.
- El número de médicos cada diez mil habitantes, a nivel departamental con frecuencia anual, de la Caja de Jubilaciones de Profesionales Universitarios (extraído de los Anuarios Estadísticos que publica el INE).
- Las tasas de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), se obtienen del procesamiento de los microdatos de la ECH (INE) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), a nivel departamental y con frecuencia trimestral.
- La proporción de mujeres con cobertura de salud, se obtiene del procesamiento de los microdatos de la ECH (INE) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), a nivel departamental y con frecuencia trimestral. Esto es de particular importancia, ya que el período de estudio coincide con una reforma muy importante del sistema de salud que implicó un aumento de la cobertura, implementado de forma escalonada a partir de 2008.²³

²³ La reforma del sistema sanitario, aprobada en Uruguay en diciembre de 2007, amplió el derecho de atención al núcleo familiar de los trabajadores formales. La extensión de los beneficios se realizó de forma escalonada. En enero de 2008 se incorporó a los hijos menores de 18, o mayores con discapacidad,

- Por último, se obtuvo la proporción de nacimientos de mujeres que controlaron su embarazo desde antes de la semana 12 (límite establecido por la ley IVE para interrumpir el embarazo), que surge de los registros de nacimientos (Certificado de Nacido Vivo, Estadísticas Vitales, MS-INE). Este indicador muestra un aumento importante, asociado a la introducción de un componente de pago por el cumplimiento de ciertas “*Metas Asistenciales*”, entre las que se encuentra la captación precoz de los embarazos (hasta la semana 14), a los prestadores de salud.

En base a la información recopilada fue posible construir un panel de datos balanceado, a nivel departamental, con periodicidad trimestral para el período comprendido entre el primer trimestre de 2006 y el cuarto trimestre de 2015, que incluye información para las jóvenes de 15 a 19 sobre las tasas de aborto legal, las tasas de fecundidad, de asistencia escolar y años de educación promedio, así como otras variables de control.

Cabe señalar que se utilizan datos desde 2006 para contemplar la situación previa a la ley IVE, vigente desde diciembre de 2012. En el período anterior a la legalización, las tasas de aborto legal se imputan como cero. En la próxima sección se discute esta imputación y sus posibles implicancias para las estimaciones.

III.3. Alcance y limitaciones

Las estimaciones por VI pueden interpretarse como efectos causales para aquellas jóvenes cuyas decisiones de fecundidad se ven afectadas por la legislación que permite la interrupción del embarazo (grupo denominado *compliers*),²⁴ si se cumplen los siguientes supuestos:

- (i) Independencia; la exposición a la legislación es tan buena como si fuese asignada de modo aleatorio, condicional en las variables de control incluidas.

a cargo de los trabajadores formales. Luego, se incorporó a los cónyuges de los trabajadores formales en distintas etapas, según el número de hijos a cargo.

²⁴ La población se divide en cuatro grupos, definidos por la forma en que reaccionan frente a la legalización del aborto: jóvenes que interrumpen su embarazo debido a que la nueva legislación lo permite, y que de otro modo no lo hubiesen hecho (*compliers*); jóvenes que de todos modos iban a interrumpir el embarazo, de forma clandestina (*always-takers*); jóvenes que nunca interrumpirían un embarazo, sin importar que la Ley lo permita y les brinde el acceso (*never-takers*); y jóvenes que hubieran interrumpido un embarazo en un marco clandestino, pero no bajo la nueva legislación (*defiers*).

- (ii) Restricción de exclusión; la legalización del aborto no debería afectar las elecciones educativas, excepto a través de las decisiones de fecundidad.
- (iii) Primera etapa; las tasas de aborto legal deben afectar a las tasas de fecundidad, y este efecto no puede ser débil.
- (iv) Monotonicidad; no existe el grupo de *defiers* (jóvenes que hubieran interrumpido un embarazo en ausencia de la ley IVE, pero que deciden continuar el embarazo bajo la nueva legislación).

Un instrumento que es tan bueno como asignado al azar, afecta el resultado a través de un único canal conocido, tiene una primera etapa, y afecta el canal causal de interés sólo en una dirección, puede ser utilizado para estimar el efecto causal promedio (ATE, por sus siglas en inglés) en el grupo afectado por el instrumento (*compliers*). El efecto estimado será un efecto local (LATE), lo que cuestiona el valor predictivo de la relación causal encontrada (la validez externa de los resultados) ya que sólo podrá extrapolarse a toda la población si asumimos efectos homogéneos (Angrist y Pischke, 2009).

Una limitación que enfrenta este análisis es la omisión de los abortos ilegales ya que, debido a la naturaleza del fenómeno, prácticamente no existe información al respecto. Una estimación a nivel nacional, para 1999-2001, arroja una tasa de 38.5 abortos cada mil mujeres de 15 a 49 años (Sanseviero, 2003).

La variable instrumental utilizada se basa en los embarazos interrumpidos bajo el nuevo marco normativo, omitiendo los abortos clandestinos previos a la sanción de la ley IVE. En este sentido, la legalización de la práctica del aborto podría generar dos efectos simultáneos:

- (i) Una sustitución de abortos ilegales por legales, es decir, los embarazos que antes se interrumpían de forma clandestina (véase Anexo II) pasan a interrumpirse bajo el marco de la nueva ley, capturando un mejor registro del fenómeno, pero no un efecto real de cambio en el comportamiento de las jóvenes.
- (ii) Un efecto real de la ley IVE que, al dejar de tipificar al aborto como un delito y brindar acceso a esta prestación, favorece que las mujeres se apropien de esta posibilidad de interrumpir legalmente un embarazo no deseado.

El primero corresponde al grupo de mujeres que de todos modos hubiera interrumpido su embarazo, sin considerar la legislación vigente (*always-takers*), y no debería impactar sobre la fecundidad; mientras que el segundo corresponde al grupo de mujeres que modifica su comportamiento a partir de la sanción de la ley (*compliers*). Si bien no es posible conocer el tamaño relativo de ambos grupos; vale reiterar que el método de VI estima el efecto causal promedio para los *compliers*.²⁵

Además, es posible que luego de la sanción de la ley continúen interrumpiéndose embarazos por fuera del sistema formal. Según MYSU (2017), en Uruguay sigue existiendo la práctica clandestina del aborto, si bien no se conoce en qué magnitud, dado que es extremadamente difícil obtener estimaciones sobre este fenómeno.²⁶ Cabe señalar que la coexistencia de la práctica clandestina con la legal podría sesgar las estimaciones en el caso en que la covarianza entre abortos legales e ilegales fuera negativa (por ejemplo, si en aquellos departamentos donde las mujeres enfrentan mayores restricciones para acceder a esta prestación, se fomentase un mercado clandestino de Misoprostol).

Por otra parte, es importante notar que el número de abortos legales es un valor de equilibrio, que se encuentra determinado, en parte, por la posibilidad de abortar legalmente y el número de ginecólogos no-objetores de conciencia en la región (es decir, la oferta de servicios de aborto legal), pero también por el número de mujeres embarazadas que desean interrumpir su embarazo (es decir, la demanda por la prestación). En vista de las restricciones de oferta, se asume que el número de abortos legales realizados depende fuertemente de la disponibilidad. Al igual que Ribar (1994), se utilizaron las tasas de aborto legal como *proxy* de la disponibilidad de los servicios.

Por último, una potencial falla de la estrategia de identificación (que viola el supuesto de independencia) es la movilidad regional. La información disponible sobre IVE no permite conocer el departamento de residencia habitual de la mujer, por lo que el instrumento se basa en el departamento donde tiene lugar la interrupción del embarazo

²⁵ En EEUU se estima que al menos dos tercios de los abortos realizados inmediatamente después de la legalización sustituyeron abortos ilegales, Sklar y Berkov (1974).

²⁶ En el caso de Rumania se evidenció que luego de la legalización en el año 1989 los abortos ilegales prácticamente desaparecieron (Pop-Eleches, 2010).

(lugar de ocurrencia). Esto es particularmente relevante en el caso de Uruguay, un país donde las distancias son relativamente cortas y no existen barreras geográficas importantes. Para mitigar esta preocupación, se realizan dos ejercicios de robustez que toman en cuenta los casos en que las mujeres deben ser trasladadas y los casos en que viajan por decisión propia para interrumpir el embarazo en otro lugar.

IV. Resultados

IV.1. Efectos educativos del acceso a la interrupción legal del embarazo

El Cuadro presenta los resultados de estimar la forma reducida del modelo para los tres indicadores educativos considerados: tasa de asistencia escolar femenina, tasa ajustada de asistencia escolar femenina (proporción de adolescentes que estudia o ya completó la educación media) y años de educación promedio. Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, regresando cada resultado educativo en las tasas de aborto legal rezagadas dos trimestres (columnas 1-3) y tres trimestres (columnas 4-6).²⁷ Se presenta una especificación sencilla que sólo incluye efectos fijos (EF) por departamento, una segunda especificación que incorpora además variables de control y una tercera que agrega un *set* de *dummies* por período (trimestre/año).

El Panel A del Cuadro muestra que, bajo la especificación más sencilla, el coeficiente estimado es positivo y estadísticamente significativo al 1% (5%) cuando se utiliza la tasa de aborto legal rezagada dos (tres) trimestres. Por cada embarazo interrumpido cada mil adolescentes de 15 a 19 años, la tasa de asistencia escolar aumenta entre 0.8 y 1 punto porcentual (p.p.). No obstante, estos resultados no son robustos: al introducir variables de control y *dummies* por período, los coeficientes pierden significatividad estadística.

El Panel B presenta el efecto del acceso a interrumpir un embarazo legalmente sobre la probabilidad de asistir al sistema educativo o haber completado la educación media (tasa ajustada de asistencia escolar femenina). Los resultados son similares a los

²⁷ Véase sección III.1.

hallados en el Panel A, para asistencia escolar, en términos de significatividad estadística, signo y magnitud de los coeficientes no-nulos.

Por último, en el Panel C se muestran los resultados de la forma reducida al considerar el efecto de las tasas de aborto legal sobre los años de educación promedio. No se encuentran coeficientes estadísticamente distintos de cero, excepto en una de las especificaciones (tasas de aborto legal rezagadas tres trimestres, con EF departamentales y covariables, columna 5). Sin embargo, este resultado no es robusto a cambios en la especificación del modelo, su significatividad estadística es débil (10%), y su signo negativo es contrario al esperado.

Cuadro 2. Efectos educativos del acceso a la interrupción del embarazo (forma reducida).

Mujeres 15 a 19 años.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PANEL A: Asistencia escolar						
IVE (<i>t-l</i>)	0.974***	0.327	0.056	0.798**	0.064	-0.166
	(0.292)	(0.362)	(0.552)	(0.281)	(0.212)	(0.249)
R2	0.027	0.070	0.150	0.017	0.068	0.150
PANEL B: Asistencia escolar ajustada^a						
IVE (<i>t-l</i>)	1.096***	0.331	0.060	0.820***	-0.081	-0.445
	(0.298)	(0.335)	(0.532)	(0.276)	(0.195)	(0.286)
R2	0.037	0.092	0.162	0.019	0.090	0.164
PANEL C: Años de educación						
IVE (<i>t-l</i>)	0.023	-0.013	-0.003	0.011	-0.030*	-0.018
	(0.015)	(0.015)	(0.019)	(0.016)	(0.017)	(0.016)
R2	0.006	0.048	0.177	0.001	0.053	0.178
Observaciones	760	760	760	760	760	760
Trim. de rezago (<i>t-l</i>)	2	2	2	3	3	3
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	-	Si	Si	-	Si	Si
Dummies trim/año	-	-	Si	-	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

(a) Asistencia escolar ajustada: proporción de adolescentes que estudia o ya completó educación media.

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 15-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab.; número de médicos c/10000 hab.; proporción de mujeres con cobertura de salud; y proporción de nacimientos de madres 15-19 que asistieron a la primer consulta prenatal antes del límite legal de interrupción del embarazo (semana 12).

Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, regresando para las adolescentes de 15-19 los distintos resultados educativos en las tasas de IVE (abortos legales cada mil mujeres) rezagadas 2 trimestres (columnas 1-3) y 3 trimestres (columnas 4-6). Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

Se presentaron en este apartado los efectos educativos del acceso a interrumpir un embarazo (medido a partir de las tasas de aborto legal) para las adolescentes de 15 a 19 años. La evidencia encontrada indica la ausencia de efectos sobre asistencia escolar (Panel A y B, Cuadro) y, en línea con esto, la ausencia de efectos sobre los años de educación promedio (Panel C). A la luz de estos resultados, y teniendo en cuenta que si no se encuentra la relación causal de interés en la forma reducida, es probable que no exista (Angrist y Pischke, 2009) se espera que las estimaciones por VI arrojen que la fecundidad no tiene efecto causal sobre los resultados educativos de las adolescentes.

IV.2. El efecto del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre la fecundidad adolescente

Para que la estrategia empírica sea válida, al estimar la primera etapa de MC2E es necesario encontrar que las tasas de aborto legal impactan sobre las tasas de fecundidad, entre las adolescentes, de forma significativa. Si bien la evidencia disponible para Uruguay no abona esta hipótesis (Antón y otros, 2018; Ferre, 2015), cabe mencionar que estos estudios no contaban con información sobre los abortos realizados bajo la ley IVE, por lo que emplearon una fuente de información y metodología diferentes, con distinto alcance geográfico y temporal.

En el Panel A del Cuadro 3 se presentan los resultados de la primera etapa (Ecuación 2), donde se regresa la tasa de fecundidad adolescente en la tasa de aborto legal rezagada dos trimestres (columnas 1-3) y tres trimestres (columnas 4-6). Igual que en la sección anterior, se presentan tres especificaciones: una sencilla que sólo controla por EF a nivel departamental, otra que incorpora además variables de control, y una tercera que agrega un *set* de *dummies* por período.

El coeficiente estimado bajo la especificación más sencilla (columnas 1 y 4) es negativo y estadísticamente significativo al 1%, ubicándose en -0.3 (-0.35) cuando se utiliza la

tasa de aborto legal rezagada dos (tres) trimestres. El estadístico F supera ampliamente el umbral informal de 10 que indica si un instrumento es débil.²⁸

Cuando se incluyen variables de control, se reduce la bondad del ajuste entre la tasa de aborto legal y la tasa de fecundidad adolescente medida a partir del R2-parcial.²⁹ También se reduce el estadístico F, quedando por debajo del umbral de 10 (aunque muy cerca en caso de utilizar las tasas de aborto legal de tres trimestres atrás, columna 5). El coeficiente también disminuye y baja su nivel de significatividad estadística de 1% a 10% cuando se utilizan las tasas de aborto legal de dos trimestres atrás (columna 2).

La incorporación de *dummies* temporales tiene un efecto ligeramente diferente según se considere un lapso de dos o tres trimestres entre la interrupción del embarazo y su efecto sobre los nacimientos. En el primer caso, mejora el ajuste: aumenta el nivel de significatividad estadística, el R2-parcial y el estadístico F (columna 3 vs. columna 2); el coeficiente es negativo, estadísticamente significativo al 5%, y se ubica en -0.31. En cambio, cuando se considera la tasa de aborto legal rezagada tres trimestres, la incorporación de *dummies* por período empeora el nivel de significatividad estadística, el R2-parcial y el estadístico F (columna 6 vs. columna 5); igualmente el coeficiente se mantiene significativo (al 5%) y alcanza a -0.26.

En suma, los coeficientes estimados de la primera etapa son negativos, se ubican entre -0.35 y -0.17, son estadísticamente significativos y robustos a las distintas especificaciones. Los resultados indican que por cada punto por mil de aumento en la tasa de aborto legal adolescente, la tasa de fecundidad de este grupo etario disminuye de 0.17 a 0.35 puntos por mil (dependiendo de la especificación); esto es, por cada embarazo interrumpido legalmente, los nacidos vivos de madres adolescentes caen en 0.17-0.35. La evidencia encontrada implica que el acceso al aborto legal disminuye la fecundidad adolescente y, por tanto, constituye un instrumento válido para estimar el impacto de la fecundidad sobre la educación. Sin embargo, el estadístico F y el R2-

²⁸ En este caso de identificación exacta (un instrumento para una variable endógena) el estadístico F de la primera etapa coincide con el cuadrado del estadístico t de significatividad individual del instrumento. Es usual considerar un umbral de 10 para este indicador, un estadístico F que no supera este umbral se asocia a un instrumento débil (no obstante, este umbral se trata de una regla informal establecida por Stock y otros, 2002).

²⁹ El R2-parcial de la primera etapa refleja cuánto contribuye la variabilidad de la tasa de aborto legal adolescente (instrumento) a la variabilidad de la tasa de fecundidad adolescente (variable endógena).

parcial indican que podría tratarse de un instrumento débil en algunos casos, sugiriendo cautela.

Cuadro 3. Efecto de la fecundidad adolescente sobre resultados educativos.
(estimaciones por MC2E; Panel A Primera etapa; Paneles B, C y D Segunda etapa).
Mujeres 15 a 19 años.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PANEL A: Primera etapa						
IVE (<i>t-l</i>)	-0.305 *** (0.072)	-0.174 * (0.094)	-0.315 ** (0.126)	-0.354 *** (0.065)	-0.242 *** (0.08)	-0.264 ** (0.108)
R2 Parcial	0.026	0.006	0.010	0.033	0.011	0.006
Estadístico F	17.94 ***	3.45 *	6.25 **	29.97 ***	9.04 ***	5.94 **
PANEL B: Segunda etapa - Asistencia escolar						
FA	-3.190 *** (1.079)	-1.876 (1.88)	-0.176 (1.227)	-2.256 ** (0.968)	-0.266 (1.3)	0.629 (1.463)
PANEL C: Segunda etapa - Asistencia escolar ajustada^a						
FA	-3.590 *** (1.105)	-1.899 (1.817)	-0.191 (1.226)	-2.319 *** (0.897)	0.334 (1.101)	1.687 (1.501)
PANEL D: Segunda etapa - Años de educación						
FA	-0.076 * (0.042)	0.072 (0.116)	0.010 (0.066)	-0.030 (0.037)	0.125 (0.086)	0.067 (0.085)
Observaciones	760	760	760	760	760	760
Trim. de rezago (<i>t-l</i>)	2	2	2	3	3	3
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	-	Si	Si	-	Si	Si
Dummies trim/año	-	-	Si	-	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

(a) Asistencia escolar ajustada: proporción de adolescentes que estudia o ya completó educación media.

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 15-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab.; número de médicos c/10000 hab.; proporción de mujeres con cobertura de salud; y proporción de nacimientos de madres 15-19 que asistieron a la primer consulta prenatal antes del límite legal de interrupción del embarazo (semana 12).

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la Primera etapa, donde la variable dependiente es la tasa de fecundidad adolescente, se muestra el coeficiente asociado a las tasas de IVE (abortos legales cada mil mujeres) rezagadas 2 trimestres (columnas 1-3) y 3 trimestres (columnas 4-6). También el R2 parcial y el Estadístico F de la Primera etapa. Los Paneles B, C y D presentan los resultados de la Segunda etapa, donde la variable dependiente son los diferentes resultados educativos, se muestra el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad adolescente. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

IV.3. Efectos educativos de la fecundidad adolescente

Se presentan aquí los resultados de la segunda etapa de MC2E, es decir, el impacto de la fecundidad sobre: la asistencia escolar de las adolescentes, sin importar el nivel que

cursan (Panel B); la asistencia escolar, pero ajustando si completaron educación media (Panel C); y los años de educación (Panel D).

El Panel B del Cuadro 3 muestra que, bajo la especificación más sencilla, el coeficiente resulta negativo y significativo al 1% (5%) cuando se utiliza la tasa de aborto legal con dos (tres) trimestres de rezago: por cada nacimiento cada mil adolescentes de 15 a 19 años, la tasa de asistencia escolar disminuye en 3.2 p.p. (2.6 p.p.). Sin embargo, estos resultados no son robustos a las distintas especificaciones: al incluir covariables y *dummies* temporales, los coeficientes pierden significatividad estadística.

El análisis de los efectos sobre la tasa ajustada de asistencia escolar femenina (asistencia al sistema educativo o educación media completa) que se presenta en el Panel C muestra resultados muy similares a los hallados en el Panel B.

Por último, en el Panel D no se encuentran coeficientes estadísticamente distintos de cero, excepto en una de las especificaciones (columna 1, rezago de dos trimestres, sólo controlando por EF departamentales). Sin embargo, este resultado no es robusto a la incorporación de controles y su significatividad estadística es débil (10%).

En definitiva, los resultados de la segunda etapa confirman los indicios de la forma reducida, la fecundidad adolescente no tiene impactos educativos intra-generacionales.

En el Anexo III, los resultados para las jóvenes de 10 a 19 años reafirman lo encontrado para las adolescentes de 15 a 19: el acceso al aborto legal reduce la fecundidad adolescente (coeficiente de la primera etapa negativo y estadísticamente significativo); la fecundidad adolescente no tiene efecto causal sobre años de educación ni asistencia escolar (coeficientes estadísticamente nulos en la segunda etapa).

En el Anexo IV se extiende el análisis a otros *outcomes*, en particular se evalúa el impacto de la fecundidad sobre la participación laboral femenina, ampliando además el análisis a mujeres adultas. No se encuentran efectos significativos de la fecundidad adolescente sobre los resultados laborales de las jóvenes. En el caso de las mujeres adultas, los resultados de la primera etapa indican que las tasas de fecundidad no fueron

afectadas de forma significativa por las tasas de aborto legal y por esto se descarta su uso como variable instrumental.³⁰

IV.4. Robustez

Una limitación de los datos sobre embarazos interrumpidos bajo el nuevo marco legal es que no permiten conocer el lugar de residencia habitual de la mujer, sino que se basan en la ubicación del prestador de salud donde la mujer asiste a la tercera consulta del procedimiento establecido para IVE. Es decir, se conoce el departamento de ocurrencia y no hay información sobre el departamento de residencia. Esto es particularmente preocupante en el caso de Uruguay, un país donde las distancias son relativamente cortas y no existen barreras geográficas importantes. Para tener en cuenta la posible movilidad regional se realizan dos ejercicios de robustez.

IV.4.1. Primer Ejercicio

En aquellas localidades donde no hay disponibilidad de médicos ginecólogos, las usuarias deben ser trasladadas para la realización del aborto (etapa 3 del procedimiento establecido por la ley IVE, véase sección II.2). Sin embargo, se asume que realizan la consulta con el equipo interdisciplinario (etapa 2 del procedimiento) en el lugar de residencia, un supuesto razonable considerando que entre la segunda y la tercera etapa es obligatorio que transcurra un mínimo de cinco días.

Como primer ejercicio de robustez se reestimaron todas las ecuaciones utilizando la ubicación del prestador (departamento) donde se realizó la consulta con el equipo interdisciplinario, requisito previo al aborto. Por simplicidad, sólo se presentan los resultados para la especificación más completa (que incluye EF a nivel departamental, covariables y *dummies* temporales). El Cuadro 4 presenta los resultados estimados

³⁰ Debido a la agregación por edades de los datos de aborto legal, el grupo de mujeres adultas corresponde a mujeres entre 20 y 44 años. La ausencia de una primera etapa podría explicarse por la heterogeneidad de este grupo, ya que abarca a mujeres en las edades centrales de la fecundidad (20 a 34) y mujeres mayores que se encuentran en una etapa avanzada del ciclo reproductivo (35 a 44).

utilizando como variable instrumental las tasas de consulta con el equipo interdisciplinario o IVE2 (columnas 3 y 4), para comparar con los resultados principales que utilizan como variable instrumental las tasas de aborto legal o IVE3 (columnas 1 y 2).

Los resultados de la primera etapa (Panel A), son similares a los encontrados anteriormente, los coeficientes estimados son negativos y estadísticamente significativos. Sin embargo, cuando se utilizan dos trimestres de rezago, la estimación resulta más débil: el coeficiente es significativo al 10% (antes era significativo al 5%), y el estadístico F y el R²-parcial son menores.

Los resultados de la segunda etapa coinciden: no se encuentran efectos significativos de la fecundidad sobre la educación de las adolescentes (Paneles B, C y D del Cuadro 4).

IV.4.2. Segundo Ejercicio

En el interior del país, por la baja densidad de población, o por el diseño y la disposición de los servicios, la intimidad y anonimato de la mujer que desea interrumpir un embarazo no siempre están asegurados (MYSU, 2015).³¹ Por tanto, se puede asumir que en muchos casos las mujeres residentes en el interior del país viajan a Montevideo para interrumpir el embarazo, en búsqueda del anonimato que proporciona la capital.

Como ejercicio de robustez adicional, se reestimaron todas las ecuaciones quitando el departamento de Montevideo de la muestra. La hipótesis es que Montevideo es un departamento receptor (tanto por traslados institucionales como por mujeres que deciden viajar voluntariamente), que tiene una tasa de aborto legal más alta que la que registraría si se conociera el departamento de residencia de las mujeres, y esto sesga los resultados, atenuándolos. Se explora si al quitar a Montevideo de la muestra se encuentran efectos educativos significativos.

³¹ Por ejemplo, si la usuaria tiene que explicar en ventanilla que solicita atención por una IVE, esto atenta contra la confidencialidad de la consulta.

Para facilitar la lectura y análisis de los resultados, el Cuadro 4 presenta nuevamente los resultados estimados en base a la muestra completa de 19 departamentos (columnas 1 y 2) y los resultados sin Montevideo (columnas 5 y 6).

En el Panel A se observa que los resultados de la primera etapa, quitando al departamento de Montevideo de la muestra, son análogos a los encontrados anteriormente: todos los coeficientes estimados mantienen el signo y el nivel de significatividad estadística. Cabe señalar que el estadístico F y el R2-parcial de la primera etapa son más altos respecto a la estimación con los 19 departamentos. Esto sugiere que, en efecto, la inclusión de Montevideo en la muestra provocaba un sesgo de atenuación en los resultados de la primera etapa.

Un estadístico F y R2-parcial más altos en la primera etapa reducen la pérdida de eficiencia de las estimaciones de la segunda etapa, aumentando su precisión. Sin embargo, a pesar de esta mayor precisión, tampoco se encuentran efectos significativos en la educación de las adolescentes. Los Paneles B, C y D del Cuadro 4 (columnas 5 y 6) arrojan resultados similares a los obtenidos anteriormente (columnas 1 y 2). Todos los coeficientes mantienen su signo y son estadísticamente nulos.

Cuadro 4. Efecto de la fecundidad adolescente sobre resultados educativos. Ejercicios de robustez.

(estimaciones por MC2E; Panel A Primera etapa; Paneles B, C y D Segunda etapa).
Mujeres 15 a 19 años.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PANEL A: Primera etapa						
IVE (<i>t-l</i>)	-0.315 **	-0.264 **	-0.217 *	-0.237 **	-0.325 **	-0.272 **
	(0.126)	(0.108)	(0.119)	(0.105)	(0.128)	(0.11)
R2 Parcial	0.010	0.006	0.006	0.007	0.011	0.007
Estadístico F	6.25 **	5.94 **	3.31 *	5.11 **	6.52 **	6.08 **
PANEL B: Segunda etapa - Asistencia escolar						
FA	-0.176	0.629	0.149	0.191	-0.240	0.531
	(1.227)	(1.463)	(1.643)	(1.406)	(1.174)	(1.416)
PANEL C: Segunda etapa - Asistencia escolar ajustada^a						
FA	-0.191	1.687	0.212	1.140	-0.221	1.601
	(1.226)	(1.501)	(1.632)	(1.485)	(1.176)	(1.44)
PANEL D: Segunda etapa - Años de educación						
FA	0.010	0.067	0.053	0.077	0.008	0.065
	(0.066)	(0.085)	(0.097)	(0.093)	(0.064)	(0.083)
Observaciones	760	760	760	760	720	720
Trim. de rezago (<i>t-l</i>)	2	3	2	3	2	3
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Dummies trim/año	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Muestra	Total	Total	Total	Total	S/Mdeo	S/Mdeo
Instrumento	IVE 3	IVE 3	IVE 2	IVE 2	IVE 3	IVE 3

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

(a) Asistencia escolar ajustada: proporción de adolescentes que estudia o ya completó educación media.

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 15-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab; número de médicos c/10000 hab.; proporción de mujeres con cobertura de salud; y proporción de nacimientos de madres 15-19 que asistieron a la primer consulta prenatal antes del límite legal de interrupción del embarazo (semana 12).

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la Primera etapa, donde la variable dependiente es la tasa de fecundidad adolescente, se muestra el coeficiente asociado a las tasas de IVE (abortos legales cada mil mujeres) rezagadas 2 y 3 trimestres. También el R2 parcial y el Estadístico F de la Primera etapa. Los Paneles B, C y D presentan los resultados de la Segunda etapa, donde la variable dependiente son los diferentes resultados educativos, se muestra el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad adolescente. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

En las columnas (3) y (4) se reemplaza las tasas de IVE 3 (abortos legales cada mil mujeres) por las tasas de IVE 2 (consultas con el equipo interdisciplinario cada mil mujeres) para chequear la robustez de los resultados presentados en (1) y (2).

En las columnas (5) y (6) se quita el departamento Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados en (1) y (2).

V. Conclusiones

Los resultados sugieren que la legalización del aborto en Uruguay redujo la tasa de fecundidad adolescente: por cada punto por mil de aumento en la tasa adolescente de aborto legal, la tasa de fecundidad de este grupo etario disminuye entre 0.26 y 0.32 puntos por mil. Esto indica que el acceso al aborto con garantías legales y sanitarias contribuyó a debilitar las barreras -ya sean emocionales o económicas- para las jóvenes que cursan un embarazo no deseado.

Este resultado difiere de los hallados en los dos estudios pioneros a nivel nacional que analizaron el impacto de la legalización del aborto sobre la fecundidad adolescente (Antón y otros, 2018; Ferre, 2015), debido a que los mismos utilizan diferentes datos, horizonte temporal y metodología, ya que no contaban con la información sobre los abortos realizados bajo la ley IVE. Cabe destacar que ésta es la primera investigación en contar con información oficial sobre el número de embarazos interrumpidos legalmente desde la reforma.

Si bien no estaba entre los objetivos de la ley IVE afectar la fecundidad, se encuentra evidencia de que contribuyó a reducir la fecundidad de un grupo muy particular, las adolescentes. En este sentido, vale recordar que la maternidad temprana no planeada o deseada -que en general refleja embarazos ocurridos a destiempo- es considerada síntoma de un problema de salud sexual y reproductiva, y basta con señalar que la tasa de fecundidad adolescente es utilizada para monitorear el acceso a la salud reproductiva, en el marco de los Objetivos de Desarrollo del Milenio.³²

La asunción precoz de roles vinculados a la maternidad también es señalada como causa de desventajas -tanto socioeconómicas como riesgo de salud- para la adolescente (consecuencias intra-generacionales), el hijo (consecuencias inter-generacionales) y por el costo que representa para la sociedad. Específicamente, el nacimiento de un hijo es

³² 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. 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.

señalado como motivo de abandono escolar, en una etapa crítica para la acumulación de capital humano como es la adolescencia, que tendrá un impacto a lo largo de todo el ciclo de vida y no sólo durante la juventud. No obstante, es difícil desentrañar la relación causal entre educación y fecundidad adolescente, y estimar en qué medida se puede atribuir la deserción escolar a la maternidad temprana (Azevedo, Favara y otros, 2012; UNFPA, 2013).

Utilizando el método de Variables Instrumentales, se identificó en este Capítulo el impacto de la fecundidad adolescente sobre los logros educativos de las jóvenes. En los resultados no se observa un impacto estadísticamente significativo de la fecundidad adolescente sobre años de educación ni sobre asistencia escolar. En línea con la literatura internacional (Hotz y otros, 2005; Ribar, 1994; Azevedo, López-Calva y Perova, 2012), al corregir la presencia de endogeneidad, las consecuencias adversas de la maternidad temprana sobre la educación desaparecen.

Esto sugiere que los malos resultados educativos de las madres adolescentes no pueden atribuirse a la maternidad *per se*, indicando que las madres que abandonan los estudios iban a desvincularse del sistema educativo de todos modos, tuvieran o no un hijo durante la etapa escolar. Esto indica que existen factores inobservables que gobiernan la dinámica de ambos procesos, la salida del sistema educativo y el inicio de la vida reproductiva, y por tanto es necesario explorar estos determinantes para contribuir al diseño de políticas.

Los resultados aquí presentados se basan en los primeros tres años de vigencia de la ley IVE. Naturalmente, es prematuro para extraer evidencia concluyente acerca de la legalización del aborto y sus impactos sobre las decisiones de fecundidad, en particular sobre la fecundidad adolescente, y sobre la permanencia (o no) en el sistema educativo. Es necesario que transcurra más tiempo, para contar con más información y continuar avanzando con esta agenda de investigación.

Anexo I. Razones para abandonar los estudios

Este Anexo presenta un breve análisis de las razones que esgrimen los jóvenes para abandonar el sistema educativo, a partir de la Encuesta de Hogares, para el período 2011–2015 (similar al análisis de MEC, 2016). Se analiza a los jóvenes de 15 a 19 años, grupo de interés en materia de fecundidad adolescente.

El Cuadro AI-1 muestra que un 30% de los adolescentes entre 15 y 19 años se encuentra fuera del sistema educativo, sin haber completado el nivel medio (en 2008 se extendió la escolaridad obligatoria hasta completar la educación media).³³ Al investigar los motivos que estos jóvenes identifican como determinantes del abandono escolar, se observa que para la mayoría (57%) el principal motivo es desinterés. Le siguen, en orden de importancia, trabajo (14%), dificultades en el aprendizaje (7.5%), embarazo (7%) y asuntos familiares (5%).

La proporción de adolescentes varones que no estudia y no finalizó la educación media (35%) supera a la de mujeres (24%). Si bien para ambos sexos el principal motivo de desafiliación escolar es el desinterés (aunque este patrón es más marcado en el caso de los varones), existe una brecha de género en los restantes motivos. Entre los varones, las razones vinculadas al trabajo ocupan el segundo lugar, seguidas por dificultades en el aprendizaje, asuntos familiares y, por último, un embarazo de su pareja (con apenas 0.4%). Por el contrario, entre las mujeres los embarazos constituyen la segunda razón para abandonar los estudios (un 16% de las adolescentes que abandona la educación media antes de completarla señala un embarazo como la principal causa).

Entre las jóvenes más pobres, pertenecientes al primer quintil de ingresos, el embarazo adolescente es aún más preocupante: aproximadamente una de cada cinco (19%) atribuye su salida del sistema educativo a un embarazo.

³³ La Ley General de Educación de 2008 (Ley N° 18437) incrementó los años de escolaridad obligatoria de 10 a 14, estableciendo la obligatoriedad de la educación inicial a partir de los cuatro años (que antes comenzaba a los cinco), e incorporando los últimos tres años del nivel medio (educación media superior).

En suma, entre las mujeres, y especialmente entre las más pobres, luego del desinterés (que es referido como principal motivo de deserción por la mitad de las adolescentes), el segundo motivo para abandonar los estudios es un embarazo.

Cuadro AI-1. Razones desafiliación escolar, Uruguay, 2011 a 2015.

Total, por sexo y quintiles de ingreso para mujeres (jóvenes 15 a 19 años, %).

	Total	Varones	Mujeres		
			Total	Quintil 1	Quintiles 2a5
Falta de interés	57.3	62.6	50.2	48.1	51.8
Trabajo	14.3	17.9	9.4	6.3	11.9
Dificultad aprendizaje	7.5	7.4	7.8	6.8	8.6
Embarazo	6.9	0.4	15.8	19.2	13.1
Asuntos familiares	4.6	3.2	6.5	7.5	5.7
Otro	9.3	8.6	10.3	12.2	8.8
Observaciones	(10608)	(6091)	(4517)	(2014)	(2503)
No asiste	29.7	34.7	24.4	39.6	17.9

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de Encuesta Continua de Hogares ECH 2011 a 2015 (INE) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Notas: Quintiles de ingreso per cápita familiar. Se presenta la respuesta a “¿Cuál considera que es la principal razón por la que no finalizó la educación media?”, pregunta disponible en la ECH desde 2011. Se realiza a quienes asistieron a educación media, no finalizaron y tienen entre 12 y 29 años (se muestran los resultados para el grupo de interés, 15 a 19 años). Se agrega la información de varias encuestas (2011 a 2015) para contar con mayor número de observaciones, la penúltima fila del cuadro presenta entre paréntesis el número de observaciones con respuesta. La última fila presenta el porcentaje de adolescentes en cada categoría que no completó enseñanza media y no asiste al sistema educativo.

Si bien la Encuesta de Hogares resulta informativa acerca de los motivos de deserción escolar, cabe señalar algunas limitaciones de este análisis:

- (i) En la Encuesta de Hogares no necesariamente es el joven quien responde las preguntas sobre sí mismo, pudiendo responder otro miembro del hogar (informante calificado). En efecto, sólo 18% de los adolescentes entre 15 y 19 años es entrevistado (desde 2014 es posible identificar quién responde las preguntas individuales). Por tanto, las razones de desvinculación escolar de los jóvenes que se exponen aquí corresponden a las percepciones expresadas por ellos o su familia. Existen estudios más detallados acerca de las interpretaciones que aportan los jóvenes sobre sus propias trayectorias académicas, que se basan en fuentes de información que entrevistan directamente a los protagonistas, tales como las Encuestas de Juventud o encuestas específicas (De Melo y otros, 2015; Filardo y Mancebo, 2013; Filardo y otros, 2010; Cardozo, 2010; y Furtado, 2003).
- (ii) La Encuesta de Hogares no permite identificar el momento de abandono.
- (iii) El número de observaciones con respuesta por año es muy bajo, por eso la necesidad de agregar varias encuestas para trabajar con esta información.

Anexo II. Legislación sobre aborto en Uruguay

En octubre de 2012 se aprueba la Ley N° 18987 en Uruguay que reconoce el derecho de las mujeres a decidir sobre un aborto voluntario y les brinda acceso a esta prestación, convirtiéndose de este modo en uno de los primeros en América Latina –con excepción de Cuba, Guyana, Puerto Rico y el Distrito Federal de México– en permitir la interrupción voluntaria del embarazo o aborto. Este Anexo repasa muy brevemente la historia de la legislación sobre aborto en Uruguay, para un análisis en mayor detalle véase López Gómez (2014).

La legislación vigente hasta ese momento en la materia databa del año 1938,³⁴ y tipificaba la práctica del aborto como delito, estableciendo pena de prisión para los involucrados.³⁵ Si bien se establecían como circunstancias atenuantes los problemas económicos, los casos de violación y que la mujer corriera riesgo de salud por continuar el embarazo, en la práctica no existían servicios legales de aborto para ninguna de estas causales. En cuanto a la aplicación penal de la Ley, el número de procesamientos y condenas era muy bajo.

Este marco legal promovió la práctica clandestina del aborto. Debido a la naturaleza ilegal del aborto voluntario hasta el año 2012, no existen cifras oficiales y la información al respecto es escasa. Estimaciones realizadas en base a datos del período 1999-2001 indican que se realizaban en Uruguay alrededor de 33 mil abortos voluntarios anuales, lo que arroja una tasa de 38.5 abortos por cada mil mujeres entre 15 y 49 años (Sanseviero, 2003).

En 2001, en un contexto de aumento del número de muertes de mujeres por aborto realizado en condiciones de riesgo, surge en la mayor maternidad pública del país

³⁴ Entre 1934 y 1938, el aborto estuvo despenalizado en el país. La dictadura militar de Terra había aprobado su despenalización en diciembre de 1933, entrando en vigencia en julio de 1934. Sin embargo, pocos meses después (en enero de 1935) se prohibió la realización de abortos en los hospitales públicos, lo que limitó fuertemente su práctica. Desde 1938 el aborto fue nuevamente considerado un delito.

³⁵ Las penas eran de 3 a 9 meses de prisión para la mujer y de 6 a 24 meses para quienes colaboraran. La pena era más severa para quienes prestaran su colaboración en caso de lesión grave de la mujer (de 2 a 5 años de prisión) o muerte (de 3 a 6 años). Cuando no se contaba con el consentimiento de la mujer, los castigos eran más duros: de 2 a 8 años de penitenciaría; si la mujer sufría lesión grave de 3 a 9 años; y en caso de muerte de la mujer de 4 a 12 años.

(Hospital Pereira Rossell), un grupo conformado por profesionales de la salud denominado “Iniciativas Sanitarias”. Este grupo establece una normativa de atención pre y post aborto, para disminución del riesgo.

Se estima que hasta el año 2002, un 80% de los abortos voluntarios eran quirúrgicos (Sanseviero, 2003). A partir de esa fecha, el crecimiento del mercado clandestino del Misoprostol³⁶ condujo a un aumento de los abortos farmacológicos y no-quirúrgicos (más seguros y a menor costo).

En el año 2008, la Cámara de Senadores aprueba la Ley N° 18426 de Defensa del Derecho a la Salud Sexual y Reproductiva que incluía la despenalización del aborto. Sin embargo, un veto presidencial deroga los artículos que reconocían el derecho de la mujer a decidir la interrupción voluntaria del embarazo.

Finalmente, en octubre de 2012 se sanciona la Ley N° 18987 que permite la interrupción voluntaria del embarazo y garantiza el acceso de las mujeres a través de los servicios de salud públicos y privados que componen el Sistema Nacional Integrado de Salud.

A pesar de ello, el tema continuó generando controversias, y pocos meses después (en junio de 2013) se realizó una consulta popular de voto no obligatorio para derogarla. Esta consulta no alcanzó el mínimo de adhesiones requeridas para habilitar el plebiscito.

³⁶ El Misoprostol es un medicamento creado originalmente para el tratamiento de úlceras gástricas, que resulta altamente eficaz y seguro para inducir un aborto.

Anexo III. Estimaciones para adolescentes de 10 a 19 años

Cuadro AIII-1. Efecto de la fecundidad adolescente sobre resultados educativos.
(estimaciones por MC2E; Panel A Primera etapa; Paneles B, C y D Segunda etapa).
Mujeres 10 a 19 años.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PANEL A: Primera etapa						
IVE (<i>t-l</i>)	-0.103 (0.071)	-0.211 ** (0.087)	-0.283 *** (0.105)	-0.147 ** (0.062)	-0.285 *** (0.071)	-0.203 ** (0.09)
R2 Parcial	0.004	0.009	0.010	0.007	0.015	0.005
Estadístico F	2.12	5.90 **	7.28 ***	5.67 **	16.20 ***	5.07 **
PANEL B: Segunda etapa - Asistencia escolar						
FA	-6.749 (5.29)	-2.267 (1.755)	0.246 (1.559)	-3.835 (2.908)	-0.789 (1.331)	0.502 (1.804)
PANEL C: Segunda etapa - Asistencia escolar ajustada^a						
FA	-8.332 (6.122)	-2.121 (1.688)	0.219 (1.582)	-4.354 (2.902)	-0.125 (1.061)	1.639 (1.799)
PANEL D: Segunda etapa - Años de educación						
FA	-0.818 (0.632)	0.066 (0.124)	-0.028 (0.098)	-0.476 * (0.253)	0.133 (0.11)	0.008 (0.152)
Observaciones	760	760	760	760	760	760
Trim. de rezago (<i>t-l</i>)	2	2	2	3	3	3
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	-	Si	Si	-	Si	Si
Dummies trim/año	-	-	Si	-	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

(a) Asistencia escolar ajustada: proporción de adolescentes que estudia o ya completó educación media.

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 10-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab; número de médicos c/10000 hab.; proporción de mujeres con cobertura de salud; y proporción de nacimientos de madres 10-19 que asistieron a la primer consulta prenatal antes del límite legal de interrupción del embarazo (semana 12).

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la Primera etapa, donde la variable dependiente es la tasa de fecundidad adolescente, se muestra el coeficiente asociado a las tasas de IVE (abortos legales cada mil mujeres) rezagadas 2 trimestres (columnas 1-3) y 3 trimestres (columnas 4-6). También el R2 parcial y el Estadístico F de la Primera etapa. Los Paneles B, C y D presentan los resultados de la Segunda etapa, donde la variable dependiente son los diferentes resultados educativos, se muestra el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad adolescente. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

Anexo IV. Efectos de la fecundidad sobre el mercado de trabajo

Este Anexo indaga si existen efectos sobre el mercado de trabajo para las jóvenes, dado que las decisiones laborales y de fecundidad se encuentran estrechamente vinculadas. Existe una correlación inversa entre las tasas de fecundidad y la participación laboral femenina que ha sido ampliamente documentada en el mundo y la región, y Uruguay no es una excepción (Gasparini y Marchionni, 2015). Sin embargo, este hecho estilizado no da cuenta de una relación del tipo causa-efecto, debido a: (i) la simultaneidad entre las decisiones reproductivas y laborales, y (ii) a que muchos factores inobservables determinantes de las decisiones de fecundidad también determinan las decisiones de oferta laboral, reflejando sesgo de selección en el cual ambos procesos son consecuencia de características inobservables tales como habilidad, preferencias o motivación.

Para identificar el efecto causal, se utiliza la estrategia empírica descrita en la sección III. A los efectos de evitar la repetición, sólo se exponen aquí los aspectos distintivos.

Una primera diferencia, es que se decidió extender el análisis a las mujeres adultas. Debido a la agregación por edades de los datos de abortos (menores de 15, 15 a 19, 20 a 44, y mayores de 44 años) se trabaja con los resultados laborales de dos grupos de edad: mujeres adolescentes (15 a 19) y mujeres adultas (20 a 44). Esto constituye una potencial limitación del análisis, ya que el grupo de mujeres de 20 a 44 años es muy heterogéneo.

Como resultados laborales se utiliza la tasa de actividad, la tasa de empleo, la tasa de desempleo, y para los ocupados: el promedio del ingreso laboral mensual y por hora, así como las horas trabajadas. Todos estos indicadores provienen del procesamiento de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares ECH (INE) de la Base SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), se computan a nivel departamental, con frecuencia trimestral.

La lista de variables de control que se incluyen en las estimaciones es ligeramente diferente; se eliminan las tasas de desempleo y se incorporan características específicas que afectan la participación en el mercado laboral:

- La tasa departamental de actividad masculina, de los varones adolescentes (15-19) y adultos (20-44), computada de forma trimestral a partir del procesamiento de los microdatos de la ECH (INE) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial). Esta variable se incluye ya que se asume que el comportamiento de las mujeres que se encuentran en pareja depende del *status* ocupacional de sus cónyuges.
- Los años de educación promedio de las mujeres adolescentes (15-19) y adultas (20-44), también proveniente de la ECH (INE) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), por departamento y trimestre. Se incluye la educación ya que es un determinante importante de los resultados laborales.

En el Panel A del Cuadro AIV-1 se presentan la estimación de la primera etapa para las adolescentes. Los resultados son análogos a los estimados previamente (véase sección IV.2), dado que las estimaciones solo difieren en las variables de control.

En los restantes Paneles del Cuadro AIV-1 se encuentran los resultados de la segunda etapa. Para simplificar, se analizan las especificaciones más completas, que incluyen efectos fijos por departamento, covariables y *dummies* temporales (columnas 3 y 6). No se observan efectos estadísticamente significativos sobre los resultados laborales, a excepción de la tasa de desempleo cuando se utiliza como instrumento de fecundidad la tasa de aborto rezagada dos trimestres (Panel D, columna 3). Sólo en este caso se presenta un coeficiente negativo y significativo lo que sugeriría una baja del desempleo ante aumentos de la fecundidad. Una posible explicación podría vincularse a reducciones de la oferta laboral producto de la menor predisposición de las madres a participar en el mercado de trabajo. Sin embargo, esta hipótesis no es consistente con los resultados del Panel B, donde se observa que no hay efectos significativos sobre la participación laboral en las especificaciones más completas.

Cuadro AIV-1. Efecto de la fecundidad adolescente sobre resultados laborales.
(estimaciones por MC2E; Panel A Primera etapa; Paneles B a G Segunda etapa).
Mujeres 15 a 19 años.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PANEL A: Primera etapa						
IVE (<i>t-l</i>)	-0.305 *** (0.072)	-0.198 * (0.103)	-0.281 ** (0.133)	-0.354 *** (0.065)	-0.297 *** (0.09)	-0.256 ** (0.11)
R2 Parcial	0.026	0.006	0.008	0.033	0.013	0.006
Estadístico F	17.94 ***	3.69 *	4.48 **	29.97 ***	10.94 ***	5.46 **
PANEL B: Segunda etapa - Actividad						
FA	2.810 *** (0.959)	2.217 (1.877)	0.003 (1.428)	2.621 *** (0.786)	2.192 * (1.139)	0.886 (1.526)
PANEL C: Segunda etapa - Empleo						
FA	1.843 *** (0.665)	3.179 * (1.788)	1.287 (1.186)	1.289 ** (0.558)	1.504 * (0.904)	0.087 (1.209)
PANEL D: Segunda etapa - Desempleo						
FA	-2.764 (2.229)	-12.344 * (6.398)	-8.531 ** (3.96)	-0.504 (1.818)	-3.006 (3.177)	-1.092 (4.027)
PANEL E: Segunda etapa - Ingreso laboral						
FA	-0.682 *** (0.221)	-0.628 (0.728)	-0.244 (0.445)	-0.472 *** (0.13)	-0.174 (0.119)	-0.048 (0.136)
PANEL F: Segunda etapa - Ingreso laboral horario						
FA	-0.772 *** (0.233)	-0.506 (0.569)	-0.003 (0.203)	-0.559 *** (0.133)	-0.192 ** (0.085)	-0.036 (0.078)
PANEL G: Segunda etapa - Horas trabajadas						
FA	0.090 (0.059)	-0.164 (0.262)	-0.171 (0.304)	0.089 * (0.047)	0.010 (0.074)	0.044 (0.099)
Observaciones	760	760	760	760	760	760
Trim. de rezago (<i>t-l</i>)	2	2	2	3	3	3
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	-	Si	Si	-	Si	Si
Dummies trim/año	-	-	Si	-	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 15-19 (ambas en % del total); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab; número de médicos y enfermeras c/10000 hab.; proporción de mujeres con cobertura de salud; proporción de nacimientos de madres 15-19 que asistieron a la primer consulta prenatal antes del límite legal de interrupción del embarazo (semana 12), tasa de actividad masculina 15-19, años de educación promedio de las mujeres 15-19.

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la Primera etapa, donde la variable dependiente es la tasa de fecundidad adolescente, se muestra el coeficiente asociado a las tasas de IVE (abortos cada mil mujeres) rezagadas 2 trimestres (columnas 1-3) y 3 trimestres (columnas 4-6). También el R2 parcial y el Estadístico F de la Primera etapa. Los Paneles B a G presentan los resultados de la Segunda etapa, donde la variable dependiente son los diferentes resultados laborales, se muestra el coeficiente asociado a FA. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

En el Panel A del Cuadro AIV-2 se presentan los resultados de la primera etapa para las mujeres adultas. Se observa que los coeficientes estimados no son robustos a las distintas especificaciones, siendo en algunos casos estadísticamente iguales a cero, en

otros negativos y en otros positivos. Esto sugiere que, en el caso de las mujeres adultas, las tasas de aborto legal no constituyen un instrumento válido de las tasas de fecundidad, y por tanto no es posible estimar el impacto de la fecundidad sobre los resultados laborales (por esto no se presentan los resultados de la segunda etapa). Como se señaló, esto puede deberse a que el grupo de mujeres de 20 a 44 años constituye un grupo muy heterogéneo, en particular, comprende mujeres en las edades centrales de la fecundidad (20 a 34) y mujeres mayores que se encuentran en una etapa avanzada del ciclo reproductivo (35 a 44).

Cuadro AIV-2. Efecto del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre la fecundidad de las mujeres adultas.

(estimaciones por MC2E; Panel A Primera etapa).

Mujeres 20 a 44 años.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<u>PANEL A: Primera etapa</u>						
IVE (<i>t-l</i>)	0.077 *	0.035	-0.188 **	0.107 **	0.098 *	-0.029
	(0.044)	(0.066)	(0.092)	(0.043)	(0.059)	(0.078)
R2 Parcial	0.004	0.000	0.006	0.008	0.003	0.000
Estadístico F	3.12 *	0.28	4.20 **	6.31 **	2.72 *	0.13
Observaciones	760	760	760	760	760	760
Trim. de rezago (<i>t-l</i>)	2	2	2	3	3	3
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	-	Si	Si	-	Si	Si
Dummies trim/año	-	-	Si	-	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 20-44 (ambas en % del total); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab; número de médicos y enfermeras c/10000 hab.; proporción de mujeres con cobertura de salud; proporción de nacimientos de madres 20-44 que asistieron a la primer consulta prenatal antes del límite legal de interrupción del embarazo (semana 12), tasa de actividad masculina 20-44, años de educación promedio de las mujeres 20-44.

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la Primera etapa, donde la variable dependiente es la tasa de fecundidad adulta, se muestra el coeficiente asociado a las tasas de IVE (abortos cada mil mujeres) rezagadas 2 trimestres (columnas 1-3) y 3 trimestres (columnas 4-6). También el R2 parcial y el Estadístico F de la Primera etapa. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

CAPÍTULO III

Legalización del aborto y cuidados prenatales entre las madres adolescentes: evidencia causal para Uruguay¹

Resumen

Este trabajo estudia el efecto de la legalización del aborto en Uruguay a fines de 2012 sobre indicadores de cuidados prenatales y salud neonatal de los hijos de madres adolescentes. Los resultados señalan que todos los indicadores de cuidados prenatales - total de consultas e inicio de la atención prenatal- mejoraron como consecuencia del mayor acceso a interrumpir un embarazo. A pesar de esto, no se observan efectos significativos sobre los indicadores de salud del recién nacido.

Códigos JEL: I19, J13.

Palabras clave: Fecundidad adolescente, Aborto, Cuidados prenatales y salud neonatal, América Latina, Uruguay.

¹ Una versión preliminar de este Capítulo fue enviada para su presentación en la LIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (La Plata), y se cuenta con la aceptación por parte del comité evaluador.

I. Introducción

A fines de 2012, la sanción de la ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo en Uruguay, convirtió al país en uno de los primeros en América Latina -junto con otros países y regiones como Cuba, Guyana, Puerto Rico y el Distrito Federal de México- en legalizar el aborto por voluntad de la mujer, brindándole acceso a esta prestación a través del sistema de salud.

Dicha ley se estableció con el objetivo de garantizar el cumplimiento de los derechos sexuales y reproductivos, y explicita en su artículo 1 que “*la interrupción voluntaria del embarazo, que se regula en la presente ley, no constituye un instrumento de control de los nacimientos.*” Sin embargo, existe evidencia de un efecto no intencionado de esta política, que redujo las tasas de fecundidad en distintos grupos: Antón y otros (2018) encuentran una reducción de 11% de nacimientos no-planeados entre las mujeres de 20-34 años con educación secundaria completa; mientras que en el Capítulo II se evidenció que por cada embarazo interrumpido legalmente cada mil adolescentes de 15-19 años, la tasa de fecundidad de este grupo etario disminuye entre 0.26 y 0.32 puntos por mil.

En particular entre las adolescentes, la ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo permite a aquellas jóvenes que cursan un embarazo no deseado o a destiempo, interrumpirlo de forma segura, contando con acceso a esta prestación y con todas las garantías legales y sanitarias. Sin embargo, no se encontraron efectos sobre los logros educativos de las jóvenes del cambio normativo respecto al aborto -ni de la caída en la fecundidad adolescente asociada-, sugiriendo que los malos resultados educativos de las madres adolescentes no pueden atribuirse a la maternidad *per se*, sino a desventajas pre-existentes (Capítulo II). Si bien la caída en la fecundidad adolescente no tuvo consecuencias intra-generacionales, podrían existir efectos inter-generacionales afectando las condiciones de vida de los niños nacidos luego de la legalización del aborto a través de distintos mecanismos.²

² Incluso si la *cantidad* de nacimientos no se modifica, los niveles de bienestar de los nacidos luego de la legalización del aborto podrían modificarse por cambios en la *composición* de los nacimientos (Ananat y otros, 2009).

El primer mecanismo refiere a un proceso de selección de acuerdo a las características del embarazo, y se corresponde con el denominado “*behavioral effect*” (Valente, 2014) o “*unwantedness effect*” (Pop-Eleches, 2006). En otras palabras, si la caída en la cantidad de nacimientos no es uniforme, sino que se concentra en embarazos con determinadas características -embarazos ocurridos a destiempo, no planeados o no deseados-³ las condiciones de vida de los niños nacidos luego de la legalización mejoran.

Un segundo mecanismo o proceso de selección se origina en respuestas heterogéneas ante la reforma del aborto y se relaciona con las características de las mujeres que deciden no interrumpir y llevar a término su embarazo (efecto composición según Valente, 2014; Pop-Eleches, 2006). En este caso, el cambio en la composición del grupo de mujeres que se convierten en madres puede tener un impacto positivo o negativo sobre el bienestar de los nacidos luego de la legalización del aborto, quedando indeterminado el signo del proceso de selección, debiendo resolverse empíricamente (Valente, 2014; Gruber y otros, 1999). Se produce selección positiva (negativa) cuando las mujeres que deciden interrumpir sus embarazos presentan peores (mejores) características que el promedio: los niños cuyas madres tuvieron mayor acceso a practicarse un aborto legal tendrán madres con mejores (peores) características y disfrutarán de mayores (menores) niveles de bienestar en etapas posteriores de la vida en relación a los nacidos antes de la legalización del aborto.

Además de los procesos de selección, un tercer mecanismo refiere a cambios en el tamaño de la cohorte. Este mecanismo se denomina efecto congestión cuando aumentan las tasas de fecundidad aumentando el tamaño de la cohorte y efecto descongestión cuando disminuye la fecundidad (Ananat y otros, 2009; Pop-Eleches, 2006; Gruber y otros, 1999). En este sentido, el tamaño de la cohorte puede afectar el acceso y la eficiencia de los servicios de educación y salud. Es decir, incluso si la caída de la cantidad de nacimientos no se correlaciona con las características de los embarazos ni

³ En cuanto a los nacimientos de embarazos no deseados, una línea de investigación ha seguido los resultados de los hijos de mujeres que solicitaron un aborto y les fue negado, a partir de estudios longitudinales para Suecia, Finlandia y la República Checa. Si bien estos estudios no encuentran diferencias en los resultados neonatales (talla y peso al nacer), sí hay evidencia de resultados negativos en etapas posteriores de la vida, como peor rendimiento escolar, efectos adversos sobre el comportamiento y salud mental (David y otros, 1988).

de las madres (ausencia de procesos de selección) el tamaño de la cohorte caería, conduciendo a un aumento de los recursos per cápita. Por ejemplo, si no se ajusta el gasto público en educación, la caída del tamaño de la cohorte conduciría a una baja del ratio alumnos/maestro, lo que podría mejorar el desempeño educativo de los nacidos luego de la legalización (Gruber y otros, 1999).⁴

Los mecanismos de selección pueden actuar en direcciones opuestas. Un ejemplo de esta situación es presentado por Pop-Eleches (2006) para la prohibición del aborto en Rumania en el año 1966, donde además se pone en evidencia la importancia del mecanismo de congestión ante aumentos drásticos en las tasas de fecundidad.⁵

El objetivo de este Capítulo es identificar los efectos de corto plazo de la legalización del aborto en Uruguay sobre los cuidados prenatales y salud de los recién nacidos de madres adolescentes (efectos inter-generacionales). Una vez que haya transcurrido más tiempo desde la reforma del aborto, será interesante analizar consecuencias de mayor plazo.⁶

⁴ Al investigar el consumo de drogas de los jóvenes nacidos luego de la legalización del aborto en EEUU, Charles y Stephens (2006) plantean que cohortes más pequeñas aumentarían los costos y dificultades de los traficantes para operar y llegar a los jóvenes y reducirían los posibles efectos de pares.

⁵ Hasta el año 1966 el aborto era legal y ampliamente utilizado como instrumento de control de los nacimientos en Rumania; con la prohibición se duplica la cantidad de nacimientos, y los logros educativos y laborales de los niños nacidos después de 1966 mejoran. Sin embargo, al controlar por las características observables de las madres se encuentra que los nacidos luego de la prohibición del aborto presentan peores desempeños, debido al cambio en la composición del grupo de madres, ya que las mujeres más educadas y residentes en zonas urbanas utilizaban con mayor frecuencia el aborto para controlar su natalidad antes de la prohibición. También se encuentra evidencia de congestión en el sistema escolar, e indicios de un aumento en la proporción de nacimientos con bajo peso y de la mortalidad infantil (Pop-Eleches, 2006).

⁶ Existe evidencia causal de que los hijos de madres adolescentes presentan problemas de comportamiento (mayor riesgo de encarcelamiento para los hijos varones, Grogger, 2008; conductas violentas, ausentismo escolar e iniciación sexual temprana, Levine y otros, 2004), y tienen 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 sobre el desarrollo cognitivo (Geronimus y otros, 1994; López Turley, 2003) o logros académicos (Levine y otros, 2004); por el contrario, existe evidencia de efectos adversos sobre los resultados educativos/laborales (Francesconi, 2007; Navarro Paniagua y Walker, 2012). No obstante, el efecto negativo sobre los logros académicos decrece con el tiempo (Moore y otros, 2008). Para Latinoamérica, existe un estudio para Perú (Arias y López-Calva, 2012), que encuentra problemas de conducta (iniciación sexual temprana, consumo de alcohol y marihuana) e impactos adversos sobre medidas antropométricas de los hijos de madres adolescentes. Aunque el impacto negativo sobre la salud del niño es reversible: presentan malnutrición en el primer año de vida, pero se recuperan relativamente rápido, y el efecto negativo desaparece a los cinco años.

La hipótesis que se pretende contrastar es que la reforma del aborto en Uruguay se asocia a procesos de selección positiva que redundan en una mejora de los resultados de los nacimientos de madres adolescentes, en términos de salud y cuidados prenatales. Si la caída en la fecundidad adolescente como consecuencia de la legalización del aborto (Capítulo II) no es homogénea, sino que se concentra en embarazos y adolescentes con peores características, tendrá un impacto positivo sobre indicadores de salud y cuidados prenatales de los nacimientos. No obstante, el límite de 12 semanas establecido por la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo podría favorecer un proceso de selección negativa ya que es más probable que las madres jóvenes que tardan en reconocer el embarazo presenten peores características. Debido a la dificultad para identificar o aislar el efecto de cada uno de los dos mecanismos de selección, se estima el efecto conjunto que a partir de aquí se denomina simplemente efecto selección.

Siguiendo la terminología de Gruber y otros (1999), se denomina a aquellos embarazos cuya continuidad es afectada por la presencia de barreras legales para practicarse un aborto como “embarazos que se encuentran en el margen” (“*marginal child*” en inglés). Intuitivamente, se trata de embarazos no deseados que las mujeres interrumpen al amparo de la ley, pero que ante la imposibilidad de interrumpirlos de forma legal hubieran continuado. La pregunta de investigación se centra en cuáles habrían sido los niveles de bienestar de estos niños, en comparación al resultado del “nacimento promedio” de su cohorte (“*average child*” en términos de Gruber y otros, 1999).

Gruber y otros (1999) estiman el efecto para EEUU comparando la evolución de los resultados de los nacidos en estados que legalizaron el aborto de forma temprana, con los restantes estados (entre 1967 y 1973 el aborto fue legal en algunos estados mientras que en otros continuaba siendo tipificado como delito, hasta que en 1973 se legaliza a nivel nacional). Uruguay, a diferencia de los EEUU, no es un país federal y la legalización del aborto comprende a todo el país. Sin embargo, la ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo no despenalizó completamente la práctica del aborto; los abortos que no se realicen siguiendo el procedimiento que establece la norma en los servicios establecidos a tal fin, continúan siendo ilegales y penados por la ley. Entonces, la exposición al aborto legal en este caso queda determinada por la fecha de la legalización y por la disponibilidad de servicios de interrupción del embarazo, que se

utiliza para identificar el efecto causal de la legalización del aborto sobre los cuidados prenatales y salud del recién nacido de madres adolescentes.

El funcionamiento de los servicios de aborto legal enfrentó dificultades vinculadas al alto porcentaje de ginecólogos que se negaron a interrumpir embarazos, adhiriendo al recurso de objeción de conciencia habilitado por la misma ley. Desafortunadamente, no existe información desagregada sobre la evolución del número o porcentaje de ginecólogos no-objetores que permita conocer la disponibilidad de servicios de aborto legal, aunque la evidencia disponible sugiere importante variabilidad territorial y temporal (mayor detalle en el Capítulo II).

Para el presente trabajo, se obtuvo acceso -en el marco de un convenio de cooperación y confidencialidad-⁷ al número de abortos legales realizados en Uruguay desde la puesta en vigencia de la ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo. Cabe señalar que, si bien se utilizan las tasas de aborto legal, los cuidados prenatales y los resultados de salud neonatales pueden verse afectados tanto por los abortos legales como clandestinos. Lamentablemente, debido a la naturaleza ilegal de éstos últimos, no se cuenta con información al respecto. También cabe señalar que, si bien las tasas de aborto legal constituyen un valor de equilibrio entre oferta y demanda, las restricciones en la oferta de los servicios derivadas de la desigual distribución de ginecólogos no-objetores conducen a que se puedan utilizar las tasas de aborto legal como *proxy* de la exposición/acceso a la ley (mayor detalle en el Capítulo II).

Dado el nivel de agregación de los datos (número de abortos legales realizados por prestador de salud, en grandes grupos de edad), la menor unidad de análisis posible es el departamento.⁸ Por otra parte, si bien la frecuencia de la información es mensual, el bajo número de casos obliga a trabajar de forma trimestral. A partir de la ubicación geográfica de cada prestador, se consolidaron los totales departamentales de abortos legales realizados en cada trimestre. A esta información se le anexó el número de

⁷ La información sobre el número de abortos realizados en Uruguay, bajo la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo, fue proporcionada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (PSSyR, MS) en el marco de un convenio de cooperación suscrito con el Programa de Población (PP, FCS, UDELAR) para procesar los datos. Las condiciones del convenio permiten utilizar la información para esta tesis pero exigen que no sea entregada a terceros.

⁸ Uruguay se organiza geopolíticamente en 19 departamentos.

nacidos vivos y sus resultados promedio -tanto en términos de cuidados recibidos durante el embarazo como en términos de salud neonatal- proveniente del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE), así como otra información relevante. En definitiva, se confeccionó un panel de datos, a nivel departamental, con periodicidad trimestral para el período 2006-2015, que reúne información de distintas fuentes.

A partir de este panel de datos, se regresa cada uno de los indicadores promedio de cuidados prenatales y resultados de salud al nacer de los hijos de madres adolescentes en las tasas de aborto legal de este grupo etario. Los resultados señalan una mejora de todos los indicadores de cuidados prenatales de los nacimientos de madres adolescentes con mayor acceso a interrumpir legalmente un embarazo. Se observa que por cada aborto realizado cada mil jóvenes de 15 a 19 años, las adolescentes que deciden llevar a término sus embarazos: (i) acuden con mayor frecuencia a la visita prenatal, aumentando el total de consultas durante el embarazo en 0.05 consultas, un 0.6%; (ii) adelantan el momento del primer control prenatal en poco menos de un día, un 0.9%; y (iii) aumenta el porcentaje de nacimientos que recibió atención médica adecuada durante la gestación en 1 p.p. (2%) según el criterio de Kessner y en 1.2 p.p. (2.2%) según la pauta oficial.⁹ A pesar de esto, no se observan efectos significativos sobre los indicadores de salud del recién nacido de madres adolescentes.

Esto sugiere que el acceso al aborto legal redundará en una selección positiva de los nacimientos vinculada a la conducta de las adolescentes que deciden llevar a término sus embarazos, que intensifican y adelantan los cuidados prenatales. Si bien no se ve reflejado en los indicadores de salud neonatal disponibles en la información del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE), podría generar efectos en otros resultados que no se pueden medir a partir de estos datos.

El cambio en los resultados *promedio* de los nacimientos producto de la ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo dependerá de cuánto afecten las tasas de aborto legal a la *cantidad* de nacimientos -tasas de fecundidad- y de cuánto difiera la *calidad*

⁹ Para la definición de atención prenatal adecuada se consideran dos criterios: (i) si la madre es captada en el primer trimestre de embarazo y realiza un mínimo de nueve controles, o cuatro en caso de nacimientos prematuros (en base al Índice de Kessner, véase Antón y otros, 2018; Ferre, 2015; Balsa y Triunfo, 2012); y (ii) si la madre es captada en el primer trimestre de embarazo y realiza un mínimo de seis controles (en base a las “Metas Asistenciales” del Ministerio de Salud, MS).

del “embarazo que se encuentra en el margen” respecto a la *calidad* del “nacimiento promedio” (efecto selección). Siguiendo a Gruber y otros (1999), se realizó un ejercicio adicional estimando por Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MC2E) la relación entre los indicadores de cuidados prenatales promedio de una cohorte de nacimientos y las tasas de fecundidad, utilizando las tasas departamentales de aborto legal de mujeres de 15-19 años como Variable Instrumental de la fecundidad de ese grupo.

Los resultados de la primera etapa sugieren que el mayor acceso a interrumpir un embarazo redujo la *cantidad* de nacimientos de madres adolescentes (en línea con los hallazgos del Capítulo II). La segunda etapa muestra un efecto selección positivo -mejora en la *calidad* de los nacimientos de madres adolescentes-: los “embarazos en el margen” hubieran recibido menos controles prenatales en relación al “nacimiento promedio” de su cohorte, hubieran iniciado dichos controles más tarde y, en consecuencia, tienen menor probabilidad de completar los requisitos de atención adecuada durante el embarazo.

Por último, si la reducción de la fecundidad adolescente no es compensada por aumentos de las tasas de fecundidad específica de otras edades, podría reducirse el tamaño de la cohorte, favoreciendo una descongestión en el acceso y uso de los servicios de atención prenatal (Valente, 2014; Pop-Eleches, 2006). La estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la relación entre los indicadores de cuidados prenatales promedio de una cohorte de nacimientos y las tasas de fecundidad -para el período completo y restringido al período previo a la reforma- permiten rechazar la presencia de efecto tamaño de la cohorte o descongestión.

Según mi conocimiento, Antón y otros (2018) y Ferre (2015) son los únicos antecedentes que estudian para el caso uruguayo las consecuencias de la legalización del aborto sobre indicadores de cuidados prenatales y salud del recién nacido, aunque emplean fuentes de datos y una metodología diferentes, con distinto alcance geográfico y temporal, ya que no contaban con información sobre los abortos realizados bajo la ley IVE. Los autores no encuentran efectos sobre la *cantidad* ni la *composición* de los nacimientos de madres adolescentes (Antón y otros, 2018; y Ferre, 2015). Sin embargo, sí encuentran una disminución de los nacimientos no-planeados entre las mujeres de 20 a 34 años con educación secundaria completa; y un efecto selección positivo en cuanto a

atención prenatal y resultados del examen clínico de Apgar¹⁰ de los nacidos de este grupo de madres (Antón y otros, 2018).¹¹

El resto del Capítulo se organiza de la siguiente manera. En la siguiente sección se describe la situación de las madres adolescentes en lo referente a cuidados prenatales y resultados neonatales, y también se describe la implementación de la legalización del aborto en el país. En la sección III se presenta la estrategia empírica, en particular, la estrategia de estimación empleada y las fuentes de información utilizadas. La sección IV contiene los resultados; y la sección V concluye.

II. Cuidados prenatales, salud del neonato y aborto voluntario en Uruguay: estado de situación

II.1. Cuidados prenatales y salud del neonato entre las madres adolescentes uruguayas

Los riesgos para la salud y la vida de los hijos de madres adolescentes¹² están bien documentados en la literatura médica, destacándose la prematurez, el bajo peso al nacer y una mayor mortalidad neonatal, particularmente entre aquellas madres menores de 15 años (UNFPA, 2013; Chen y otros, 2007; Conde-Agudelo y otros, 2005).

Sin embargo, la evidencia indica que no se trata de una consecuencia propia de la edad sino de malos hábitos, descuido de la salud, falta de cuidados médicos adecuados y deficiencias nutricionales debidas, en general, a una situación socioeconómica desfavorable (Pantelides, 2004).

¹⁰ La prueba de Apgar es un examen clínico que se realiza al recién nacido para evaluar su vitalidad, combinando tono muscular, esfuerzo respiratorio, frecuencia cardíaca, reflejos y color de la piel. Se realiza transcurridos uno y cinco minutos después del parto. El puntaje va de 0 a 10, se considera que el neonato presenta buen estado de salud con un valor mayor o igual a 7.

¹¹ Ambos estudios estiman un modelo de Diferencias en Diferencias, partiendo del supuesto de que la legalización del aborto afecta a la maternidad no-planeada, tomando como grupo de comparación a la maternidad planeada. Utilizan como fuente de información el Sistema de Información Perinatal SIP, que permite conocer si el embarazo que culmina en un nacimiento fue planeado. Analizan el departamento de Montevideo, en el período 2011-2014.

¹² También las adolescentes se encuentran en situación de mayor riesgo, con mayor morbi-mortalidad materna, asociada entre otros factores a los riesgos derivados de abortos inseguros.

En las últimas décadas se ha demostrado que las condiciones de vida durante el período intrauterino tienen un impacto no sólo sobre la salud del recién nacido, sino que sus efectos persisten a lo largo del ciclo de vida, abarcando múltiples dimensiones: salud, desempeño cognitivo, logro educativo e ingresos. En otras palabras, el período gestacional constituye una etapa crítica para el desarrollo humano posterior (Almond y Currie, 2011).

La literatura suele identificar los siguientes factores como relevantes para una mejor salud infantil: el estado de salud de la mujer al momento de quedar embarazada y las prácticas y hábitos durante la gestación (alimentación adecuada, consumo de suplementos recomendados tales como hierro y ácido fólico, y evitar el consumo de drogas, tabaco y alcohol durante el embarazo). Asimismo, una atención prenatal de calidad, oportuna y con la frecuencia adecuada, permite el diagnóstico temprano de enfermedades maternas, y enfermedades y malformaciones del feto. Más aún, favorece la transmisión de prácticas saludables de nutrición y cuidados para beneficiar el desarrollo del embarazo y el niño (Rosenzweig y Schultz, 1983).

La preocupación por aumentar el acceso de toda la población a una atención prenatal de calidad se encuentra instalada en la agenda internacional, como parte del compromiso con los Objetivos de Desarrollo del Milenio (Jiménez y otros, 2011). En consonancia con los ODM, Uruguay implementa a partir de 2008 el programa de salud materno infantil “*Metas Asistenciales*”, una política de pago por desempeño a los prestadores de salud que establece como metas la captación precoz de los embarazos (antes de la semana 14 de gestación) y un mínimo de seis controles durante el embarazo.¹³

A pesar de que Uruguay tiene desde hace más de una década un nivel de fecundidad por debajo del umbral de reemplazo poblacional, la fecundidad adolescente continúa siendo alta,¹⁴ presenta una resistencia persistente a la baja¹⁵ y está desigualmente distribuida en el territorio (Varela, Pardo y otros, 2014). Las estadísticas respecto a la planificación de

¹³ La meta se reduce a cinco controles en 2013.

¹⁴ En el quinquenio 2010-2015 se estima que la tasa de fecundidad adolescente alcanzó a 58% en Uruguay, muy por encima del promedio mundial de 46.5% (World Population Prospects: The 2017 Revision, United Nations).

¹⁵ Cabe señalar que en el año 2017 se registró un descenso importante de la fecundidad adolescente, siendo el cuarto año consecutivo de disminución. En 2017 la tasa específica de 15 a 19 años descendió a 41% de acuerdo a cifras preliminares del Ministerio de Salud.

los embarazos entre las madres adolescentes muestran que, en su mayoría, esos nacimientos no eran intencionales o deseados en ese momento (Rodríguez, 2014). Aproximadamente dos de cada tres nacimientos de madres adolescentes no fueron planificados por las jóvenes uruguayas.¹⁶

Distintas fuentes de información, coinciden en señalar que las madres adolescentes inician los controles prenatales con posterioridad y, en promedio, realizan una menor cantidad de controles que las madres con 20 años y más. A pesar de que las respuestas recogidas por recordación de las madres tienden a sobreestimar el uso adecuado de la atención prenatal, la Encuesta Nacional de Salud, Nutrición y Desarrollo Infantil ENDIS 2012-2013 muestra peores resultados de las madres adolescentes respecto a las mayores (Cabella y otros, 2016). Por su parte, la información proveniente del Sistema de Información Perinatal SIP también coincide en que las madres adolescentes acuden más tarde y con menor frecuencia a la visita prenatal (con información 2000-2013, Katzkowicz, 2015; con información 1995-2008 de la mayor maternidad pública del país el Hospital Pereira Rossell, Balsa y Triunfo, 2012).

El Cuadro 1 presenta información para el año 2011 proveniente del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE), que surge de la ficha de control obstétrico y, en ese sentido, se puede considerar que recoge mejor las prácticas efectivas. Sus resultados se encuentran en línea con los anteriores, mostrando un inicio posterior y menor frecuencia de los controles prenatales entre las adolescentes. Como consecuencia, el porcentaje de madres que realiza cuidados prenatales adecuados es menor entre las adolescentes.

La proporción de madres que no recibió suplementación alguna durante la gestación -de hierro y ácido fólico- es ligeramente superior entre las adolescentes. Asimismo, el hábito de fumar y tomar alcohol durante el embarazo también es mayor entre las madres adolescentes (Cabella y otros, 2016).

¹⁶ 66% según cifras del Sistema de Información Perinatal SIP de 2012; 66.1% en base a la Encuesta Nacional de Salud, Nutrición y Desarrollo Infantil ENDIS 2012-2013 (Cabella y otros, 2016); y 65% según la Encuesta sobre Salud Sexual y Reproductiva de 2011 (Ferre, 2015).

En cuanto a la salud del recién nacido, se observa una mayor prevalencia de recién nacidos prematuros y con bajo peso entre los hijos de madres adolescentes respecto a los hijos de madres con 20 años y más, tanto con información de la ENDIS (Rivero, 2018; y Cabella y otros, 2016) como en base a datos del SIP (Katzkowicz, 2015, para el período 2000-2013; Balsa y Triunfo, 2012, para el Hospital Pereira Rossell 1995-2008).

Como se observa en el Cuadro 1, la información del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE) también coincide. Las adolescentes registran menor tiempo de gestación promedio y mayor porcentaje de nacimientos prematuros (menos de 37 semanas de gestación). Asimismo, el peso promedio del recién nacido es menor entre las madres adolescentes y registran una mayor proporción de niños con bajo peso (menos de 2.5 kilogramos). Por su parte, los resultados promedio de las pruebas de Apgar también son ligeramente inferiores entre las adolescentes. En definitiva, 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).

Por último, existe evidencia causal para el país que muestra que una utilización adecuada de los cuidados prenatales mejora los resultados de salud de los niños (Jewell y otros, 2007; Balsa y Triunfo, 2012).

Cuadro 1. Indicadores seleccionados de cuidados prenatales y salud del neonato, según edad de las madres, Uruguay, 2011.

	Edad de la madre				Total
	10-14	15-19	20-34	35-49	
Total de consultas prenatales	7.0	8.1	9.1	9.3	9.0
Primer control prenatal (semana de gestación)	16.4	14.0	11.6	11.2	12.0
Controles adecuados (criterio internacional) ¹	26.4	40.8	59.6	63.6	57.0
Controles adecuados (criterio oficial) ¹	33.3	51.1	68.5	72.9	66.2
Tiempo de gestación (semanas)	37.8	38.3	38.6	38.3	38.5
Nacimientos pre-término (<37semanas) ¹	17.0	11.1	8.4	10.8	9.3
Peso al nacer (gramos)	3,044	3,165	3,269	3,233	3,246
Bajo peso al nacer (<2.500 gramos) ¹	13.3	9.9	7.5	10.1	8.3
Test de Apgar, minuto 1	8.3	8.4	8.5	8.5	8.5
Test de Apgar, minuto 5	9.4	9.5	9.7	9.6	9.6

Fuente: elaboración propia en base al Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE) de 2011.

Notas: (1) Cada 100 nacidos vivos. Se presentan los indicadores correspondientes al año 2011, previo a la legalización del aborto.

Criterio internacional de controles prenatales adecuados: si la madre es captada en el primer trimestre de embarazo y realiza un mínimo de nueve controles, o cuatro en caso de nacimientos prematuros (en base al Índice de Kessner). Criterio oficial: si la madre es captada en el primer trimestre de embarazo y realiza un mínimo de seis controles (en base a las “Metas Asistenciales” del Ministerio de Salud).

La prueba de Apgar es un examen clínico que se realiza al recién nacido para evaluar su vitalidad, combinando tono muscular, esfuerzo respiratorio, frecuencia cardíaca, reflejos y color de la piel. Se realiza transcurridos 1 y 5 minutos después del parto. El puntaje va de 0 a 10, un valor mayor o igual a 7 indica buen estado de salud.

II.2. La ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo y su implementación

Sancionada por el parlamento uruguayo a fines de octubre de 2012, y reglamentada en diciembre del mismo año, la ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo (en adelante ley IVE) convirtió a Uruguay en uno de los primeros países en América Latina en permitir la interrupción voluntaria del embarazo o aborto.¹⁷ La ley IVE habilita la interrupción voluntaria del embarazo hasta las 12 semanas de gestación (aborto por decisión de la mujer), o fuera de ese plazo ante situaciones de riesgo de vida y salud grave para la mujer, malformación fetal incompatible con la vida extrauterina y violación (extiende el plazo a 14 semanas). El aborto será considerado legal siempre y cuando tenga lugar en el marco de la ruta de atención prevista en un servicio de salud. Los abortos que se realicen por fuera de este procedimiento continúan siendo ilegales y penados por la ley (López Gómez, 2014).

¹⁷ Para mayor detalle acerca de la historia de la legislación sobre aborto en Uruguay véase López Gómez (2014).

El procedimiento comienza con la manifestación de la voluntad de la mujer, ante el médico tratante, de interrumpir su embarazo (etapa 1). Al día siguiente, a más tardar, la mujer se reúne con un equipo compuesto por un ginecólogo, un trabajador del área social y un especialista del área de la salud mental, que le brinda asesoramiento (etapa 2). Luego de un período obligatorio de reflexión de, al menos, cinco días la mujer debe expresar su voluntad final, ya sea ratificar la decisión inicial o continuar con el embarazo. Si decide interrumpir el embarazo, se coordina el procedimiento con el ginecólogo tratante (etapa 3); prácticamente todos los abortos legales (98.8% en 2015) se realizan de forma farmacológica, no-quirúrgica, con bajos riesgos, con drogas tales como el Misoprostol.¹⁸ Transcurridos diez días tiene lugar una consulta de control (etapa 4).

Para las menores de 18 años, durante la etapa 2 del procedimiento el equipo interdisciplinario debe establecer su “autonomía progresiva”, valorando su capacidad para tomar decisiones. Si el equipo lo considera necesario, consulta con los padres o tutores de la joven: si coinciden, el proceso continúa; en cambio, si los padres se oponen, un Juez toma la decisión final.

La ley IVE entró en vigencia en diciembre del año 2012. En sus primeros tres años de implementación se realizaron poco más de 25 mil abortos legales. De ese total, un 1% corresponde a adolescentes de 10 a 14 años y un 17% a adolescentes de 15 a 19 años. En el Cuadro 2 , se muestran las tasas de aborto legal por cada mil mujeres en cada grupo de edad. Se observa una evolución ligeramente creciente en el tiempo, con excepción del grupo de adolescentes entre 10 y 14 años (no obstante, en este caso, las cifras son sumamente bajas y deben ser interpretadas con cautela). En relación al grupo de 15 a 19 años, la tasa de aborto legal ha crecido levemente, desde 9.5‰ en 2013 hasta 12.1‰ en 2015. Para dimensionar estas cifras, se debe tener en cuenta que la tasa de fecundidad adolescente de este grupo de edad alcanzó a 55.6‰ en 2015.

¹⁸ Estimaciones propias, no oficiales. El Misoprostol es un medicamento creado originalmente para el tratamiento de úlceras gástricas, que resulta altamente eficaz y seguro para inducir un aborto.

Cuadro 2. Abortos legales, tasas de Uruguay, 2013-2015.
(número de embarazos interrumpidos por cada 1000 mujeres, ‰).

	Adolescentes			Total
	10-14	15-19	10-19	10-44
2013	0.61	9.5	5.2	8.3
2014	0.55	10.5	5.7	9.9
2015	0.75	12.1	6.6	10.8

Fuente: elaboración propia en base a información sobre abortos legales (Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud) y población femenina de Estimaciones y proyecciones de población - revisión 2013 (INE).

Notas: para el total se tomó como población de referencia 10 a 44 años.

Uno de los puntos críticos para la implementación de la ley IVE se vincula al requerimiento legal de que actúe un ginecólogo combinado con el reconocimiento del derecho a la objeción de conciencia. Por un lado, la ley IVE estableció que los únicos habilitados para realizar el aborto son los médicos ginecólogos, restringiendo la cantidad de especialistas habilitados para intervenir en la etapa 3 del procedimiento.¹⁹ Dado que la mayoría de los abortos se realiza con medicamentos, cualquier profesional de la medicina -no necesariamente un ginecólogo- podría recetarlos, tal como señala MYSU (2017) que sucede en otros países donde el aborto es legal. Por otro lado, la ley también incorporó la figura de objeción de conciencia, que ampara a aquellos ginecólogos y personal de salud que se nieguen a practicar abortos.

Entonces, la provisión de los servicios de aborto legal depende de la disponibilidad de ginecólogos no-objetores de conciencia, que presenta fuerte variabilidad temporal y territorial.

En cuanto a la variabilidad en el tiempo, las distintas interpretaciones sobre el alcance de este recurso generaron tensiones y resistencias entre los profesionales de la salud,²⁰ cuyas demandas derivaron incluso en modificaciones a la reglamentación de la ley IVE.

¹⁹ Según los datos arrojados por el Censo Nacional de Profesionales de la Salud realizado en 2008, había en Uruguay un total de 504 ginecólogos (MS, 2010); según información más reciente aportada por el MS hay en Uruguay un total de 638 ginecólogos. Si se considera a las mujeres mayores de 14 años como población de referencia, en el año 2008 había 0.36 ginecólogos por cada mil mujeres, mientras que en 2016/2017 este ratio asciende a 0.43.

²⁰ Los ginecólogos se ampararon en el derecho a la objeción de conciencia, que la ley les garantiza, “mediante una interpretación de esta figura que trasciende ampliamente la libertad de conciencia, para basarse en otros argumentos de tipo económico, corporativo y/o de oposición a la ley aprobada” (López Gómez y Couto, 2017). También se ha señalado desde la ONG Mujer y Salud en Uruguay (MYSU) que el hecho de que los abortos no se paguen como acto médico, a diferencia de otros procedimientos tales como cesáreas, podría reducir los incentivos de algunos ginecólogos a realizarlos (Univisión Noticias, 2016).

El decreto reglamentario de la ley IVE estableció que la objeción de conciencia no exime al médico de participar en las instancias de asesoramiento y atención pre y post-aborto (sólo de la etapa 3, recetar el fármaco o hacer el legrado). Además, estableció la obligación de presentar el recurso de objeción por escrito ante las instituciones en las que se desempeña. En julio de 2013, un grupo de médicos presenta un recurso de nulidad contra el decreto, argumentando que la reglamentación restringía el derecho a la objeción de conciencia reconocido por la ley.²¹ En octubre de 2014, se suspenden preventivamente los artículos reglamentarios referidos a la objeción de conciencia, eximiendo al personal de salud de participar en las etapas previas y posteriores a la interrupción del embarazo, permitiéndoles brindar información sobre alternativas destinadas a mantener el embarazo y exonerándolos de la presentación escrita. En agosto de 2015, un fallo definitivo amplía la posibilidad de manifestar objeción de conciencia a los paraclínicos y administrativos, abarcando todas las etapas del procedimiento; no obstante, mantiene la obligación de presentar por escrito el recurso.

Las cifras oficiales revelan que, en el primer año de implementación de la ley, 30% del total de ginecólogos había declarado objeción de conciencia, mientras que al mes de septiembre de 2015 este porcentaje alcanzaba al 40% (información proveniente del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud).

Adicionalmente, se observan fuertes disparidades en el uso del recurso de objeción de conciencia a lo largo del territorio. En el departamento de Salto, el caso más emblemático, todos los ginecólogos interpusieron recursos de objeción de conciencia hasta septiembre de 2013, y actualmente el porcentaje de objetores se ubica en 80%. También se registran porcentajes muy elevados de objetores en otros tres departamentos del litoral: Paysandú 87%, Soriano 82% y Río Negro 43%, con el agravante de que en dos ciudades la totalidad de los ginecólogos son objetores (Mercedes, capital del departamento de Soriano; y Young, segunda ciudad más importante del departamento de Río Negro). También es preocupante la objeción de conciencia en dos de los departamentos limítrofes con Brasil: Rivera por encima del 60% y Cerro Largo entre 30 y 60%. En la localidad de Río Branco (departamento de Cerro Largo), si bien hay un ginecólogo no-objedor, no atiende todos los días del mes. Por último, en los

²¹ Un mes antes, en junio de 2013, se había realizado una consulta popular de voto no obligatorio para derogar la ley IVE, que no alcanzó el mínimo de adhesiones requeridas.

departamentos de Montevideo, Rocha, Maldonado y Florida se estima que la objeción de conciencia es inferior al 30%; no obstante, en la ciudad de Castillos (tercer centro poblado del departamento de Rocha) la tasa de objetores es de 100% (MYSU 2017, 2016a, 2016b, 2015 y 2014).²²

En aquellas localidades donde todos los profesionales de la ginecología son objetores de conciencia, las usuarias deben ser trasladadas a otros lugares del país para su atención. Desde la ciudad de Young son derivadas a Fray Bentos (a una distancia aproximada de 100 km); desde Mercedes son derivadas a otras ciudades del departamento como Dolores o Cardona (a 39 km y 96 km respectivamente) y también a Fray Bentos (a 35 km); y desde Castillos a la ciudad de Rocha (57 km). En el caso de Río Branco, los días en que el ginecólogo no se encuentra de guardia, las mujeres son derivadas a Melo (capital del departamento, a unos 80 km). En todos los casos, cuando los servicios se encuentran saturados, las usuarias son derivadas al Hospital Pereira Rossell en Montevideo.

En suma, la evidencia presentada sugiere gran disparidad en el uso del recurso de objeción de conciencia a nivel territorial y temporal, generando variabilidad en la disponibilidad de ginecólogos no-objetores y, por tanto, en la provisión de los servicios de aborto legal

²² No existen cifras oficiales para conocer la distribución territorial del uso del recurso de objeción de conciencia. La organización no gubernamental Mujer y Salud en Uruguay (MYSU) realiza un monitoreo, y al momento ha relevado la situación de 10 de los 19 departamentos del país, que abarcan 64% de la población (MYSU, 2017).

III. Estrategia empírica

III.1. Datos

La información sobre el número de abortos realizados en Uruguay bajo la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo, fue proporcionada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (PSSyR, MS) en el marco del convenio de cooperación y confidencialidad mencionado anteriormente.

Los datos sobre abortos legales se encuentran disponibles a nivel de prestadores de salud, no existiendo información a nivel individual. Los prestadores de salud, tanto públicos como privados, reportan mensualmente al MS el total de consultas IVE en las distintas instancias del procedimiento. En particular, la información presentada incluye el número de mujeres que interrumpe su embarazo, a nivel de cada prestador de salud. La información se encuentra agregada en los siguientes tramos de edad: menores de 15, 15 a 19, 20 a 44, y mayores de 44 años. Dado el bajo número de abortos realizados en el marco de la ley IVE por las adolescentes menores de 15 años (Cuadro 2), que impide realizar estimaciones confiables para este grupo etario, se analizan únicamente a las adolescentes de 15 a 19 años. Lamentablemente, no se releva otra información de las mujeres, tal como historia genésica (embarazos, nacimientos y abortos previos), lugar de residencia, o nivel socioeconómico.

La información de la ley IVE se encuentra disponible para el período comprendido entre diciembre de 2012 y abril de 2016. Si bien la frecuencia es mensual, debido al bajo número de casos se decidió agregarlos por trimestre. A partir de la ubicación geográfica de cada prestador se consolidó a nivel departamental el número de embarazos interrumpidos en el marco de la ley IVE por trimestre. Para la construcción de las tasas de aborto legal se utilizó la población femenina proveniente de las Estimaciones y proyecciones de población, revisión 2013 (Instituto Nacional de Estadística, INE), que se encuentra agregada a nivel departamental, por sexo y grupos quinquenales de edad, con frecuencia anual.

Por su parte, a partir de los microdatos de los nacimientos ocurridos en el país, disponibles en las bases del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE),

se calculó tanto la *cantidad* de nacimientos como diferentes indicadores de *calidad* de los mismos relativos a los cuidados médicos recibidos durante el embarazo y resultados neonatales.

En cuanto a la *cantidad* de nacimientos, la tasa específica de fecundidad adolescente indica el número de nacidos vivos por cada grupo de mil mujeres de 15 a 19 años durante un período determinado. El número de nacidos vivos con madres adolescentes proviene del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE) y se agrega según trimestre de nacimiento y departamento de residencia de la madre. Y la población femenina entre 15 y 19 años proviene de las Estimaciones y proyecciones de población, revisión 2013 (INE).

En cuanto a la *calidad* de los nacimientos, un primer grupo de resultados mide la atención de salud recibida durante el período gestacional, en promedio, entre los hijos de madres adolescentes. Para cada cohorte de nacimientos, según trimestre de nacimiento y departamento de residencia de la madre, se computan a partir del procesamiento del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE) los siguientes indicadores de cuidados prenatales:

- El número promedio de consultas durante el embarazo.
- El inicio promedio de los controles prenatales, medido en semanas de gestación. Es decir, con cuántas semanas de embarazo concurre la mujer al primer control prenatal.
- La proporción de nacimientos que recibieron atención prenatal adecuada en base a un indicador basado en el Índice de Kessner (siguiendo a Antón y otros, 2018; Ferre, 2015; Balsa y Triunfo, 2012). Se define como atención prenatal adecuada si la madre es captada en el primer trimestre de embarazo y realiza un mínimo de nueve controles, o en caso de nacimientos prematuros un mínimo de cuatro controles.
- El porcentaje de nacimientos que recibieron atención prenatal adecuada en base a las “*Metas Asistenciales*” establecidas por el Ministerio de Salud (MS) en 2008. Se define como atención prenatal adecuada si la madre es captada en el primer trimestre de embarazo y realiza un mínimo de seis controles. En relación al criterio de Kessner, el criterio oficial resulta menos exigente en cuanto al número de visitas realizadas aunque, al no ajustar por las semanas de gestación, resulta más exigente en el caso de los nacimientos prematuros.

Un segundo grupo de resultados mide la *calidad* de los nacimientos en términos de la salud de los recién nacidos de madres adolescentes. También se computan a partir del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE), los resultados promedio para la cohorte de nacidos vivos según trimestre de nacimiento y departamento donde reside la madre:

- La proporción de nacimientos con bajo peso, es decir, que no alcanzan los 2.5 kilogramos al nacer.
- El porcentaje de nacimientos prematuros, es decir, que no alcanzan a completar 37 semanas de gestación.
- El resultado promedio del test de Apgar al minuto 1 de vida. La prueba de Apgar es un examen clínico que se realiza al recién nacido para evaluar su vitalidad, combinando tono muscular, esfuerzo respiratorio, frecuencia cardíaca, reflejos y color de la piel. Se realiza transcurridos uno y cinco minutos después del parto. El puntaje va de 0 a 10, se considera que el neonato presenta buen estado de salud con un valor mayor o igual a 7.
- El resultado promedio del test de Apgar a los 5 minutos de vida.

Nótese que aumentos en el número de consultas durante el embarazo, en la proporción de nacimientos que recibió atención prenatal adecuada -de acuerdo con los dos criterios- y en los resultados de Apgar indican *mejoras en la calidad* de los nacimientos. En cambio, aumentos en la semana de inicio de los controles prenatales, en la proporción de nacimientos prematuros y con bajo peso indican *pérdidas de calidad*.

Otras variables a escala departamental, incorporadas en las estimaciones como variables de control, son el tamaño de la población, el número de establecimientos educativos, el número de profesionales de la salud, las tasas de desempleo, y la cobertura de salud.

- La población total y femenina adolescente de cada departamento (como proporción del total), proviene de las Estimaciones y proyecciones de población, revisión 2013 (INE), disponibles de forma anual.
- El número de establecimientos públicos de educación secundaria cada 10000 habitantes, de los Anuarios Estadísticos del Ministerio de Educación, a nivel departamental con frecuencia anual.

- El número de médicos cada 10000 habitantes, a nivel departamental con frecuencia anual, de la Caja de Jubilaciones de Profesionales Universitarios (extraído de los Anuarios Estadísticos que publica el INE).
- Las tasas de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), se obtienen del procesamiento de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares ECH (INE) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), a nivel departamental y con frecuencia trimestral.
- La proporción de mujeres con cobertura de salud, se obtiene del procesamiento de los microdatos de la ECH (INE) de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), a nivel departamental y con frecuencia trimestral. Esto es de particular importancia, ya que el período de estudio coincide con una reforma muy importante del sistema de salud que implicó un aumento de la cobertura, implementado de forma escalonada a partir de 2008.²³

En base a la información recopilada fue posible construir un panel de datos balanceado, a nivel departamental, con periodicidad trimestral para el período comprendido entre el primer trimestre de 2006 y el cuarto trimestre de 2015. Contiene información sobre las tasas de aborto legal y las tasas de fecundidad adolescente (*cantidad* de nacimientos), indicadores promedio de los resultados de los nacimientos en términos de cuidados prenatales recibidos y resultados de salud neonatal (*calidad* de los nacimientos), así como otras variables de control.

Cabe señalar que se utilizan datos desde 2006 para contemplar la situación previa a la ley IVE, vigente desde diciembre de 2012, y que las tasas de aborto legal toman valor cero en el período previo. Luego de exponer la estrategia de estimación, se discuten las principales limitaciones de la información.

²³ La reforma del sistema de salud uruguayo, aprobada en diciembre de 2007, amplió el derecho de atención al núcleo familiar de los trabajadores formales. La extensión de los beneficios se realizó de forma escalonada. En enero de 2008 se incorporó a los hijos menores de 18, o mayores con discapacidad, a cargo de los trabajadores formales. Paulatinamente se incorporó a los cónyuges de los trabajadores formales, en distintas etapas de acuerdo al número de hijos.

III.2. Estrategia de estimación

Para explorar los efectos de la legalización del aborto sobre los indicadores promedio de cuidados prenatales y resultados de salud al nacer de los hijos de madres adolescentes se estima la siguiente Ecuación de forma reducida:

$$(1) Y_{jt} = \alpha_1 IVE_{jt-2} + \alpha_2 X_{jt} + \alpha_3 \rho_j + \alpha_4 \sigma_t + \omega_{jt}$$

Donde Y_{jt} es un indicador del resultado promedio -cuidados prenatales y salud al nacer- de los nacidos en el trimestre t hijos de madres adolescentes residentes en el departamento j . La variable IVE_{jt-2} representa la tasa de abortos legales realizados a mujeres de 15-19 años en el departamento j en el trimestre $t-2$, ya que se asume transcurren dos trimestres entre la interrupción del embarazo y la fecha estimada de parto.²⁴ Por su parte, X_{jt} contiene el *set* de variables de control listadas en la sección anterior; el término ρ_j controla la presencia de heterogeneidad no-observada a nivel departamental (como puede ser el grado de religiosidad, normas o costumbres sociales de cada departamento, que se asume no se modifican en el tiempo); σ_t es un conjunto de *dummies* que indican el período (controlando por la presencia de *shocks* a nivel agregado); y ω_{jt} representa los errores estándar.

Como especificación alternativa de la Ecuación 1 se toma el logaritmo del indicador de resultado promedio Y_{jt} , para facilitar la interpretación del coeficiente de interés:

$$(1') \ln(Y_{jt}) = \alpha'_1 IVE_{jt-2} + \alpha'_2 X_{jt} + \alpha'_3 \rho_j + \alpha'_4 \sigma_t + \omega_{jt}$$

Los coeficientes de interés α_1 y α'_1 reflejan el impacto del acceso a interrumpir legalmente un embarazo, medido a partir de las tasas de abortos legales realizados a mujeres de 15-19 años, sobre los resultados *promedio* de los nacimientos en términos de cuidados prenatales e indicadores de salud de los hijos de madres adolescentes nacidos luego de la ley IVE.

²⁴ Asumiendo que un embarazo se interrumpe entre la semana 6 y la 12 (límite establecido por la ley IVE) y que la gestación promedio es de 38 a 40 semanas, los nacimientos del período t se verían afectados por los abortos realizados entre 26 y 34 semanas antes (aproximadamente dos trimestres calendario).

El cambio en los resultados *promedio* de los nacimientos producto de la legalidad de la IVE dependerá de cuánto afecten las tasas de aborto legal a la *cantidad* de nacimientos -tasas de fecundidad- y de cuánto difiera la *calidad* del “embarazo que se encuentra en el margen” respecto a la *calidad* del “nacimiento promedio” (efecto selección). Cabe reiterar que los “embarazos que se encuentran en el margen” son aquellos cuya continuidad es afectada por la presencia de barreras legales para practicarse un aborto.

Siguiendo a Gruber y otros (1999), es posible inferir el efecto selección a partir de la estimación de la relación entre los resultados promedio de una cohorte y su tasa de fecundidad en logaritmos, de acuerdo a la siguiente Ecuación:

$$(2) Y_{jt} = \beta_1 \ln(FA_{jt}) + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 \rho_j + \beta_4 \sigma_t + \omega_{jt}$$

Donde FA_{jt} representa la tasa de fecundidad adolescente del departamento j en el trimestre t , y se calcula como el número de nacimientos de madres de 15-19 años (denotado como N_{jt}) dividido por la población femenina de ese grupo etario (denotado como M_{jt}). Por tanto, $FA_{jt} \equiv N_{jt}/M_{jt}$. Cabe notar además que Y_{jt} es el resultado *promedio* de los nacimientos, por tanto puede reescribirse como $Y_{jt} \equiv R_{jt}/N_{jt}$, siendo R_{jt} la suma de los valores que toma la variable de resultado para los nacidos en el trimestre t hijos de madres residentes en el departamento j .²⁵

Sustituyendo estas definiciones en la Ecuación 2, se observa que la cantidad de nacimientos N_{jt} está presente de ambos lados de la Ecuación. Tal como Gruber y otros (1999) indican, tomando la derivada de la Ecuación 2 con respecto a la cantidad de nacimientos y operando²⁶ se obtiene que: $\beta_1 = \partial R / \partial N - R/N$. En otras palabras, el coeficiente β_1 de la Ecuación 2 captura la brecha entre el resultado del “embarazo que

²⁵ Por ejemplo, en el caso del indicador de atención prenatal adecuada, el numerador corresponde al número de nacimientos de madres de 15-19 años que recibieron atención adecuada durante el embarazo en el departamento j en el trimestre t ; mientras que el denominador corresponde al total de nacimientos de madres de ese grupo etario del departamento j en el trimestre t .

²⁶ Por simplicidad se han omitido los subíndices jt . En el Anexo se detallan las operaciones realizadas. Nótese que para alcanzar este resultado es crucial que la tasa de fecundidad adolescente se encuentre en logaritmos en la especificación de la Ecuación 2.

se encuentra en el margen” y el resultado promedio de la cohorte de nacimientos, es decir, proporciona una medida del efecto selección.

Alternativamente, es posible especificar el indicador de resultado promedio Y_{jt} de la Ecuación 2 en logaritmos, tal que:

$$(2') \ln(Y_{jt}) = \beta'_1 \ln(FA_{jt}) + \beta'_2 X_{jt} + \beta'_3 \rho_j + \beta'_4 \sigma_t + \omega_{jt}$$

De forma análoga, se obtiene que $\beta'_1 = (\partial R / \partial N - R/N) / (R/N)$. Esto significa que, al igual que β_1 , el coeficiente β'_1 puede interpretarse como el efecto selección o la brecha de resultados (medio y en el margen), pero esta vez expresada en términos porcentuales.

Entonces, coeficientes β_1 y β'_1 negativos (positivos) indican que el “embarazo que se encuentra en el margen” habría alcanzado resultados menores (mayores) al promedio de su cohorte y esto sugiere selección positiva de los nacimientos, en el caso de los indicadores que implican una mejora (pérdida) en la *calidad* de los mismos. Por ejemplo, en el caso del número de controles prenatales, un β_1 negativo indica que las mujeres que dan a luz por barreras al aborto legal (mujeres que deben llevar a término un embarazo que hubieran interrumpido de no enfrentar restricciones para practicarse un aborto legal) hubieran acudido a menos consultas médicas durante la gestación que el promedio de las madres. El Cuadro 3 resume la interpretación de los coeficientes en cada caso.

Cuadro 3. Interpretación de los coeficientes de interés de la Ecuación 2 y 2’.

	$\beta_1, \beta_1' < 0$	$\beta_1, \beta_1' > 0$
Indicadores asociados a <i>mejoras de calidad</i> <ul style="list-style-type: none"> - Número de consultas durante el embarazo - Nacimientos que recibieron atención prenatal adecuada, criterio de Kessner - Nacimientos que recibieron atención prenatal adecuada, criterio del MS - Resultados de Apgar minuto 1 - Resultados de Apgar minuto 5 	Efecto selección positivo	Efecto selección negativo
Indicadores asociados a <i>pérdidas de calidad</i> <ul style="list-style-type: none"> - Semana de inicio de los controles prenatales - Nacimientos prematuros - Nacimientos con bajo peso 	Efecto selección negativo	Efecto selección positivo

La estimación de las Ecuaciones 2 y 2’ por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) no reflejará adecuadamente el efecto selección vinculado a la legalización del aborto ya que no toda la variabilidad en las tasas de fecundidad se debe a cambios en la posibilidad de interrumpir legalmente un embarazo. Si se asume que los cambios en la fecundidad por factores ajenos a la legalidad del aborto no se asocian a efectos selección de magnitud, la estimación por MCO conducirá a una subestimación del efecto selección asociado a la reforma legislativa respecto al aborto (Gruber y otros, 1999).

Siguiendo a Gruber y otros (1999), para identificar o aislar el efecto selección debido a la legalización del aborto se estimarán las Ecuaciones 2 y 2’ por Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E), utilizando la variabilidad temporal y geográfica en el acceso a interrumpir legalmente un embarazo -medida a partir de las tasas de aborto legal- como Variable Instrumental (VI) de las tasas de fecundidad. La siguiente Ecuación representa la primera etapa de la relación, donde se regresa el logaritmo de las tasas de fecundidad en las tasas de aborto legal con dos trimestres de rezago:

$$(3) \ln(F_{A_{jt}}) = \gamma_1 IVE_{jt-2} + \gamma_2 X_{jt} + \gamma_3 \rho_j + \gamma_4 \sigma_t + \omega_{jt}$$

La estimación de la Ecuación 3 permite extraer o aislar aquella parte de la variación de la fecundidad que responde a cambios en el acceso al aborto legal que, en la segunda etapa, se sustituye en las Ecuaciones estructurales 2 y 2', para obtener una estimación del efecto selección.

Para que el instrumento sea válido las tasas de aborto legal deben afectar a las tasas de fecundidad (relevancia del instrumento). En este sentido, en base a los resultados del Capítulo II, se espera que el aborto reduzca las tasas de fecundidad adolescente $\gamma_1 < 0$. Otra condición importante para la validez del instrumento es el supuesto de exclusión: se asume que las tasas de aborto legal sólo afectan a los resultados promedio o *calidad* de los nacimientos a través de su efecto sobre la *cantidad* de los mismos (sobre las tasas de fecundidad).

Por último, una hipótesis adicional que podría explicar cambios en los resultados *promedio* de la cohorte de nacimientos en ausencia de efecto selección se refiere al efecto tamaño de la cohorte o descongestión (Ananat y otros, 2009; Pop-Eleches, 2006; Gruber y otros, 1999). Si se asume que la reducción de la fecundidad adolescente ante la legalización del aborto no es compensada por aumento de las tasas de fecundidad específica de otras edades, el tamaño de la cohorte caería. Esto podría favorecer una descongestión en el acceso y uso de los servicios de salud, en particular, de los servicios de atención prenatal.

Siguiendo a Gruber y otros (1999), se propone testear esta hipótesis mediante la estimación de las Ecuaciones 2 y 2' por MCO para todo el período, y restringiendo la ventana temporal al período previo a la legalización del aborto. Restringir el período, y considerar sólo aquellos trimestres durante los cuales no hubo diferencias entre departamentos en cuanto al aborto legal, proporciona una estimación del efecto de la variación en las tasas de fecundidad por razones ajenas a la legalidad del aborto. Como señalan los autores, las estimaciones por MCO, y en particular las estimaciones por MCO para la muestra restringida, proporcionan una estimación directa del impacto de la descongestión.

III.3. Limitaciones

La primera limitación importante de los datos utilizados refiere a la omisión de los abortos ilegales ya que, debido a la naturaleza del fenómeno, prácticamente no existe información al respecto. En este sentido, se omiten tanto los abortos clandestinos previos a la sanción de la ley IVE como los posteriores.

Con respecto a la situación previa a la sanción de la ley IVE, una estimación a nivel nacional arroja una tasa de 38.5 abortos cada mil mujeres de 15 a 49 años para el período 1999 a 2001 (Sanseviero, 2003). La legalización de la práctica del aborto podría generar dos efectos simultáneos: (i) una sustitución de abortos ilegales por legales, capturando un mejor registro del fenómeno, pero no un efecto sobre la fecundidad (se corresponde con la subpoblación de *always-takers*); y (ii) un efecto real de cambio del comportamiento de las mujeres, la ley IVE al dejar de tipificar al aborto como un delito y brindar acceso a esta prestación, favorece que las mujeres se apropien de esta posibilidad de interrumpir legalmente un embarazo no deseado (se corresponde con la subpoblación de *compliers*). Si bien no es posible conocer el tamaño relativo de ambos grupos; el método de Variables Instrumentales estima el efecto local (LATE, por sus siglas en inglés) válido únicamente para los *compliers* (Angrist y Pischke, 2009).

Incluso luego de sancionada la ley, es posible que continúen interrumpiéndose embarazos por fuera del sistema formal (MYSU, 2017, señala que así es), si bien no se conoce en qué magnitud, dado que es extremadamente difícil obtener estimaciones sobre este fenómeno. La coexistencia de la práctica clandestina con la legal podría sesgar las estimaciones en el caso en que la covarianza entre abortos legales e ilegales fuera negativa (por ejemplo, si en aquellos departamentos donde las mujeres enfrentan mayores restricciones para acceder a esta prestación, se fomentase un mercado clandestino de Misoprostol).

La segunda limitación importante refiere a que el número de abortos legales realizados es un valor de equilibrio. Como tal, se encuentra determinado tanto por la posibilidad de abortar legalmente y el número de ginecólogos no-objetores de conciencia en la región (es decir, la oferta de servicios de aborto legal) como por el número de mujeres embarazadas que desean interrumpir su embarazo (es decir, la demanda por la

prestación). En vista de las restricciones de oferta, se asume que el número de abortos legales realizados depende fuertemente de la disponibilidad. Al igual que Ribar (1994), se utilizaron las tasas de aborto legal como *proxy* de la disponibilidad de los servicios.

Por último, la información disponible sobre IVE no permite conocer el departamento de residencia habitual de la mujer, por lo que las tasas de aborto legal se basan en el departamento donde tiene lugar la interrupción del embarazo (lugar de ocurrencia). Esto es particularmente relevante en el caso de Uruguay, un país donde las distancias son relativamente cortas y no existen barreras geográficas importantes. La movilidad interdepartamental, en los casos en que las mujeres deben ser trasladadas y en los casos en que viajan por decisión propia para interrumpir el embarazo en otro lugar, podría sesgar las estimaciones. Al igual que en el Capítulo II, se realizan dos ejercicios de robustez para mitigar esta preocupación. Sus resultados se encuentran en el Anexo II. .

IV. Resultados

La estrategia de estimación planteada comienza estimando los efectos del grado de acceso a la interrupción legal del embarazo -medido a partir de las tasas departamentales de aborto legal- sobre los resultados promedio de la cohorte de niños nacidos luego de la legalización. La sección IV.1 presenta los resultados de estimar las ecuaciones de la forma reducida Ecuación 1 y 1'.

Para aquellos indicadores en que se encuentran cambios estadísticamente significativos se descompone este efecto a partir del enfoque de VI que propone estimar por MC2E las Ecuaciones 2 y 2', utilizando como instrumento de las tasas de fecundidad a las tasas de aborto legal rezagadas dos trimestres. Esto permite descomponer el efecto en dos:

- (i) Cambios en la *cantidad* de nacimientos (tasas de fecundidad) debidos a la ley IVE. Se estiman a partir de la Ecuación 3, que se corresponde con la primera etapa del enfoque de VI.
- (ii) Efecto selección, se estima a partir de la Ecuación 2 y 2', que se corresponde con la segunda etapa del enfoque de VI.

También se estima la Ecuación 2 y 2' por MCO -a partir de la muestra completa y de la muestra restringida al período previo a la sanción de la ley IVE- para testear la hipótesis de que la mejora en los resultados promedio de los indicadores se explique por efecto descongestión y no por efecto selección.

La sección IV.2 presenta los resultados de la primera etapa, Ecuación 3. Por último, la sección IV.3 presenta los resultados de la estimación del efecto selección y descongestión, Ecuación 2 y 2'.

IV.1. Efectos del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre atención prenatal y salud de los recién nacidos de madres adolescentes

En esta sección se presentan los resultados de estimar por MCO la transformación *within* de las Ecuaciones 1 y 1', regresando cada indicador de resultado de los nacimientos de madres adolescentes en las tasas de aborto legal de jóvenes entre 15 y 19 años, con dos trimestres de rezago. El Cuadro 4 presenta los resultados sobre los indicadores de atención de la salud de las jóvenes durante el embarazo, mientras que en el Cuadro 5 se presentan los resultados para los indicadores de salud de los recién nacidos. Las primeras tres columnas de cada cuadro corresponden a la Ecuación 1 donde la variable dependiente se encuentra en niveles y en las restantes columnas se presentan los resultados de la Ecuación 1' donde la variable dependiente se encuentra en logaritmos. Se presenta una especificación sencilla que sólo incluye efectos fijos (EF) por departamento, otra que incorpora además variables de control, y una tercera que agrega un set de *dummies* por período (trimestre/año). Para cada regresión se reporta el coeficiente asociado a la tasa de aborto legal con dos trimestres de rezago, los errores estándar, el R2 y el número de observaciones.

El Panel A del Cuadro 4 muestra los resultados de la estimación para el número promedio de controles médicos durante el embarazo a los que acudieron las adolescentes que dieron a luz. Bajo la especificación más sencilla, que sólo controla por EF departamentales (columnas 1 y 4), los coeficientes estimados son positivos, y estadísticamente significativos al 1%. Al introducir variables de control, los coeficientes mantienen el signo y nivel de significatividad estadística, aunque se reducen (columnas

2 y 5). Por último, la incorporación de *dummies* por período reduce aún más los coeficientes y su nivel de significatividad, aunque se mantienen estadísticamente mayores de cero, al 5% en el caso de la Ecuación 1 en niveles (columna 3) y al 10% en el caso de la Ecuación 1' en logaritmos (columna 6). En definitiva, las estimaciones señalan que por cada embarazo interrumpido cada mil adolescentes de 15 a 19 años, el promedio de consultas prenatales entre los nacimientos de madres adolescentes aumenta alrededor de 0.05 consultas (columna 3) o un 0.6% (columna 6). Cabe destacar que el total de controles prenatales promedio entre las madres adolescentes en el trimestre previo a la sanción de la ley IVE (tercer trimestre de 2012) era de 8.5.

En el Panel B se observan las estimaciones para el inicio de los controles prenatales. Nótese que la variable está definida como semanas de embarazo al momento de acudir al primer control médico, por lo que un aumento significa que acudió con un embarazo más avanzado o de forma tardía a la primera consulta, y una disminución indica una captación más temprana del embarazo por parte del sistema de salud. Si bien la incorporación de variables de control y *dummies* temporales reduce -en valor absoluto- los coeficientes estimados, todas las especificaciones arrojan coeficientes negativos y estadísticamente significativos al 1%. Se encuentra que por cada aborto realizado cada mil jóvenes de 15 a 19 años, los nacimientos de madres adolescentes adelantan su primer control médico del embarazo en 0.12 semanas, es decir, poco menos de un día (columna 3) o 0.9% (columna 6). Antes de la sanción de la ley IVE, las adolescentes concurrían por primera vez a un control obstétrico alrededor de la semana 14 de embarazo (pasado el primer trimestre de gestación, captación tardía del embarazo).

En el Panel C se presentan los resultados para la proporción de nacimientos que recibieron atención prenatal adecuada, según el criterio internacional de Kessner. La estimación de la especificación más sencilla arrojó coeficientes positivos, y estadísticamente significativos al 1% (columnas 1 y 4). La incorporación de variables de control, reduce los coeficientes, aunque mantienen el signo y nivel de significatividad (columnas 2 y 5). Por último, la incorporación de *dummies* por período reduce aún más los coeficientes y su nivel de significatividad se reduce al 10% en el caso de la Ecuación 1' donde la variable dependiente se encuentra en logaritmos (columna 6). Las estimaciones señalan que por cada embarazo interrumpido cada mil adolescentes, se incrementa el porcentaje de nacimientos que recibieron controles adecuados durante el

embarazo en alrededor de 1 p.p. (columna 3) o 2% (columna 6). Para dimensionar estos resultados cabe señalar que, previo a la legalización del aborto, los nacimientos de madres de 15 a 19 años que realizaban los controles prenatales adecuados según la pauta de Kessner eran apenas un 45%.

Por último, en el Panel D se encuentran los resultados sobre la proporción de nacimientos que recibieron atención prenatal adecuada según la pauta oficial del MS, que resulta menos exigente que el criterio de Kessner en cuanto al número de visitas realizadas aunque es más exigente en el caso de los nacimientos pre-término. En todas las especificaciones se estiman coeficientes estadísticamente mayores que cero al 1%, si bien la incorporación de variables de control y *dummies* temporales reduce los coeficientes estimados. Los resultados sugieren que por cada aborto realizado cada mil mujeres entre 15 y 19 años, aumenta la proporción de nacimientos que fueron controlados adecuadamente durante el embarazo en 1.2 p.p. (columna 3) o 2.2% (columna 6). Antes de la sanción de la ley IVE, los nacimientos de madres adolescentes que realizaban los controles prenatales adecuados según el criterio oficial no alcanzaban a 54%.

Cuadro 4. Efectos del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre indicadores de atención prenatal, mujeres 15 a 19 años.

Ecuación 1 y Ecuación 1’.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PANEL A: Consultas prenatales (nro)						
<i>IVE (t-2)</i>	0.207*** (0.030)	0.074*** (0.016)	0.056** (0.022)	0.025*** (0.004)	0.008*** (0.002)	0.006* (0.003)
R2	0.170	0.502	0.559	0.160	0.497	0.554
Observaciones	760	760	760	760	760	760
PANEL B: Primera consulta (semana de gestación)						
<i>IVE (t-2)</i>	-0.540*** (0.081)	-0.226*** (0.044)	-0.122*** (0.036)	-0.039*** (0.006)	-0.017*** (0.003)	-0.009*** (0.003)
R2	0.208	0.565	0.636	0.220	0.561	0.631
Observaciones	760	760	760	760	760	760
PANEL C: Controles adecuados (criterio internacional)						
<i>IVE (t-2)</i>	3.876*** (0.559)	1.692*** (0.268)	1.041*** (0.347)	0.099*** (0.017)	0.036*** (0.007)	0.020* (0.010)
R2	0.219	0.559	0.630	0.178	0.530	0.597
Observaciones	760	760	760	760	760	760
PANEL D: Controles adecuados (criterio oficial)						
<i>IVE (t-2)</i>	3.891*** (0.545)	1.682*** (0.294)	1.180*** (0.305)	0.079*** (0.012)	0.029*** (0.006)	0.022*** (0.006)
R2	0.212	0.548	0.633	0.179	0.530	0.619
Observaciones	760	760	760	760	760	760
Var. Dependiente en logs	No	No	No	Si	Si	Si
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	-	Si	Si	-	Si	Si
Dummies trim/año	-	-	Si	-	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 15-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab; número de médicos c/10000 hab.; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MCO la transformación *within* de las Ecuaciones 1 y 1’, regresando para los hijos de adolescentes de 15-19 los distintos indicadores de cuidados prenatales (en niveles en las columnas 1-3, en logaritmos, columnas 4-6) en las tasas de IVE rezagadas 2 trimestres (abortos cada mil mujeres 15-19). Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

En el Cuadro 5 se muestran los resultados para los indicadores de salud de los recién nacidos de madres adolescentes: la proporción de nacimientos con bajo peso (menos de 2.5 kilogramos), el porcentaje de nacimientos prematuros (menos de 37 semanas de gestación), y los resultados del test de Apgar al minuto 1 de vida, y a los 5 minutos. Todos los coeficientes estimados resultaron estadísticamente nulos. Estos resultados son robustos a las distintas especificaciones.

Cuadro 5. Efectos del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre indicadores de salud del recién nacido, mujeres 15 a 19 años.

Ecuación 1 y Ecuación 1’.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PANEL A: Bajo peso[†]						
<i>IVE (t-2)</i>	-0.136 (0.111)	0.137 (0.141)	0.330 (0.208)	-0.019 (0.013)	0.011 (0.016)	0.027 (0.024)
R2	0.002	0.026	0.076	0.003	0.029	0.079
Observaciones	760	760	760	734	734	734
PANEL B: Prematuro[†]						
<i>IVE (t-2)</i>	-0.150 (0.098)	0.086 (0.132)	0.006 (0.158)	-0.015 (0.009)	0.008 (0.012)	0.005 (0.014)
R2	0.002	0.027	0.100	0.002	0.028	0.100
Observaciones	760	760	760	741	741	741
PANEL C: Apgar1						
<i>IVE (t-2)</i>	0.009 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.001 (0.009)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
R2	0.003	0.039	0.102	0.003	0.039	0.100
Observaciones	760	760	760	760	760	760
PANEL D: Apgar5						
<i>IVE (t-2)</i>	0.001 (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.001 (0.008)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
R2	0.000	0.030	0.087	0.000	0.030	0.085
Observaciones	760	760	760	760	760	760
Var. Dependiente en logs	No	No	No	Si	Si	Si
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	-	Si	Si	-	Si	Si
Dummies trim/año	-	-	Si	-	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 15-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab; número de médicos c/10000 hab.; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MCO la transformación *within* de las Ecuaciones 1 y 1’, regresando para los hijos de adolescentes de 15-19 los distintos indicadores de salud neonatal (en niveles en las columnas 1-3, en logaritmos, columnas 4-6) en las tasas de IVE rezagadas 2 trimestres (abortos cada mil mujeres 15-19). Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

† En las columnas 4 a 6 el número de observaciones es menor a 760 ya que no es posible computar el logaritmo cuando la variable toma valor cero. En el caso de Bajo Peso hay 26 observaciones con cero (26 celdas departamento-trimestre en donde no nació ningún hijo de madre adolescente con bajo peso), y en el caso de Prematuro 19 observaciones.

En suma, los resultados del Cuadro 4 muestran una mejora de todos los indicadores de cuidados prenatales de los nacimientos de madres adolescentes que tuvieron la posibilidad de interrumpir un embarazo. En este sentido, se observa que por cada aborto realizado cada mil jóvenes de 15 a 19 años, las adolescentes que deciden llevar a término sus embarazos: (i) acuden con mayor frecuencia a la visita prenatal, aumentando el total de consultas durante el embarazo en 0.05 consultas, un 0.6%; (ii)

adelantan el momento del primer control prenatal en poco menos de un día, un 0.9%; y (iii) aumenta el porcentaje de nacimientos que recibió atención médica adecuada durante la gestación en 1 p.p. (2%) según el criterio de Kessner y en 1.2 p.p. (2.2%) según la pauta oficial. A pesar de esto, no se observan efectos significativos sobre los indicadores de salud del recién nacido de madres adolescentes (Cuadro 5).

El Anexo II presenta los resultados de dos ejercicios de robustez realizados, que indican que los coeficientes estimados para los indicadores de cuidados prenatales son robustos.

IV.2. Efectos del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre la fecundidad adolescente

Los resultados hallados en la sección anterior muestran que la ley IVE no tuvo efectos sobre el promedio de los indicadores de salud al nacer de los hijos de madres adolescentes. Por esto, no se presentan los resultados de la Ecuación 2 y 2' para los indicadores de bajo peso al nacer, nacimientos prematuros y test de Apgar.

En cambio, la atención prenatal recibida por los hijos de madres adolescentes mejoró en promedio como consecuencia de la disminución de barreras legales para interrumpir un embarazo no deseado. Esto motiva a avanzar en la descomposición de este efecto promedio en: (i) una caída en la cantidad de nacimientos adolescentes; y (ii) un efecto selección de mejora en los resultados prenatales de hijos de madres adolescentes.

Se presentan aquí los resultados del primer efecto, los cambios en la cantidad de nacimientos adolescentes a causa de un mayor acceso a interrumpir un embarazo no deseado. El Cuadro 6 muestra los resultados de la primera etapa (Ecuación 3), donde se regresa la tasa de fecundidad adolescente en logaritmos en la tasa de aborto legal rezagada dos trimestres, replicando las estimaciones del Capítulo II. Al igual que en la sección anterior, se presentan tres especificaciones: una sencilla que sólo controla por EF a nivel departamental, otra que incorpora variables de control, y una tercera que agrega un *set* de *dummies* por período. Para cada regresión se reporta el coeficiente

asociado a la tasa de aborto legal con dos trimestres de rezago, el estadístico F y el R2-parcial.²⁷

El coeficiente estimado bajo la especificación más sencilla es negativo y estadísticamente significativo al 1%, ubicándose en -0.018. El estadístico F supera ampliamente el umbral informal de 10 que indica si un instrumento es débil (columna 1). Cuando se incluyen variables de control, se reduce la bondad del ajuste entre la tasa de aborto legal y la tasa de fecundidad adolescente medida a partir del R2-parcial. También se reduce el estadístico F, quedando por debajo del umbral de 10. El coeficiente también disminuye y baja su nivel de significatividad estadística de 1% a 5% (columna 2). La incorporación de *dummies* temporales mejora el ajuste: aumenta el R2-parcial y el estadístico F, el coeficiente mantiene su nivel de significatividad estadística al 5%, y se ubica en -0.017 (columna 3).

En suma, los coeficientes estimados de la primera etapa son negativos, se ubican entre -0.011 y -0.018, son estadísticamente significativos y robustos a las distintas especificaciones. Los resultados indican que por cada punto por mil de aumento en la tasa de aborto legal adolescente, la tasa de fecundidad de este grupo etario disminuye 1.7% (bajo la especificación más completa, columna 3). La evidencia encontrada implica que el acceso al aborto legal disminuye la fecundidad adolescente y, por tanto, constituye un instrumento válido para estimar el impacto de la *cantidad* de nacimientos sobre la *calidad* de los mismos. Sin embargo, el estadístico F y el R2-parcial indican que podría tratarse de un instrumento débil en algunos casos, indicando la necesidad de cautela en el análisis.

²⁷ En este caso de identificación exacta (un instrumento para una variable endógena) el estadístico F de la primera etapa coincide con el cuadrado del estadístico t de significatividad individual del instrumento. Es usual considerar un umbral de 10 para este indicador, un estadístico F que no supera este umbral se asocia a un instrumento débil (no obstante, este umbral se trata de una regla informal establecida por Stock y otros, 2002). El R2-parcial de la primera etapa refleja cuánto contribuye la variabilidad de la tasa de aborto legal adolescente (instrumento) a la variabilidad de la tasa de fecundidad adolescente (variable endógena).

Cuadro 6. Efectos del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre las tasas de fecundidad, mujeres 15 a 19 años.

Ecuación 3.

	(1)	(2)	(3)
<i>IVE (t-2)</i>	-0.018 *** (0.004)	-0.011 ** (0.005)	-0.017 ** (0.007)
R2 Parcial	0.025	0.006	0.008
Estadístico F	19.28 ***	4.16 **	5.94 **
Observaciones	760	760	760
EF depto	Si	Si	Si
Covariables	-	Si	Si
Dummies trim/año	-	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 15-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab.; número de médicos c/10000 hab.; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, regresando la tasa de fecundidad (nacidos vivos cada mil mujeres 15-19, en logaritmos) en las tasas de IVE rezagadas 2 trimestres (abortos cada mil mujeres 15-19). Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

IV.3. Efecto de la caída en la *cantidad* de nacimientos adolescentes sobre los cuidados prenatales: efecto selección y efecto descongestión

En la sección IV.1 se encontró evidencia a favor de una mejora *promedio* de todos los indicadores de cuidados prenatales de los nacimientos de madres adolescentes que tuvieron acceso a interrumpir un embarazo. A la luz de estos resultados, es interesante analizar la magnitud del efecto selección, es decir, la brecha entre el resultado del “embarazo que se encuentra en el margen” (aquellos cuya continuidad depende de la presencia de barreras legales para practicarse un aborto) y el resultado promedio de la cohorte de nacimientos. El Cuadro 7 presenta los resultados.

Cada columna del Cuadro 7 presenta los coeficientes estimados por MC2E y MCO del logaritmo de las tasas de fecundidad adolescente, resultante de regresar las medidas promedio de atención prenatal de los nacimientos (en niveles y en logaritmos) en el logaritmo de las tasas de fecundidad adolescente (Ecuación 2 y 2’ respectivamente). Las estimaciones por MC2E utilizan como variable instrumental de las tasas de fecundidad adolescente a las tasas de aborto legal de ese grupo etario, rezagadas dos trimestres (en la sección anterior se presentaron los resultados de la primera etapa). En este caso, sólo

se presentan los resultados de la especificación más completa, que incluye EF por departamento, variables de control y *dummies* temporales.

El primer indicador mide el número de consultas médicas durante el embarazo. Las estimaciones por MCO no resultaron estadísticamente significativas. Sin embargo, como se discutió en la sección III.2, MCO subestima el efecto selección asociado a la reforma legislativa respecto al aborto. En efecto, la estimación por MC2E arroja resultados más altos. Los coeficientes resultan estadísticamente significativos al 10% y muestran que el “embarazo que se encuentra en el margen” hubiera concurrido a 3 controles prenatales menos, un 34% menos de consultas, que el nacimiento promedio de su cohorte.

Por su parte, al analizar los resultados para el indicador de inicio de las consultas prenatales, se observa un patrón similar. Mientras que los coeficientes estimados por MCO son estadísticamente nulos, al instrumentar las tasas de fecundidad, los coeficientes resultan significativos al 10%. La columna 3 del Panel B indica que el “embarazo que se encuentra en el margen” hubiera acudido al primer control obstétrico 7 semanas más tarde en relación al nacimiento promedio de su cohorte. En la columna 4 se observa que el “embarazo que se encuentra en el margen” hubiera comenzado los controles prenatales un 53% más tarde.

La estimación para el indicador de consultas prenatales adecuadas según el criterio de Kessner tampoco resulta significativa al estimar por MCO. En cambio, la estimación en dos etapas no es robusta a la especificación: resulta significativa al 10% al estimar sobre el indicador de Kessner en niveles (Ecuación 2) pero estadísticamente igual a cero al tomar el logaritmo de la variable de resultado (Ecuación 2'). Los resultados de la columna 5, Panel B, indican que el “embarazo que se encuentra en el margen” hubiera completado los requisitos de controles adecuados con una probabilidad 60 p.p. menor que la del nacimiento promedio (lo que implica que el “embarazo que se encuentra en el margen” no hubiera alcanzado los controles adecuados según Kessner).²⁸

²⁸ En la sección III.2 se explicó que las estimaciones corresponden a la diferencia de resultados entre el “embarazo que se encuentra en el margen” y el nacimiento promedio de su cohorte. El valor del criterio de Kessner para el nacimiento promedio en ausencia de la ley (escenario contrafáctico) es desconocido y, por tanto, tampoco se conoce el valor del “embarazo que se encuentra en el margen”. A modo ilustrativo, si se parte de la proporción de nacimientos que controlaban adecuadamente su embarazo, que antes de la

Al considerar el criterio oficial del MS para la definición de atención prenatal adecuada, se encuentran resultados estadísticamente significativos al 5% en niveles (columna 7) y al 10% en logaritmos (columna 8). Los coeficientes muestran un resultado similar al criterio de Kessner, la probabilidad de que el “embarazo que se encuentra en el margen” reciba los controles prenatales que las autoridades sanitarias consideran adecuados es 68 p.p. menor, o 125% menor, que la del nacimiento promedio (indicando que el “embarazo que se encuentra en el margen” tampoco hubiera completado los controles adecuados bajo la pauta oficial).

En definitiva, los coeficientes estimados por MCO resultan estadísticamente iguales a cero en todos los casos, mientras que las estimaciones por MC2E sí resultan significativas. El “embarazo que se encuentra en el margen” hubiera recibido menos controles prenatales en relación al nacimiento promedio de su cohorte, hubiera iniciado dichos controles más tarde y, en consecuencia, no hubiera completado los requisitos de atención adecuada durante el embarazo.

Esto sugiere la presencia de un efecto selección fuerte originado en la legalización del aborto. Por último, para testear la hipótesis de efecto descongestión o tamaño de la cohorte se estimó la Ecuación 2 y 2' por MCO excluyendo el período de vigencia de la ley IVE. En el Panel C se presentan estos resultados, se observa que ninguno de los coeficientes estimados resulta estadísticamente significativo. Esto sugiere la ausencia de un efecto de variación en las tasas de fecundidad por razones ajenas a la legalidad del aborto, es decir, la ausencia de un efecto descongestión.

ley (tercer trimestre de 2012) era de 45%, y se restan 60 p.p., la probabilidad que se obtiene es negativa. Dado que se estima un modelo lineal (que puede arrojar valores fuera del rango admisible) y teniendo en cuenta la magnitud de los desvíos, se puede asumir que la probabilidad de que el “embarazo que se encuentra en el margen” complete los controles prenatales adecuados no es significativamente distinta de cero.

Cuadro 7. Estimaciones de la relación entre las tasas de fecundidad adolescente y los cuidados prenatales, mujeres 15 a 19 años.

Ecuación 2 y Ecuación 2’.

	Consultas prenatales (nro)		Primera consulta (semana de gestación)		Controles adecuados (criterio internacional)		Controles adecuados (criterio oficial)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PANEL A: MC2E, instrumento <i>IVE(t-2)</i>								
<i>ln(FA)</i>	-3.223 *	-0.344 *	7.075 *	0.535 *	-60.330 *	-1.144	-68.360 **	-1.256 *
	(1.746)	(0.198)	(3.824)	(0.287)	(36.136)	(0.753)	(34.438)	(0.653)
Observaciones	760	760	760	760	760	760	760	760
PANEL B: MCO								
<i>ln(FA)</i>	0.036	0.011	-0.284	-0.018	0.667	0.042	-0.397	-0.001
	(0.169)	(0.023)	(0.332)	(0.023)	(2.549)	(0.078)	(2.949)	(0.066)
R2	0.555	0.552	0.634	0.628	0.625	0.595	0.627	0.615
Observaciones	760	760	760	760	760	760	760	760
PANEL C: MCO, período pre-IVE								
<i>ln(FA)</i>	0.079	0.014	-0.493	-0.036	0.622	0.019	0.383	0.004
	(0.189)	(0.025)	(0.421)	(0.029)	(2.341)	(0.078)	(2.915)	(0.067)
R2	0.456	0.453	0.544	0.542	0.513	0.475	0.555	0.534
Observaciones	532	532	532	532	532	532	532	532
Var.Resultado en logs	No	Si	No	Si	No	Si	No	Si
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Dummies trim/año	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina15-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab; número de médicos c/10000 hab.; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima la Ecuación 2 y 2’ por MC2E y por MCO. El Panel A presenta los resultados de la Segunda etapa de MC2E, instrumentando por las tasas de IVE rezagadas 2 trimestres (abortos cada mil mujeres 15-19), la variable dependiente son los diferentes indicadores de cuidados prenatales (en niveles y en logaritmos), se muestra el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad adolescente en logaritmos. Los Paneles B y C presentan los resultados de estimar la Ecuación 2 y 2’ por MCO, en base a la muestra completa (Panel B) y excluyendo el período de vigencia de la ley IVE de la muestra (Panel C). Período Paneles A y B: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015. Período Panel C: 1er trim. 2006 - 3er trim. 2012.

V. Conclusiones

Si bien la legalización del aborto en Uruguay, a fines de 2012, redujo la fecundidad adolescente, no se encuentra evidencia de efectos intra-generacionales, en particular, sobre el desempeño educativo de las jóvenes (Capítulo II). En este Capítulo, se exploraron los posibles efectos inter-generacionales, sobre las condiciones de vida de los niños nacidos de madres adolescentes luego de la legalización del aborto.

Los resultados muestran una mejora de todos los indicadores de cuidados prenatales de los nacimientos de madres adolescentes que tuvieron la posibilidad de interrumpir un

embarazo. En este sentido, se observa que por cada aborto realizado cada mil jóvenes de 15 a 19 años, las adolescentes que deciden llevar a término sus embarazos: (i) acuden con mayor frecuencia a la visita prenatal, aumentando el total de consultas durante el embarazo en 0.05 consultas, un 0.6%; (ii) adelantan el momento del primer control prenatal en poco menos de un día, un 0.9%; y (iii) aumenta el porcentaje de nacimientos que recibió atención médica adecuada durante la gestación en 1 p.p. (2%) según el criterio de Kessner y en 1.2 p.p. (2.2%) según la pauta oficial. A pesar de esto, no se observan efectos significativos sobre ninguno de los indicadores de salud del recién nacido de madres adolescentes.

Esto sugiere que el acceso al aborto legal redundaría en una selección positiva de los nacimientos vinculada a la conducta de las adolescentes que deciden llevar a término sus embarazos, que intensifican los cuidados prenatales. Si bien no se ve reflejado en los resultados de salud de los recién nacidos disponibles en la información del Certificado de Nacido Vivo (Estadísticas Vitales, MS-INE), podría generar efectos en otros resultados que no se pueden medir a partir de estos datos. Cabe señalar que una atención prenatal adecuada permite el diagnóstico temprano de enfermedades -tanto maternas como fetales- y favorece la transmisión de prácticas saludables de nutrición y cuidados, beneficiando el desarrollo del embarazo y el niño.

El cambio en los resultados *promedio* de los nacimientos producto de la ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo dependerá de cuánto afecten las tasas de aborto legal a la *cantidad* de nacimientos -tasas de fecundidad- y de cuánto difiera la *calidad* del “embarazo que se encuentra en el margen” respecto a la *calidad* del “nacimiento promedio” (efecto selección). Entendiendo como “embarazo que se encuentra en el margen” a aquellos embarazos cuya continuidad es afectada por la presencia de barreras legales para practicarse un aborto (“*marginal child*” en inglés, según Gruber y otros, 1999). Se estimó por Mínimos Cuadrados en dos Etapas (MC2E) la relación entre los indicadores de cuidados prenatales promedio de una cohorte de nacimientos y las tasas de fecundidad, utilizando las tasas departamentales de aborto legal de mujeres de 15-19 años como Variable Instrumental de la fecundidad de ese grupo.

Los resultados de la primera etapa sugieren que el mayor acceso a interrumpir un embarazo (medido a partir de las tasas de aborto legal) redujo la *cantidad* de

nacimientos de madres adolescentes (en línea con los hallazgos del Capítulo II). La segunda etapa muestra un efecto selección positivo, de mejora en la *calidad* de los nacimientos de madres adolescentes. El “embarazo que se encuentra en el margen” hubiera recibido menos controles prenatales en relación al nacimiento promedio de su cohorte, hubiera iniciado dichos controles más tarde y, en consecuencia, no hubiera completado los requisitos de atención adecuada durante el embarazo.

Por último, si la reducción de la fecundidad adolescente no es compensada por aumentos de las tasas de fecundidad específica de otras edades, podría reducirse el tamaño de la cohorte, favoreciendo una descongestión en el acceso y uso de los servicios de atención prenatal (Valente, 2014; Pop-Eleches, 2006). La estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la relación entre los indicadores de cuidados prenatales promedio de una cohorte de nacimientos y las tasas de fecundidad -para el período completo y restringido al período previo a la reforma- permiten rechazar la presencia de efecto tamaño de la cohorte o descongestión.

Anexo I. Interpretación del coeficiente de interés como efecto selección

Se parte de la Ecuación 2 planteada en la sección III.2, que relaciona los resultados promedio de una cohorte de nacimientos y su tasa de fecundidad en logaritmos:

$$Y_{jt} = \beta_1 \ln(FA_{jt}) + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 \rho_j + \beta_4 \sigma_t + \omega_{jt} \quad (a1)$$

Por definición, la tasa de fecundidad adolescente corresponde al número de nacimientos de madres de 15-19 años (denotado como N_{jt}) dividido por la población de mujeres de ese grupo etario (denotado como M_{jt}). Por tanto, $FA_{jt} \equiv N_{jt}/M_{jt}$ (a2).

Asimismo, cabe notar que Y_{jt} es el resultado promedio de los nacidos en el departamento j en el trimestre t . Sea R_{jt} la suma de la variable de resultado de los nacidos en el departamento j en el trimestre t , se tiene que: $Y_{jt} \equiv R_{jt}/N_{jt}$ (a3).

Al reemplazar (a2) y (a3) en (a1) se obtiene:

$$\frac{R_{jt}}{N_{jt}} = \beta_1 \ln\left(\frac{N_{jt}}{M_{jt}}\right) + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 \rho_j + \beta_4 \sigma_t + \omega_{jt} \quad (a4)$$

La Ecuación a4 señala un hecho importante, la *cantidad* de nacimientos (N_{jt}) está presente de ambos lados de la Ecuación. Para analizar cómo afecta un cambio en la *cantidad* de nacimientos de las adolescentes se procederá a derivar (a4) con respecto a N_{jt} .

Previamente, se eliminan los últimos términos del lado derecho ya que no dependen de N_{jt} . Asimismo, se omiten por simplicidad los subíndices jt . Por tanto, se parte de:

$$\frac{R}{N} = \beta_1 \ln\left(\frac{N}{M}\right) \quad (a5)$$

Multiplicando ambos lados de (a5) por N y dado que el logaritmo de un cociente es igual a la resta de los logaritmos, se tiene que: $R = \beta_1 [\ln(N) - \ln(M)]N$ (a6)

La derivada de (a6) con respecto a N puede escribirse como:

$$\frac{\partial R}{\partial N} = \beta_1 \left\{ \left[\frac{\partial[\ln(N)]}{\partial N} - \frac{\partial[\ln(M)]}{\partial N} \right] N + \ln\left(\frac{N}{M}\right) \frac{\partial N}{\partial N} \right\} \quad (a7)$$

Nótese que la actual población femenina de 15-19 años M no se modifica cuando cambia el número de nacimientos de ese grupo N , lo que significa que $\frac{\partial[\ln(M)]}{\partial N} = 0$ (a8)

Reemplazando (a8) en (a7) y resolviendo las derivadas, se obtiene:

$$\frac{\partial R}{\partial N} = \beta_1 \left[\left(\frac{1}{N} \right) N + \ln\left(\frac{N}{M}\right) \right] \quad (a9)$$

A su vez, por (a5) se sabe que: $\ln\left(\frac{N}{M}\right) = \frac{R}{\beta_1 N}$ (a5')

Reemplazando (a5') en (a9): $\frac{\partial R}{\partial N} = \beta_1 \left[1 + \frac{R}{\beta_1 N} \right]$ (a10)

Finalmente, al despejar β_1 de (a10), se llega a: $\beta_1 = \frac{\partial R}{\partial N} - \frac{R}{N}$

Nótese que para alcanzar este resultado es crucial que en la especificación de la Ecuación 2 la tasa de fecundidad adolescente se encuentre en logaritmos.

Anexo II. Robustez

Los datos sobre embarazos interrumpidos bajo el nuevo marco legal se basan en la ubicación del prestador de salud (departamento) donde la mujer asiste a la tercera consulta del procedimiento establecido para IVE, y no permiten conocer el lugar de residencia habitual de la mujer. Es decir, se conoce el departamento de ocurrencia y no de residencia. Para tener en cuenta la posible movilidad entre departamentos se realizan dos ejercicios de robustez, tal como en el Capítulo II.

El primer ejercicio consiste en reestimar las ecuaciones utilizando la ubicación del prestador de salud donde la mujer asiste a la consulta con el equipo interdisciplinario (etapa 2 del procedimiento, véase sección II.2), en vez de utilizar la ubicación del prestador donde se realiza el aborto (etapa 3 del procedimiento). Dado que es obligatorio que entre la segunda y la tercera consulta transcurra un mínimo de cinco días, se asume que las mujeres realizan la segunda consulta en el lugar de residencia.

El segundo ejercicio de robustez consiste en reestimar las ecuaciones quitando el departamento de Montevideo de la muestra. Se asume que en muchos casos las mujeres residentes en el interior del país viajan a Montevideo para interrumpir el embarazo, en búsqueda del anonimato que proporciona la capital del país. La hipótesis es que Montevideo es un departamento receptor (tanto por traslados institucionales como por mujeres que deciden viajar voluntariamente), que tiene una tasa de aborto legal más alta que la que registraría si se conociera el departamento de residencia de las mujeres, y esto sesga los resultados, atenuándolos. Se explora si al quitar a Montevideo de la muestra aún se encuentran efectos significativos.

Por simplicidad, sólo se presentan los resultados para la especificación más completa (que incluye EF a nivel departamental, covariables y *dummies* temporales) de los coeficientes estimados para la Ecuación 1 y 1'. Para facilitar la lectura de los resultados, las columnas 1 y 2 presentan nuevamente los resultados en base a las tasas de aborto legal o IVE3 y la muestra completa de 19 departamentos (que se corresponden con los del Cuadro 4, sección IV.1). En las columnas 3 y 4 se presentan los resultados en base a las tasas de consulta con el equipo interdisciplinario o IVE2 y la muestra completa. Por último, en las columnas 5 y 6 se presentan los resultados en base a las tasas de aborto

legal, quitando a Montevideo de la muestra. No se observan cambios en los signos y significatividad estadística de los coeficientes, mostrando la robustez de los resultados encontrados.

Cuadro AII- 1. Efectos del acceso a la interrupción legal del embarazo sobre indicadores de atención prenatal, mujeres 15 a 19 años. Ejercicios de robustez.
Ecuación 1 y Ecuación 1’.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PANEL A: Consultas prenatales (nro)						
<i>IVE (t-2)</i>	0.056** (0.022)	0.006* (0.003)	0.048** (0.020)	0.005* (0.003)	0.052** (0.020)	0.005** (0.002)
R2	0.559	0.554	0.558	0.554	0.559	0.556
Observaciones	760	760	760	760	720	720
PANEL B: Primera consulta (semana de gestación)						
<i>IVE (t-2)</i>	-0.122*** (0.036)	-0.009*** (0.003)	-0.098*** (0.033)	-0.008*** (0.002)	-0.118*** (0.032)	-0.009*** (0.002)
R2	0.636	0.631	0.635	0.631	0.636	0.630
Observaciones	760	760	760	760	720	720
PANEL C: Controles adecuados (criterio internacional)						
<i>IVE (t-2)</i>	1.041*** (0.347)	0.020* (0.010)	0.821*** (0.273)	0.014 (0.008)	1.004*** (0.301)	0.018** (0.008)
R2	0.630	0.597	0.629	0.596	0.628	0.597
Observaciones	760	760	760	760	720	720
PANEL D: Controles adecuados (criterio oficial)						
<i>IVE (t-2)</i>	1.180*** (0.305)	0.022*** (0.006)	0.855*** (0.267)	0.016*** (0.005)	1.146*** (0.279)	0.021*** (0.005)
R2	0.633	0.619	0.631	0.617	0.630	0.618
Observaciones	760	760	760	760	720	720
Var. Dependiente en logs	No	Si	No	Si	No	Si
EF depto	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Covariables	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Dummies trim/año	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Muestra	Total	Total	Total	Total	S/Mdeo	S/Mdeo
IVE	IVE 3	IVE 3	IVE 2	IVE 2	IVE 3	IVE 3

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%].

Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina 15-19 (ambas en % del total); tasa desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64); establecimientos públicos de educación secundaria c/10000 hab; número de médicos c/10000 hab.; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MCO la transformación *within* de las Ecuaciones 1 y 1’, regresando para los hijos de adolescentes de 15-19 los distintos indicadores de cuidados prenatales (en niveles en las columnas impares, en logaritmos, columnas pares) en las tasas de IVE rezagadas 2 trimestres. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

En las columnas (3) y (4) se reemplaza las tasas de IVE 3 (abortos legales cada mil mujeres 15-19) por las tasas de IVE 2 (consultas con el equipo interdisciplinario cada mil mujeres 15-19) para chequear la robustez de los resultados presentados en (1) y (2).

En las columnas (5) y (6) se quita el departamento Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados en (1) y (2).

BIBLIOGRAFÍA

- Almond, D., y Currie, J. (2011). “Killing me softly: The fetal origins hypothesis”. *Journal of economic perspectives*, 25(3), 153–72.
- Alzúa, M., Rodríguez, C., y Villa, E. (2016). “Can compulsory education reforms reduce teenage pregnancy? Evidence from Developing Countries”, Mimeo.
- Alzúa, M., Gasparini, L., y Haimovich, F. (2015). “Education reform and labor market outcomes: The case of Argentina’s Ley Federal de Educación”, *Journal of Applied Economics*, 18(1): 21–43.
- Ananat, E. O., Gruber, J., Levine, P. B., y Staiger, D. (2009). “Abortion and selection”. *The Review of Economics and Statistics*, 91(1), 124–136.
- Angrist, J. D., y Evans, W. N. (1999). “Schooling and labor market consequences of the 1970 state abortion reforms”. *Research in Labor Economics*, 18, 75–113.
- Angrist, J. D., y Krueger, A. B. (1991). “Does Compulsory Schooling Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 976–1014.
- Angrist, J. D., y Pischke, J. S. (2009). *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion* (Vol. 1). Princeton university press, Princeton.
- Antón, J. I., Ferre, Z., y Triunfo, P. (2018). “The impact of abortion legalisation on birth outcomes in Uruguay”. *Health economics*, 27(7), 1103–1119.
- Arceo-Gómez, E. O., y Campos-Vazquez, R. M. (2014). “Teenage pregnancy in Mexico: Evolution and consequences”. *Latin American Journal of Economics*, 51(1), 109–146.
- 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., Fernández-Val, I., y Lang, K. (2013). “The Consequences of Teenage Childbearing: Consistent Estimates When Abortion Makes Miscarriage Non-random”. *The Economic Journal*, 123, 875–905.
- Azevedo, J. P., Favara, M., Haddock, S. E., López-Calva, L. F., Muller, M., y Perova, E. (2012). *Teenage pregnancy and opportunities in Latin America and the Caribbean: on teenage fertility decisions, poverty and economic achievement*. The World Bank, Washington, DC.
- Azevedo, J. P., López-Calva, L. F., y Perova, E. (2012). “Is the baby to blame? An inquiry into the consequences of early childbearing”. World Bank Policy Research WP No. 6074.
- Baird, S., McIntosh, C., y Ozler, B. (2011). “Cash or Condition? Evidence from a Cash Transfer Experiment”, *Quarterly Journal of Economics*, 126(4):1709–1753.
- Balsa, A., y Triunfo, P. (2012). “¿Son los cuidados prenatales efectivos. Un enfoque con datos individuales de panel”. DECON-FCS-UDELAR, Documento de Trabajo No. 06/12.
- Becker, G. (1981). *A Treatise on the Family*, National Bureau of Economic Research, Inc, Cambridge, MA.

- Becker, G. (1960). "An Economic Analysis of Fertility". En *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, pp. 209–240, National Bureau of Economic Research, Inc, Cambridge, MA.
- Behrman, J.R., y Rosenzweig, M.R. (2002). "Does increasing women's schooling raise the schooling of the next generation?", *The American Economic Review*, 92: 323–334.
- 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*, 95(1–2): 41–53.
- Bet, G. (2008). "Evaluando el impacto de la Ley Federal de Educación sobre la Calidad Educativa del Nivel Medio". XLIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política AAEP. Noviembre 2008.
- Binstock, G., y Gogna, M. (2014). "Entornos del primer y segundo embarazo en la adolescencia en Argentina", cap. 8. En Cavenaghi, S. y Cabella, W. (eds.) *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa*. ALAP, Río de Janeiro.
- 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*, 118(530): 1025–1054.
- Bongaarts, J. (1982). "The Fertility Inhibiting Effects of the Intermediate Fertility Variables", *Studies in Family Planning*, 13(6–7): 179–189.
- Bongaarts, J. (1978). "A framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility", *Population and Development Review*, 4(1): 105–132.
- Bronars, S., y Grogger, J. (1994). "The economic consequences of teenage childbearing: Results from a natural experiment". *American Economic Review*, 84, 1141–1156.
- Bucheli, M. y Casacuberta, C. (2010). "Asistencia a instituciones educativas y actividad laboral de los adolescentes en Uruguay, 1986-2008", cap. 10. En Fernández, T. (ed.), *La desafiliación en la Educación Media y Superior de Uruguay: conceptos, estudios y políticas*. CSIC-UDELAR, Montevideo.
- Cabella, W., Fitermann, P., Severi, C., y Vigorito, A. (2016). *Salud, nutrición y desarrollo en la primera infancia en Uruguay: primeros resultados de la ENDIS*. OPP, INE, FCEA, Montevideo.
- Cabella, W., y Pardo, I. (2014). "Hacia un régimen de baja fecundidad en América Latina y el Caribe, 1990-2015", cap. 1. En Cavenaghi, S. y Cabella, W. (eds.) *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa*. ALAP, Río de Janeiro.
- Cardozo, S. (2010). "El comienzo del fin: las decisiones de abandono durante la educación media y su incidencia en las trayectorias", cap. 5. En Fernández, T. (ed.), *La desafiliación en la Educación Media y Superior de Uruguay: conceptos, estudios y políticas*. CSIC-UDELAR, Montevideo.
- Cardozo, S., y Iervolino, A. (2009). "Adiós juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en Uruguay". *Revista de Ciencias Sociales*, 22(25), 60–81.

- Charles, K. K., y Stephens, Jr, M. (2006). "Abortion legalization and Adolescent Substance use". *The Journal of Law and Economics*, 49(2), 481–505.
- Chen, X. K., Wen, S. W., Fleming, N., Demissie, K., Rhoads, G. G., y Walker, M. (2007). "Teenage pregnancy and adverse birth outcomes: a large population based retrospective cohort study". *International journal of epidemiology*, 36(2), 368–373.
- Chevalier, A., y Viitanen, T. K. (2003). "The long-run labour market consequences of teenage motherhood in Britain". *Journal of population economics*, 16(2), 323–343.
- Cleland, J. (2002). "Education and future fertility trends, with special reference to mid-transitional countries". *Completing the fertility transition*, 187–202.
- Conde-Agudelo, A., Belizán, J. M., y Lammers, C. (2005). "Maternal-perinatal morbidity and mortality associated with adolescent pregnancy in Latin America: Cross-sectional study". *American journal of obstetrics and gynecology*, 192(2), 342–349.
- Cortés, D., Gallego Acevedo, J., Latorre, C., Maldonado, D., Ortegón, M., y 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., y Maldonado D. (2016). "On the Design of Educational Conditional Cash Transfer Programs and Their Impact on Non-Education Outcomes: The Case of Teenage Pregnancy", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 16(1): 219–258.
- Cristar, C., Doneschi, A., Fiori, N. y Soto, S. (2017). "Tránsito hacia la educación terciaria en Uruguay". LII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Río Negro.
- 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*, 3(1): 97–122.
- Cygan-Rehm, K., y Maeder, M. (2013). "The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform", *Labour Economics*, 25(C): 35–48.
- David, H. P., Dytrych, Z. E., Matějček, Z. E., y Schüller, V. E. (1988). *Born Unwanted: Developmental Effects of Denied Abortion*. New York: Springer Publishing Company.
- De Melo, G., Failache, E., y Machado, A. (2015). "Adolescentes que no asisten a Ciclo Básico: caracterización de su trayectoria académica, condiciones de vida y decisión de abandono". *Páginas de Educación*, 8(2), 66–88.
- DEIS (2012). "Estadísticas Vitales. Información Básica 2012". Serie 5 N°56/12, Dirección de Estadísticas e Información en Salud, Ministerio de Salud de la Nación (DEIS). Buenos Aires, Argentina.
- Duflo, E., Dupas, P., y Kremer, M., (2015). "Education, HIV, and Early Fertility: Experimental Evidence from Kenya", *American Economic Review*, 105(9): 2757–2797.
- 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. (2015). “Evaluación de la despenalización del aborto en Uruguay en la fecundidad adolescente”. Tesis de Maestría en Demografía y Estudios de Población, FCS, UDELAR.
- Ferre, Z., Gerstenblüth, M., Rossi, M., y Triunfo, P. (2013). “The impact of teenage childbearing on educational outcomes”. *The Journal of Developing Areas*, 47(2), 159–174.
- Filardo, V. (2011). “Transiciones a la adultez y educación”, cap. 1. En Filgueira, F. y Mieres, P (eds.), *Jóvenes en tránsito*. UNFPA, Montevideo.
- Filardo, V. C., Aguiar, M., Cabrera, M., y Aguiar, S. (2010). “Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud: segundo informe”. INJU, INFAMILIA, MIDES.
- Filardo, V. y Mancebo, M. E. (2013). *Universalizar la educación media en Uruguay: ausencias, tensiones y desafíos*. CSIC-UDELAR, Montevideo.
- Flórez, C.E., y Núñez, J. (2001). “Teenage Childbearing in Latin American Countries”, Research Department Publications 3131, Inter-American Development Bank, Research Department.
- Fostik, A., Ciganda, D., y Laplante, B. (2015). “Pathways to Adulthood in Uruguay”. Conference on Population Change and Life Course: Taking Stock and Looking to the Future. Ottawa.
- Francesconi, M. (2007). “Adult Outcomes for Children of Teenage Mothers”, IZA Discussion Papers 2778, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Furtado, M. (2003). “Trayectoria educativa de los jóvenes: el problema de la deserción”. Serie Aportes para la reflexión y la transformación de la Educación Media Superior. Cuaderno de trabajo No. 22.
- Gasparini, L. y Marchionni, M. (eds.) (2015). *Bridging gender gaps? The rise and deceleration of female labor force participation in Latin America*. CEDLAS UNLP.
- Geronimus, A. T., Korenman, S., y Hillemeier, M. M. (1994). “Does young maternal age adversely affect child development? Evidence from cousin comparisons in the United States”. *Population and Development Review*, 585–609.
- Geronimus, A. T., y Korenman, S. (1992). “The socioeconomic consequences of teen childbearing reconsidered”. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1187–1214.
- Grant, M. J. (2015). “The demographic promise of expanded female education: trends in the age at first birth in Malawi”, *Population and development review*, 41(3): 409–438.
- Grogger, J. (2008). “Consequences of Teen Childbearing for Incarceration among Adult Children.” En S. Hoffman y 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*, 80(2): 223–255.
- Gruber, J., Levine, P., y Staiger, D. (1999). “Abortion legalization and child living circumstances: who is the ‘marginal child’?”. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 263–291.

- Hoffman, S. D., Foster, E. M., y Furstenberg Jr, F. F. (1993). "Reevaluating the costs of teenage childbearing". *Demography*, 30(1), 1–13.
- Holmlund, H., Lindahl, M., y E. Plug (2011). "The causal effect of parents' schooling on children's schooling: A comparison of estimation methods", *Journal of Economic Literature*, 49(3): 615–651.
- Hotz, V.J., McElroy, S.W., y Sanders, S.G. (2005). "Teenage childbearing and its life cycle consequences exploiting a natural experiment". *Journal of Human Resources*, 40(3), 683–715.
- INJU-MIDES (2016). "Jóvenes que no estudian ni trabajan. Actualización de datos sobre jóvenes que no estudian en el sistema formal ni trabajan de forma remunerada. Uruguay 2016". INJU, MIDES, Biblioteca Digital.
- Jewell, R. T., Triunfo, P., y Aguirre, R. (2007). "El peso al nacer de los niños de la principal maternidad de Uruguay: 1995 a 2004". *Revista Desarrollo y Sociedad*, (59), 1–20.
- Jiménez, M. A., Aliaga, L. y Rodríguez, 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, No. 97.
- Katzkowicz, N. (2015). "Cuidados prenatales y salud del recién nacido: evidencia para Uruguay". Tesis de Maestría en Economía, Universidad Nacional de La Plata.
- 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 Gómez, A. y Couto, M. (2017). "Profesionales de la salud, resistencia y el cambio en la atención a mujeres que deciden abortar en Uruguay". *Descentrada*, 1(2), 1–16.
- López Gómez, A. (2014). "Aborto legal en Uruguay: el largo proceso para garantizar el acceso a la salud y los derechos reproductivos de las mujeres", cap. 6. En Cavenaghi, S. y Cabella, W. (eds.) *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa*. ALAP, Río de Janeiro.
- López, C. (2012). "El Efecto Causal de la Educación sobre el Delito. Evidencia para Argentina". Tesis de Maestría en Economía, Universidad Nacional de La Plata.
- Lopez Turley, R. (2003). "Are Children of Young Mothers Disadvantaged because of Their Mother's age or Family Background?", *Child Development*, 74(2), 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*, 101(1): 158–195.
- MEC (2016). "Logro y nivel educativo alcanzado por la población - 2015". Dirección de Educación, División de Investigación y Estadística, Ministerio de Educación y Cultura.
- MECON (2011). "Regionalización". Nota Metodológica. 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.” En 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.
- MS (2010). “Primer Censo Nacional de Recursos Humanos en Salud. Desarrollo y presentación de los primeros resultados”. Departamento de habilitación y control de profesionales de la salud, Ministerio de Salud.
- MYSU (2017). “Estado de situación de los servicios de salud sexual y reproductiva y aborto legal en 10 de los 19 departamentos del país. Sistematización de resultados”. Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva de Mujer y Salud en Uruguay.
- MYSU (2016a). “Informe sobre el estado de situación de los servicios de salud sexual y reproductiva y aborto en las instituciones de salud de los departamentos de Florida, Maldonado y Rivera”. Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva de Mujer y Salud en Uruguay.
- MYSU (2016b). “Informe sobre estado de situación de los servicios de salud sexual y reproductiva y aborto en las instituciones de salud de los departamentos de Montevideo, Rocha y Cerro Largo”. Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva de Mujer y Salud en Uruguay.
- MYSU (2015). “Informe sobre el estado de situación y desafíos en salud sexual y reproductiva y aborto en los departamentos de Paysandú, Río Negro y Soriano”. Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva de Mujer y Salud en Uruguay.
- MYSU (2014). “Estado de situación y desafíos en aborto y salud sexual y reproductiva en el departamento de Salto”. Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva de Mujer y Salud en Uruguay.
- 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).
- Novella, R., y Ripani, L. (2016). “Are You (Not) Expecting? The Unforeseen Benefits of Job Training on Teenage Pregnancy,” *IZA Journal of Labor & Development*, 5:19.
- Pantelides, E.A., y Binstock, G. (2007). “La fecundidad adolescente en la Argentina al comienzo del Siglo XXI”, *Revista Argentina de Sociología*, 5(9): 24–43.
- Pantelides, E. A. (2004). “Aspectos sociales del embarazo y la fecundidad adolescente en América Latina”. Seminario 36 La fecundidad en América Latina: ¿transición o revolución? CELADE, CEPAL.
- Pardo, I., Real, M., y Peri, A. (2013). “De los libros a las ocho horas: la transición de la educación al trabajo en el Uruguay (1990-2008)”. *Notas de Población*, 40(96), 105–135.
- Pop-Eleches, C. (2006). “The impact of an abortion ban on socioeconomic outcomes of children: Evidence from Romania”. *Journal of Political Economy*, 114(4), 744–773.
- Pop-Eleches, C. (2010). “The supply of birth control methods, education, and fertility: evidence from Romania”. *Journal of Human Resources*, 45(4), 971–997.

- Ribar, D. C. (1994). “Teenage fertility and high school completion”. *Review of Economics and Statistics*, 76(3), 413–424.
- Rivero, A. (2018). “Determinantes de las decisiones de estudiar y trabajar de las madres adolescentes para el caso uruguayo”. DIE 01/2018. IECON, UDELAR.
- Rodríguez, J. (2008). “Reproducción en la adolescencia en América Latina y el Caribe: ¿una anomalía a escala mundial?”, en Rodríguez Wong, L., *Población y salud sexual y reproductiva en América Latina*, Serie Investigaciones N° 4, Río de Janeiro: ALAP.
- Rodríguez, J. (2014). “Fecundidad adolescente en América Latina: una actualización”, cap. 2. En Cavenaghi, S. y Cabella, W. (eds.) *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa*. ALAP, Río de Janeiro.
- Rosenzweig, M. R. y Schultz, T. P. (1983). “Estimating a household production function: Heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birthweight”, *Journal of Political Economy*, 91:723–46.
- Sanseviero, R. (2003). *Condena, tolerancia y negación. El aborto en Uruguay*. Centro Internacional de Investigación e Información para La Paz, Montevideo.
- Siegel, J.S., y Swanson, D.A. (2004). *The Methods and Materials of Demography*. 2nd edition. Amsterdam: Elsevier Academic Press.
- Silles, M. (2011). “The effect of schooling on teenage childbearing: evidence using changes in compulsory education laws”, *Journal of Population Economics*, 24(2): 761–777.
- Singh, S. (1998). “Adolescent childbearing in developing countries: A global review”. *Studies in family planning*, 117–136.
- Sklar, J., y Berkov, B. (1974). “Abortion, illegitimacy, and the American birth rate”. *Science*, 185(4155), 909–915.
- Stock, J. H., Wright, J. H., y Yogo, M. (2002). “A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments”. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4), 518–529.
- UNFPA (2016). *Fecundidad y Maternidad Adolescente en el Cono Sur: Apuntes para la Construcción de una Agenda Común*. Investigadora y autora principal: Binstock, G. UNFPA/LACRO.
- UNFPA (2013). *Estado de la población mundial 2013: Maternidad en la niñez. Enfrentar el reto del embarazo en adolescentes*. Investigadora y autora principal: Williamson, N. UNFPA, Nueva York.
- UNICEF (2018). *Voces que cuentan. Reflexiones y propuestas de adolescentes sobre su salud*. Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), Buenos Aires.
- United Nations (2017). *World Population Prospects: The 2017 Revision*, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, DVD Edition, New York.
- Univisión Noticias (2016). La objeción de conciencia entorpece el derecho al aborto en Uruguay. <http://especiales.univision.com/desigualdad/genero/article/la-objecion-de-conciencia-entorpece-el-derecho-al-aborto-en-uruguay/3296>

- Valente, C. (2014). “Access to abortion, investments in neonatal health, and sex-selection: Evidence from Nepal”. *Journal of Development Economics*, 107, 225–243.
- Varela Petito, C., Fostik, A., y Fernández Soto, M. (2014). “Transición a la maternidad en el Uruguay: convergencia y divergencia en el pasaje a la vida adulta”, cap. 3. En Pellegrino, A. y Varela, C. (eds.) *Hacerse adulto en Uruguay: un estudio demográfico*, CSIC-UDELAR, Montevideo.
- Varela Petito, C., Pardo, I., Lara, C., Nathan, M., y Tenenbaum, M. (2014). “La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferenciales en el comportamiento reproductivo”, fascículo 3. En Calvo, J. J. (ed.) *Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay*, Ediciones Trilce, Montevideo.
- Varela Petito, C., Pollero, R., y Fostik, A. (2008). “La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo”, cap. 2. En Varela Petito, C. (ed.) *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XXI*, Ediciones Trilce, Montevideo.