

MATERNIDAD Y DESVINCULACIÓN ESCOLAR EN LA ADOLESCENCIA:
EVIDENCIA A PARTIR DE LA LEY DE INTERRUPCIÓN VOLUNTARIA DEL
EMBARAZO EN URUGUAY¹

Cecilia Velázquez (CEDLAS, UNLP)

cvelazquez@cedlas.org

Esta versión: 27 de Abril de 2017

Resumen

La maternidad es señalada por las jóvenes uruguayas como el motivo más importante -luego de la falta de interés- para abandonar los estudios. Este artículo pretende determinar y cuantificar si existe una relación causal entre embarazo adolescente y desvinculación escolar. Para identificar el impacto de la maternidad temprana sobre la permanencia en el sistema educativo se utiliza la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo sancionada por el parlamento uruguayo a fines de 2012. Debido a cambios en su reglamentación, el acceso de las mujeres a esta prestación a través de los servicios de salud públicos y privados ha variado desde su aprobación. Este hecho generó una fuente de variación exógena de la fecundidad adolescente, lo que permitió aplicar la metodología de Variables Instrumentales. Los resultados sugieren que la despenalización del aborto redujo la fecundidad adolescente; en este sentido, el nuevo marco legal constituye una herramienta útil para reducir embarazos no deseados. Sin embargo, al instrumentar la fecundidad adolescente con la tasa de abortos, no se observa un impacto estadísticamente significativo sobre la matriculación escolar.

Clasificación JEL: I21, J13.

Palabras Clave: Fecundidad adolescente, Despenalización aborto, Educación, Variables instrumentales, Uruguay.

¹ Este artículo está basado en el segundo capítulo de la tesis en proceso del Doctorado en Economía de la Universidad Nacional de La Plata (UNLP, Argentina), dirigida por María Laura Alzúa (UNLP) y Wanda Cabella (Udelar, Uruguay).

El proyecto de investigación resultó ganador de la convocatoria "*Mirada joven a los problemas de la Juventud en Uruguay*" realizada por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID). El premio consistió en una beca para llevar adelante el proyecto.

La información sobre embarazos interrumpidos en el marco de la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo (Ley N° 18987) es estrictamente confidencial. Fue proporcionada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (MSP) en el marco del convenio suscrito entre el MSP y el Programa de Población (FCS, Udelar), que dirige Wanda Cabella (directora de esta investigación), con el fin de cooperar en el "Establecimiento de un plan estadístico de salud actualizado y alineado al Plan Estadístico Nacional", orientado a mejorar los sistemas de Información vinculados a Estadísticas Vitales y Sistema Informático Perinatal.

La autora agradece especialmente el apoyo financiero del BID y la excelente guía de Wanda Cabella y María Laura Alzúa; así como también al Programa de Salud Sexual y Reproductiva del MSP por su valiosa colaboración. Los errores y omisiones son total responsabilidad de la autora. Comentarios son bienvenidos a cvelazquez@cedlas.org.

I. Motivación y objetivo

La Ley General de Educación N° 18437, sancionada por el parlamento uruguayo en 2008, consagró el derecho a la educación a la vez que extendió la escolaridad obligatoria hasta completar la educación media, equiparando a Uruguay con sus vecinos del Cono Sur (Filardo y Mancebo, 2013).² Sin embargo, las tasas de egreso de la educación secundaria distan mucho de esta meta. En efecto, sólo 40% de los jóvenes uruguayos entre 21 y 24 años de edad finalizan la educación media, muy por debajo de sus pares de la región (véase Cuadro 1). Este resultado llama la atención ya que, históricamente, Uruguay ha ocupado posiciones de liderazgo en la comparación regional de los principales indicadores sociales.³

En el contexto sudamericano, Uruguay registra los peores resultados de egreso de la educación media, no sólo en los promedios nacionales sino también en la comparación de los jóvenes pertenecientes a los estratos más vulnerables de cada país. Sólo 9% de los jóvenes del primer quintil de ingresos logra culminar el nivel medio de educación, mientras que en Argentina este valor es 42% y en Chile 73%.

Cuadro 1. Jóvenes que completaron educación media, Sudamérica, circa 2014. Total y 1er quintil ingresos (jóvenes 21-24 años, %)

	Total (1)	Quintil 1 (2)
Chile	84.0	73.2
Perú	82.3	54.2
Bolivia	77.8	56.1
Colombia	70.8	42.7
Venezuela	69.2	50.6
Argentina	64.6	41.9
Ecuador	63.1	40.1
Brasil	62.8	33.9
Paraguay	62.3	29.7
Uruguay	40.3	9.1

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

Notas: Quintiles de ingreso per cápita familiar.

La información para Venezuela corresponde a 2011; para Bolivia y Chile a 2013; y para Argentina al segundo semestre de 2014. Para el resto de los países la información corresponde a 2014.

Existe amplio consenso en que el problema de la educación secundaria en el país no se sitúa en el acceso (la educación primaria es obligatoria desde 1877, y alcanzó

² Chile establece la obligatoriedad del nivel medio de educación en el año 2003 y Argentina en 2006.

³ Uruguay se destaca en América Latina por su alto ingreso per cápita, y bajos niveles de desigualdad y pobreza (SEDLAC, CEDLAS y Banco Mundial); ubicándose entre los primeros lugares de la región en relación con diversas medidas de bienestar, como el Índice de Desarrollo Humano (UNDP, 2015).

la universalidad en la década de 1950) sino en la continuidad.⁴ Sin embargo, el debate en torno a por qué la educación secundaria no logra retener a los adolescentes y jóvenes continúa abierto. Se han señalado múltiples y variadas razones: *“cobertura en aumento, oferta poco pertinente a los requerimientos del mundo del trabajo y la sociedad; estructuras y currículum fragmentados, enseñanza tradicional, contenidos poco significativos y relevantes, fracaso escolar puesto de manifiesto en el bajo rendimiento, repetición, deserción, desgranamiento y sobreedad; desvalorización de los resultados y procesos de evaluación”* (Aristimuño y De Armas, 2012).

Como señalan Filardo y Mancebo (2013), la opinión de los jóvenes ha estado ausente en el debate.⁵ En el Cuadro 2 (columna 1) se observa que un 30% de los adolescentes entre 15 y 19 años no completó la educación media y se encuentra fuera del sistema educativo. Al investigar los motivos que estos jóvenes identifican como determinantes del abandono escolar (auto-reportados en la Encuesta de Hogares), se observa que el principal motivo es la falta de interés, señalado por el 57% de los jóvenes. Le siguen, en orden de importancia, el trabajo (14%), dificultades en el aprendizaje (7.5%), embarazo (7%) y asuntos familiares (5%).

La proporción de adolescentes varones que no finalizó educación media y se encuentra fuera del sistema educativo (35%) supera a la de mujeres (24%). Si bien para ambos sexos el principal motivo de desafiliación escolar es la falta de interés (aunque este patrón es más marcado en el caso de los varones), existe una brecha de género en los restantes motivos (columnas 2 y 3). 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 sin completarla señala un embarazo como la principal causa).

⁴ Sin embargo, una visión de conjunto del sistema y de trayectorias educativas (más allá del análisis habitual del proceso educativo por niveles) muestra que un determinante crucial en la probabilidad de aprobar educación media es la ocurrencia de la repetición en primaria. En este sentido, el “asunto educativo” no es sólo un problema de educación media, si bien se manifiesta en ese ciclo (Filardo y Mancebo, 2013; Filardo, 2010).

⁵ Cabe destacar los antecedentes de MEC (2016), De Melo y otros (2015), Filardo y Mancebo (2013), Filardo y otros (2010), y Cardozo (2010), quienes analizan las interpretaciones que aportan los jóvenes sobre sus propias trayectorias académicas, en particular las razones que esgrimen para abandonar el sistema educativo.

Además de la brecha de género, también es preocupante la brecha socioeconómica (columnas 4 y 5). Un 40% de las adolescentes de los hogares más pobres (del primer quintil de ingresos) no finalizó la escuela media y no asiste; mientras que este porcentaje es de 12% entre jóvenes de ingresos medios/altos (quintil 3 o superior). Respecto a los motivos, el 19% de las adolescentes más pobres que se desafilian del sistema educativo indican un embarazo como el principal determinante; en cambio, entre las jóvenes de ingreso medio/alto que abandonan la escuela, 11% señala que fue por un embarazo. En particular, para éstas jóvenes, el trabajo es el segundo motivo reportado como determinante de abandono, y embarazo ocupa el tercer lugar.⁶

Cuadro 2. Razones desafiliación escolar (auto-reportadas), Uruguay, 2011-2015. Total, por sexo y quintiles de ingreso seleccionados (jóvenes 15-19 años, %)

	Total	Varones	Mujeres		
			Total	Quintil1	Quintil3-5
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Falta de interés	57.3	62.6	50.2	48.1	53.1
Trabajo	14.3	17.9	9.4	6.3	14.3
Dificultad aprendizaje	7.5	7.4	7.8	6.8	8.0
Embarazo	6.9	0.4	15.8	19.2	10.8
Asuntos familiares	4.6	3.2	6.5	7.5	4.7
Otro	9.3	8.6	10.3	12.2	9.0
Observaciones	(10608)	(6091)	(4517)	(2014)	(1120)
No asiste	29.7	34.7	24.4	39.6	12.2

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de Encuesta Continua de Hogares ECH 2011 a 2015 (INE).

Notas: Quintiles de ingreso per cápita familiar. Se suman los quintiles 3, 4 y 5 para contar con mayor número de observaciones (columna 5).

El cuadro presenta la respuesta a la pregunta "¿Cuál considera que es la principal razón por la que no finalizó la educación media?", disponible en el cuestionario de la ECH a partir del año 2011. Esta pregunta es realizada a quienes asistieron a educación media, no finalizaron y tienen entre 12 y 29 años de edad (el Cuadro presenta los resultados para el grupo de interés en materia de fecundidad adolescente, 15 a 19).

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 educación media y no asiste al sistema educativo.

El Cuadro 2 sugiere la necesidad de implementar un nuevo modelo pedagógico, capaz de generar interés en los estudiantes. Pero también señala las dificultades que enfrentan los jóvenes en edad de asistir a educación media para articular el rol de estudiante con los demás roles que paulatinamente van asumiendo en su pasaje a la vida adulta, que implica asumir responsabilidades tanto en el ámbito familiar

⁶ Sería interesante analizar la evolución en el tiempo de los motivos auto-reportados por los jóvenes para desvincularse del sistema educativo, pero lamentablemente la pregunta de la Encuesta de Hogares no permite identificar el momento de abandono. Además, el número de observaciones con respuesta por año es muy bajo, dificultando el análisis de la evolución anual.

como en el público. Los motivos trabajo y embarazo están directamente relacionados con dos de los eventos característicos que pautan la transición de la juventud a la vida adulta: el ingreso al mercado de trabajo y el nacimiento del primer hijo.⁷ Entre los varones el motivo trabajo es más importante; mientras que entre las mujeres, en particular de bajos ingresos, los embarazos representan una barrera importante para continuar estudiando.

Cuadro 3. Tasas brutas de matriculación, Uruguay, 2011-2015. Mujeres con y sin hijos, total y quintiles de ingreso seleccionados (*jóvenes 15-19 años, %*)

	Mujeres		
	Total (1)	Quintil1 (2)	Quintil3-5 (3)
Matriculación			
Sin hijos	78.8 (22734)	69.2 (6179)	86.1 (10612)
Madres	12.1 (2042)	10.3 (1220)	17.9 (265)
% Madres	8.6	17.0	2.5

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de Encuesta Continua de Hogares ECH 2011 a 2015 (INE).

Notas: Quintiles de ingreso per cápita familiar. Se suman los quintiles 3, 4 y 5 para contar con mayor número de observaciones (columna 3).

El cuadro presenta las tasas brutas de matriculación distinguiendo la situación de mujeres con hijos (madres) y sin hijos. Para ello se utiliza la pregunta de la ECH “¿Ha tenido hijos nacidos vivos?”, que es realizada a las mujeres de 14 años de edad en adelante (el Cuadro presenta los resultados para el grupo de interés en materia de fecundidad adolescente, 15 a 19).

Se agrega la información de varias encuestas (2011 a 2015) para contar con mayor número de observaciones, entre paréntesis se presenta el número de observaciones para cada grupo.

La última fila presenta el porcentaje de adolescentes con hijos (madres) en cada categoría.

En efecto, la maternidad se asocia a una mayor carga de trabajo doméstico y de cuidados, lo que supone dificultades para la permanencia en el sistema educativo.⁸

El Cuadro 3 presenta evidencia en este sentido, comparando la asistencia al sistema educativo de mujeres jóvenes con hijos (madres) y sin hijos. Se observa que 9% de las adolescentes entre 15 y 19 años de edad son madres y que tan sólo 12% de ellas asiste al sistema educativo; mientras que entre las adolescentes sin hijos el

⁷ La literatura sobre el enfoque de transición hacia la vida adulta reconoce la salida del sistema educativo, el ingreso al mercado laboral (característicos del dominio público), la salida del hogar de origen, la formación de pareja y el nacimiento del primer hijo (dominio privado) como los eventos típicos que pautan la transición de la juventud a la vida adulta (Settersten y otros, 2008).

⁸ Ser madre adolescente tiene consecuencias que van más allá de la dificultad o imposibilidad de continuar los estudios. Además de los resultados socioeconómicos (educativos y laborales), se ha señalado un mayor riesgo de salud para la madre y el recién nacido (Williamson, 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 ven afectados, tanto la adolescente (consecuencias intra-generacionales) como su hijo (inter-generacionales), el padre del hijo y otros miembros del hogar. Incluso si la maternidad adolescente no genera un costo individual, sí representa un costo para la sociedad ya que implica mayor gasto en salud (Williamson, 2013) y en asistencia social (*welfare dependency*, Azevedo y otros, 2012).

79% estudia. Asimismo, se observa que mientras que un 17% de las jóvenes pertenecientes al primer quintil de ingresos ha tenido hijos antes de los 20 años de edad, este valor alcanza a 2.5% entre las jóvenes de ingreso medio/alto. Ambos grupos muestran una fuerte brecha entre las tasas de matriculación de las jóvenes con y sin hijos, sugiriendo la dificultad de compatibilizar estudio y maternidad.

A pesar de que Uruguay tiene desde hace más de una década un nivel de fecundidad por debajo del umbral de reemplazo poblacional,⁹ la fecundidad adolescente continúa siendo alta (en torno a 60‰) y presenta una resistencia persistente a la baja (Varela y otros, 2014). 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 de la región (Cabella y Pardo, 2014; Rodríguez, 2014) y es actualmente uno de los principales problemas de salud sexual y reproductiva que enfrentan los gobiernos. 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), dejando al descubierto que existe un problema de salud sexual y reproductiva entre las generaciones que inician su vida sexual. En particular, en Uruguay un 63% de los embarazos adolescentes no son planificados (cifras del Sistema de Información Perinatal SIP 2014).

En este contexto, la problemática del embarazo adolescente ha cobrado relevancia en la agenda pública nacional. Desde la aprobación a fines de 2012 de la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo, las mujeres tienen derecho a interrumpir un embarazo de forma gratuita a través de los servicios de salud públicos y privados. Adicionalmente, en septiembre de 2016 se anunció el proceso de construcción de la “Estrategia intersectorial de prevención del embarazo no intencional en adolescentes”. Se trata de un esfuerzo conjunto de varios actores de gobierno con el apoyo del Fondo de Población de Naciones Unidas (UNFPA) que pretende abordar diferentes áreas, entre las que se menciona de manera explícita el abandono escolar (UNFPA, 2016), poniendo de manifiesto la interrelación existente entre ambos fenómenos.

⁹ Actualmente la tasa global de fecundidad se encuentra en 1.9 hijos por mujer (dato correspondiente a 2014, en base a Estadísticas Vitales del MSP-INE y Estimaciones y proyecciones de población del INE -revisión 2013).

Si bien la maternidad ha sido señalada por las adolescentes de los hogares más pobres como el motivo más importante -luego de la falta de interés- para dejar los estudios, las opiniones de estas jóvenes no necesariamente dan cuenta de una relación causa-efecto. Cabe preguntarse si las madres que abandonan el sistema educativo hubieran continuado estudiando o si de todos modos iban a desvincularse, tuvieran o no un hijo durante la etapa liceal. A partir de la Ley N° 18987, las jóvenes que cursan un embarazo no deseado tienen la posibilidad de interrumpirlo de forma legal y gratuita. Esto nos brinda un escenario contrafáctico para comparar con las madres adolescentes.

Incluso se ha observado que el abandono escolar en muchos casos precede al embarazo (Fostik y otros, 2015; Varela y otros, 2012; Filardo, 2010; Cardozo y Iervolino, 2009). En este sentido, la salida temprana del sistema educativo conlleva una mayor probabilidad de tener hijos (excepto cuando el abandono escolar es seguido por el ingreso al mercado de trabajo; Fostik y otros, 2015).

A la luz de estos resultados, el objetivo de esta investigación es identificar cuánto de la desafiliación escolar se puede atribuir a la maternidad temprana *per se*, estimando los efectos educativos intra-generacionales de corto plazo de la maternidad adolescente.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. El próximo apartado explica brevemente la dificultad metodológica para estimar los impactos o efectos causales de la maternidad adolescente y repasa los principales antecedentes. La sección III describe la evolución de la fecundidad adolescente en el país, y la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo. En la sección IV se presenta la estrategia empírica, en particular, la estrategia de identificación, las fuentes de información utilizadas y se discuten las principales limitaciones de la estrategia adoptada. La sección V contiene los principales resultados; por último, la sección VI concluye.

II. Antecedentes

Existe una relación inversa entre fecundidad adolescente y resultados educativos que ha sido documentada en prácticamente todos los países. Sin embargo, la presencia de endogeneidad en el vínculo entre estas variables determina una dificultad para establecer relaciones del tipo causa-efecto. La endogeneidad se origina en dos fuentes. En primer lugar, lo que se conoce como causalidad inversa o

simultaneidad: las decisiones educativas y de fecundidad se toman de manera simultánea; la educación es tanto determinante como consecuencia de la fecundidad. En segundo lugar, la presencia de sesgo de selección o variables omitidas: las madres adolescentes suelen presentar mayor propensión a conductas de riesgo y provenir de contextos desfavorables, que implican tanto mayor probabilidad de quedar embarazadas en la adolescencia como de fracasos educativos (Azevedo y otros, 2012).

La presencia de endogeneidad implica que no es posible estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) el efecto de la maternidad adolescente sobre la educación de manera consistente, ya que el término de error está correlacionado con la variable explicativa (Angrist y Pischke, 2009).

Con los avances recientes en las técnicas de evaluación de impacto, se ha intentado aislar o “identificar” el efecto causal de la maternidad sobre distintos resultados. La literatura ha utilizado desde técnicas de *matching*, pasando por efectos fijos intra-familiares hasta experimentos naturales.

Esta literatura concluye que las estimaciones convencionales por MCO, que no corrigen por la presencia de endogeneidad, sobreestiman el “verdadero” impacto negativo de tener un hijo en la adolescencia sobre los resultados socioeconómicos, brindando una cota superior.

En las estimaciones a partir de técnicas de *matching* (Arceo-Gomez y Campos-Vazquez, 2014; Ferre y otros, 2013; Levine y Painter, 2003; Chevalier y Viitanen, 2003) los resultados socioeconómicos de las madres adolescentes son comparados con los de otras adolescentes sin hijos, lo más “similares” posibles en términos de características observables. Al igual que todos los estudios de *matching*, están sujetos a la crítica de que pueden persistir diferencias en características no-observables. Usualmente estiman un efecto inferior al obtenido por MCO.

Bajo el supuesto de que las variables omitidas son compartidas por los miembros de una misma familia, un segundo grupo de antecedentes ha incorporado efectos fijos intra-familiares a partir de muestras de hermanas o primas que fueron madres a diferentes edades (Holmlund, 2005; Geronimus y Korenman, 1991). Esta estrategia empírica no está exenta de críticas: el sesgo por error de medida suele ser un problema relevante; la variación intra-familiar de la decisión de tener un hijo podría

estar más fuertemente ligada a características individuales no-observables que la variación entre familias; y, por último, estos estudios se basan en muestras pequeñas, presentando problemas de validez externa. La incorporación de efectos fijos por familia suele arrojar efectos aún menores a los estimados por *matching*.

Kruger y Berthelon (2012) combinan *propensity score matching PSM* y efectos fijos intra-familia. Inicialmente, al controlar por características observables (*PSM*), encuentran que la maternidad adolescente reduce la probabilidad de completar educación media. Sin embargo, una vez que controlan por características no-observables del hogar (introduciendo efectos fijos intra-familia), las consecuencias negativas de la maternidad en la adolescencia se reducen fuertemente.

Por último, se ha utilizado el método de Variables Instrumentales a partir de la comparación de madres de mellizos con madres que tienen un hijo (Bronars y Grogger, 1994), el número de abortos espontáneos (Azevedo, López-Calva y Perova, 2012; Ashcraft y Lang, 2006; Hotz y otros, 2005), la edad de la menarca, la disponibilidad de ginecólogos y las tasas de abortos locales (Ribar, 1994) y cambios en la legislación relativa al aborto (Angrist y Evans, 1999). Las estimaciones que explotan experimentos naturales como instrumentos brindan una cota inferior para el impacto de tener un hijo en la adolescencia sobre los resultados socioeconómicos.

En Uruguay, la sanción de la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo en el año 2012 nos brinda un experimento natural para identificar el efecto causal de la maternidad sobre los resultados educativos de las adolescentes, basados en Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999). Ambos explotan variables relacionadas al aborto voluntario como fuentes de variación exógena de la fecundidad.

Ribar (1994) estima para Estados Unidos un modelo simultáneo de elección discreta de maternidad y finalización de la educación secundaria. Para ello, utiliza tres fuentes de variación exógena de la fecundidad: la edad de la menarca, la disponibilidad de ginecólogos y las tasas de aborto estatales. En particular, las tasas de aborto estatales se utilizan como *proxy* de la disponibilidad de servicios de salud donde se realizan abortos, así como también de la actitud de cada Estado hacia el aborto. La hipótesis es que existe una relación negativa entre la tasa de aborto y la tasa de fecundidad, que no afecta directamente al logro educativo (sólo de forma indirecta, a través de su efecto sobre la fecundidad). El autor no encuentra efecto de la maternidad adolescente sobre la probabilidad de completar educación secundaria.

Concluye que la fecundidad adolescente es un determinante endógeno de la finalización de la educación y que no tomar en cuenta la presencia de endogeneidad conduce a una sobreestimación de las consecuencias negativas de la maternidad temprana sobre la educación.

Angrist y Evans (1999) estiman las consecuencias educativas y laborales de tener un hijo en la adolescencia utilizando, como fuente de variación exógena de la fecundidad, cambios legislativos en relación al aborto en algunos Estados de los Estados Unidos entre 1967 y 1973 (a partir de ese año, tiene lugar un proceso de legalización a nivel nacional). Utilizando microdatos de los Censos de 1980 y 1990, identifican (en base al Estado y año de nacimiento de cada mujer) los años de exposición a un ambiente de aborto legal que experimentaron estas mujeres durante su adolescencia. Sus resultados señalan que la legalización del aborto provocó importantes reducciones en la fecundidad adolescente de las mujeres negras, y una reducción más modesta entre las mujeres blancas (aunque sí redujo su tasa de matrimonio). Con respecto a los resultados educativos y laborales, no encuentran impacto para las mujeres blancas pero sí para el grupo de mujeres negras.

Siguiendo las contribuciones de Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999) y valiéndonos de la aprobación en 2012 de la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo en Uruguay, se propone identificar el efecto causal de la maternidad temprana sobre la educación aplicando el método de Variables Instrumentales.

Dado que la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo es relativamente reciente y los datos respecto a su implementación no estaban disponibles, la evidencia al respecto es incipiente. En este sentido, cabe destacar los antecedentes de Antón y otros (2016) y Ferre (2015), que han analizado el impacto de esta Ley sobre la fecundidad en Uruguay. Ambos estudios aplican el método de Diferencias en Diferencias, partiendo del supuesto de que la despenalización del aborto afecta a la maternidad no-planeada, tomando como grupo de comparación a la maternidad planeada. Utilizan como principal fuente de información el Sistema de Información Perinatal (SIP), que permite conocer si el embarazo que culmina en un nacimiento fue planeado. Los resultados sugieren que no hubo efectos sobre la fecundidad adolescente (Ferre, 2015), pero sí encuentran una disminución de los nacimientos no-planeados entre las mujeres de 20 a 34 años de edad con educación secundaria (Antón y otros, 2016).

Esta investigación difiere de Antón y otros (2016) y Ferre (2015) en, al menos, dos sentidos: objetivo y fuentes de información. En primer lugar, los trabajos anteriores buscaban estimar el impacto de la Ley IVE sobre la fecundidad, mientras que este artículo se propone utilizar a los embarazos interrumpidos en el marco de la Ley como fuente de variación exógena de la fecundidad para estimar las consecuencias educativas de tener un hijo en la adolescencia. En segundo lugar, mientras que Antón y otros (2016) y Ferre (2015) utilizan la fecha de puesta en marcha de la Ley para definir a las madres afectadas por la política, para este estudio se accedió a información sobre el número de abortos realizados bajo la nueva legislación. Cabe señalar que esta es la primera investigación con información directa sobre el número de consultas y embarazos interrumpidos bajo el nuevo marco legal.

III. Fecundidad adolescente y Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo en Uruguay

III.1. La Fecundidad adolescente en Uruguay

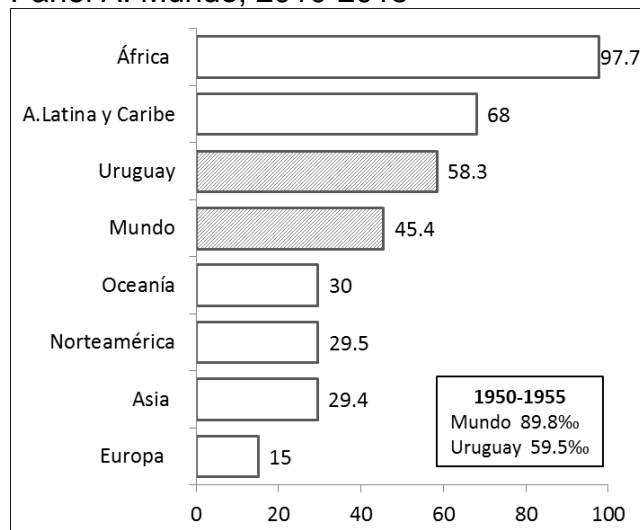
Mientras que se observan enormes progresos a nivel mundial que lograron reducir las tasas de fecundidad adolescente a la mitad respecto a los niveles de mediados del siglo pasado; la tasa de Uruguay se ubica prácticamente en el mismo nivel que hace más de medio siglo. En la actualidad, los niveles de fecundidad adolescente en Uruguay superan al promedio mundial y exceden largamente los niveles prevalecientes en los países de Europa, Asia, Norteamérica y Oceanía (Figura 1.A).

Como muestra la Figura 1.B, la fecundidad adolescente toma un curso ascendente en Uruguay a partir de 1963, alcanzando un máximo relativo alrededor de 1975. A partir de ese momento desciende, acompañando la tendencia de las tasas de fecundidad de todas las edades, que ocurrió en el país durante el período 1975-1985. A partir del año 1985, crece hasta alcanzar su máximo histórico en el año 1996 (71‰), para comenzar su descenso en los años siguientes. 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 2004. Luego de una importante caída a fines de los noventa, la fecundidad adolescente se encuentra estancada desde el año 2004, presentando un “piso” de resistencia a la baja (Varela y otros,

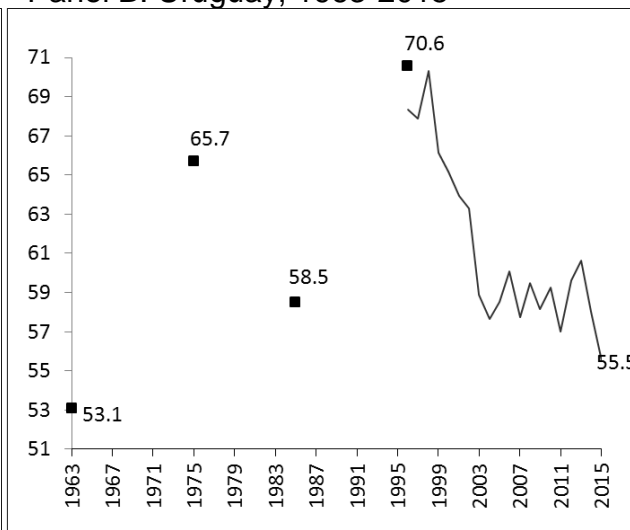
2014). Sin embargo, es preciso señalar que en los últimos dos años (2014 y 2015) se redujo.

Figura 1. Tasa de Fecundidad Adolescente (*nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰*)

Panel A. Mundo, 2010-2015



Panel B. Uruguay, 1963-2015



Fuente Panel A: United Nations, World Population Prospects: The 2012 Revision.

Fuente Panel B: La información para los años 1963, 1975, 1985 y 1996 fue extraída de Varela (2005). La línea de trazo continuo fue elaborada en base a Estadísticas Vitales (MSP-INE) y Estimaciones y proyecciones de población - revisión 2013 (INE).

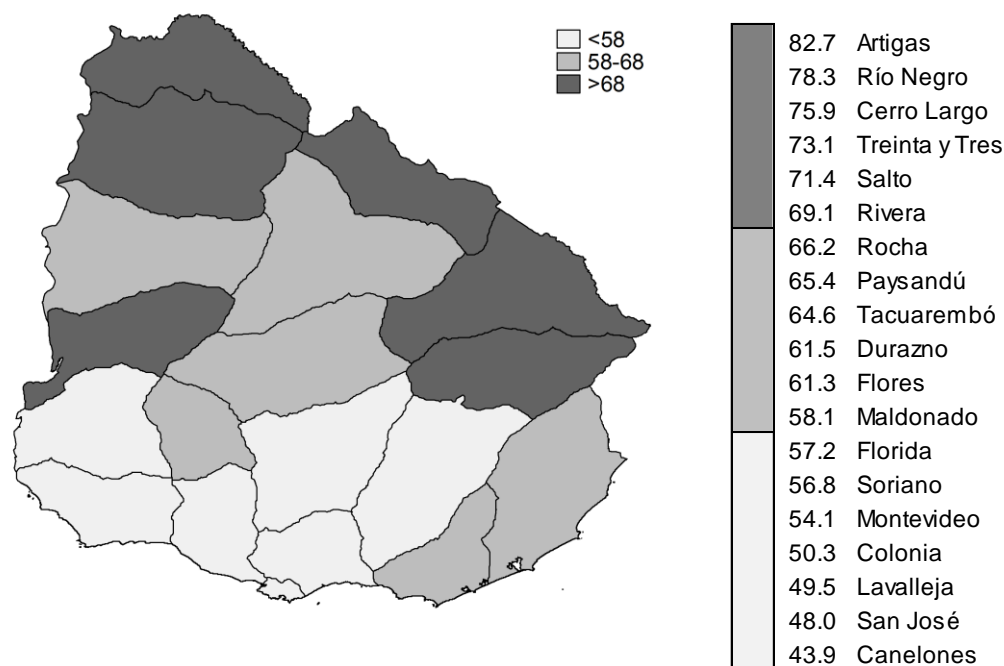
Asimismo, la fecundidad adolescente en Uruguay presenta importantes disparidades regionales. La Figura 2 muestra las tasas departamentales del año 2011 (previas a la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo N° 18987), agrupándolas en tres categorías: baja (menor a 58‰); intermedia (entre 58 y 68‰); y alta (superior a 68‰). Los departamentos del Sur del país¹⁰ presentan tasas de fecundidad adolescente bajas. En el otro extremo, los departamentos del Norte del país tienen tasas de fecundidad adolescente altas, con excepción de Paysandú y Tacuarembó que presentan valores intermedios. Por su parte, la región Oeste está formada por departamentos con tasas bajas, a excepción de Durazno y Flores que alcanzan valores intermedios. 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.

Es preciso notar que la tasa de fecundidad adolescente de Canelones (el valor mínimo del país) es prácticamente la mitad del nivel de Artigas (el valor máximo),

¹⁰ Regionalización del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del MSP. 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.

poniendo de manifiesto que Uruguay es un territorio de fuertes contrastes en lo que refiere al fenómeno de la fecundidad adolescente.

Figura 2. Tasa de Fecundidad Adolescente, Uruguay, 2011. Por departamento. (nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰)



Fuente: elaboración propia en base a Estadísticas Vitales (MSP-INE) y Estimaciones y proyecciones de población - revisión 2013 (INE). Notas: Se presenta la información de 2011 para que se corresponda con el período previo a la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo (Ley N° 18987).

III.2. 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 garantiza el acceso a esta prestación, convirtiéndose de este modo en el primer país sudamericano en permitir la interrupción voluntaria del embarazo o aborto.

La legislación vigente hasta ese momento en la materia databa del año 1938,¹¹ y tipificaba la práctica del aborto como delito, estableciendo pena de prisión para los involucrados.¹² Si bien se establecían como circunstancias atenuantes los problemas

¹¹ 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.

¹² 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 (2 a 5 años) o muerte (3 a 6 años). Si no se contaba con el consentimiento de la mujer, los castigos eran más duros: 2 a 8 años; si la mujer sufría lesión grave 3 a 9 años; y en caso de muerte 4 a 12 años.

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, la información al respecto es escasa. Estimaciones 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 de edad (Sanseviero, 2003).

Se estima que hasta 2002, un 80% de los abortos voluntarios eran quirúrgicos (Sanseviero, 2003). A partir de esa fecha, el crecimiento del mercado clandestino del Misoprostol¹³ 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 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.

III.3. La Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo (IVE)

La Ley N° 18987 (en adelante Ley IVE) permite la interrupción voluntaria del embarazo hasta las 12 semanas de gestación¹⁴ por voluntad de la mujer, que debe ser ciudadana (o con residencia en el país superior a 1 año).

¹³ El Misoprostol es un medicamento creado originalmente para el tratamiento de úlceras gástricas, que resulta altamente eficaz y seguro para inducir un aborto.

¹⁴ 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.

El procedimiento consta de 4 etapas. Comienza con la manifestación de la voluntad de la mujer, ante el ginecólogo, de interrumpir su embarazo (etapa 1). Ese mismo día, o a más tardar al día siguiente, 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 -de no menos de 5 días- la mujer debe expresar su voluntad final, ya sea ratificar la decisión inicial como decidir continuar con su embarazo. Si decide interrumpir el embarazo, se coordina el procedimiento con el médico ginecólogo tratante (etapa 3). Luego de 10 días, se realiza una consulta de control (etapa 4).

En el caso de las menores de 18 años, durante la consulta con el equipo interdisciplinario (etapa 2) se valora su capacidad para tomar decisiones (“autonomía progresiva”). Si el equipo lo considera necesario consulta con los padres (o adulto responsable) de la joven: si hay coincidencia el proceso continúa; en cambio, si los padres se oponen, la decisión final queda en manos de un Juez.

Cuadro 4. Interrupciones Voluntarias de Embarazos, Uruguay, 2013-2015. Total y adolescentes (*abortos cada 1000 mujeres, ‰*)

	Adolescentes			Total
	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 IVE (Programa de Salud Sexual y Reproductiva del MSP) y población femenina proveniente de Estimaciones y proyecciones de población - revisión 2013 (INE).

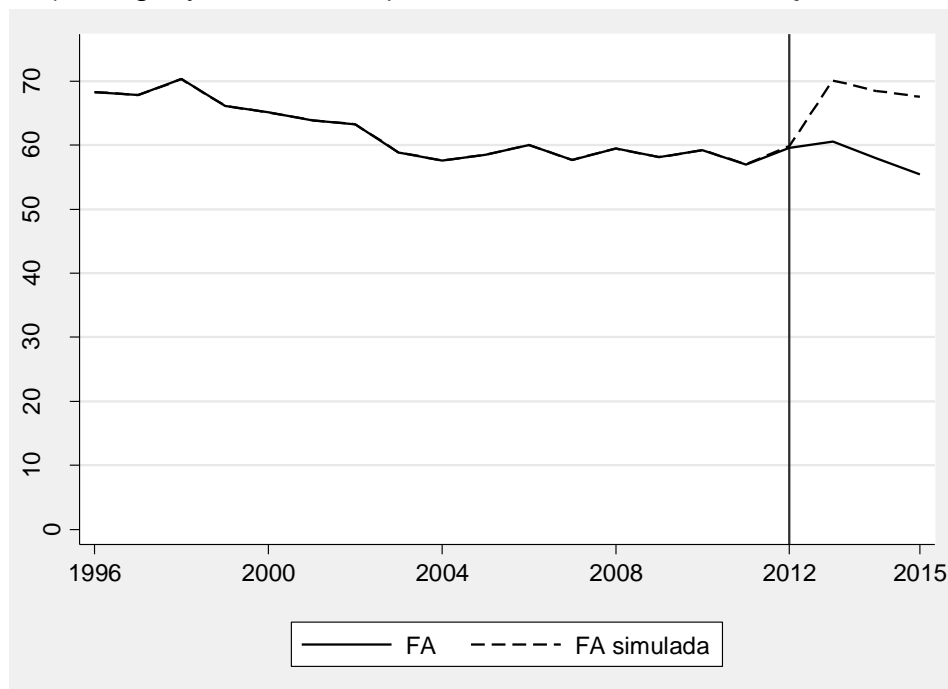
Notas: Para el total, se toma como edad de referencia 10 a 44 años.

La Ley IVE entró en vigencia en diciembre del año 2012. En sus primeros 3 años de vigencia se han realizado poco más de 25 mil abortos. De ese total, un 1% corresponde a adolescentes de 10 a 14 años de edad y un 17% a adolescentes de 15 a 19 años. En el Cuadro 4, podemos observar las tasas de abortos por cada mil mujeres en cada grupo de edad (para el total, se toma como edad de referencia 10 a 44 años). Se observa una evolución creciente en el tiempo, con excepción del grupo de adolescentes entre 10 y 14 años de edad (no obstante, en este caso, las cifras son extremadamente bajas y deben ser interpretadas con suma cautela).

En relación al grupo de 15 a 19 años de edad, la tasa de embarazos interrumpidos ha crecido levemente, desde 9.5‰ en 2013 hasta 12.1‰ en 2015. Para estimar la

magnitud de estas cifras, debemos tener en cuenta que la tasa de fecundidad adolescente de este grupo de edad alcanzó a 55.5‰ en 2015.

Figura 3. Tasa de Fecundidad Adolescente, real y simulada (en ausencia de la Ley IVE). Uruguay, 1996-2015 (*nacidos vivos cada 1000 mujeres de 15-19 años, ‰*)



Fuente: elaboración propia en base a Estadísticas Vitales (MSP-INE), Estimaciones y proyecciones de población - revisión 2013 (INE), e información sobre IVE del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del MSP.

Notas: la tasa de fecundidad adolescente “simulada” se construye sumando a los nacidos vivos las interrupciones voluntarias de embarazo realizadas. La línea vertical divide el período anterior y posterior a la puesta en vigencia de la Ley IVE. Frecuencia anual.

La Figura 3 nos permite dimensionar estas cifras. Allí se observa la evolución de la tasa de fecundidad adolescente (la línea continua) y de la tasa de fecundidad adolescente “simulada” (la línea discontinua) en ausencia de la Ley IVE (se construye sumando a los nacidos vivos las interrupciones de embarazo realizadas). Esto implica realizar una serie de supuestos muy restrictivos, se asume que esos embarazos no se habrían interrumpido de forma clandestina o de forma espontánea, y que ninguno hubiese nacido muerto. De todas formas, es indicativo, ya que nos brinda una cota superior de a cuánto habría ascendido la tasa de fecundidad adolescente en ausencia de la Ley IVE.¹⁵

¹⁵ En caso de embarazos múltiples estaríamos subestimando; no obstante, dado que son menos frecuentes, es razonable suponer que estamos sobreestimando.

III.4. Objeción de Conciencia (OC)

La Ley IVE (Ley N° 18987) incorpora la figura jurídica de “objeción de ideario” para las instituciones sanitarias, que pueden oponerse al aborto, pero deben garantizar que la paciente sea atendida en otro establecimiento de salud; y de “objeción de conciencia” (en adelante OC) para los médicos ginecólogos y el personal de salud, permitiendo que se nieguen a interrumpir embarazos.

El Decreto reglamentario de la Ley (Decreto 375/012) estableció que la OC aplica sólo al personal técnico que debe intervenir directamente en la interrupción del embarazo, debiendo presentar las razones por escrito ante las autoridades de las instituciones en las que se desempeña. De acuerdo al Decreto, la OC sólo es válida respecto del aborto propiamente dicho (recetar el fármaco o hacer el legrado); por tanto, no abarca las instancias de asesoramiento y atención pre y post-aborto.

En julio de 2013, un grupo de médicos presenta ante el Tribunal de lo Contencioso Administrativo (TCA) un recurso de nulidad contra el Decreto reglamentario de IVE, argumentando que restringe el derecho de OC reconocido por la Ley.

En octubre de 2014 se suspenden preventivamente los artículos sobre la OC del Decreto reglamentario, 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 que se presente por escrito.

En agosto de 2015, un fallo definitivo del TCA anula algunos artículos del Decreto reglamentario, ampliando la posibilidad de manifestar OC a los paraclínicos y administrativos; y a todas las etapas del proceso. Pero mantiene la obligación de que se presente por escrito.

Según información proveniente del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (MSP), aproximadamente 40% de los ginecólogos habían declarado objeción de conciencia al mes de septiembre de 2016.

Estos cambios reglamentarios generaron variabilidad geográfico/temporal en la puesta en marcha de la Ley IVE. Si bien no existen datos sobre la evolución del número de médicos objetores que nos permitan confirmar esta hipótesis, la evidencia disponible la respalda. La evolución de la tasa de abortos por

departamento presenta variabilidad, lo que podría reflejar variabilidad en el acceso de las mujeres a la interrupción del embarazo. En particular, se observa que las tasas en algunos departamentos responden a los hitos de la OC.

IV. Estrategia empírica

IV.1. Estrategia de identificación

Se considera la siguiente ecuación de interés:

$$(1) \quad Educ_{jt} = \beta FA_{jt} + \gamma X_{jt} + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{jt}$$

Donde $Educ_{jt}$ es la tasa de matriculación de la región j en el período t ; FA_{jt} es la tasa de fecundidad adolescente; X_{jt} contiene un set de variables de control o covariables; δ_t es un conjunto de *dummies* que indican el período (controlando por la presencia de *shocks* a nivel agregado); μ_j controla la presencia de heterogeneidad no-observada a nivel regional; y los errores estándar ε_{jt} .

Como se mencionara, la estimación de la ecuación 1 por MCO resulta en estimaciones inconsistentes del efecto de la fecundidad adolescente sobre la educación (coeficiente de interés β), ya que el término de error está correlacionado con la variable explicativa. De esta forma, β dará cuenta de la correlación existente entre educación y fecundidad, pero no puede interpretarse como un efecto causal. Para ello, es preciso encontrar una fuente de variación exógena de la fecundidad adolescente. Basados en Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999), y valiéndonos de la reciente aprobación de la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo en Uruguay, se plantea utilizar el método de Variables Instrumentales (VI).

La hipótesis es que existe una relación negativa entre la tasa de aborto y la tasa de fecundidad, que no afecta directamente al logro educativo (sólo de forma indirecta, a través de su efecto sobre la fecundidad).

Se plantea explotar la variabilidad geográfico/temporal en la puesta en marcha de la norma, basada en los cambios que ha sufrido su reglamentación, en particular en lo relativo a la posibilidad de los profesionales de la salud de presentar OC (como se

comentó en la sección anterior). El supuesto clave es que estos cambios no están vinculados con la evolución de la tasa de matriculación en cada región.

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

$$(2) \quad FA_{jt} = \phi IVE_{jt} + \alpha X_{jt} + \eta_j + \lambda_t + v_{jt}$$

Donde IVE_{jt} indica el grado de aplicación de la Ley en la región j en el período t , medido a partir de la tasa de abortos. La estimación de la ecuación 2 permite extraer aquella parte exógena de la variación de la fecundidad a partir de la despenalización del aborto, obteniendo \hat{FA}_{jt} que, en la segunda etapa, se sustituye en la ecuación 1 para obtener una estimación de β que pueda tener interpretación causal.

Como primera aproximación al problema estimaremos la forma reducida del modelo (que se obtiene sustituyendo la ecuación 2 en la 1), según la siguiente ecuación:

$$(3) \quad Educ_{jt} = \psi IVE_{jt} + \pi X_{jt} + \rho_j + \sigma_t + \omega_{jt}$$

Ya que *“si no se encuentra la relación causal de interés en la forma reducida, es probable que no exista”* (Angrist y Pischke, 2009).

IV.2. Datos

La información relativa a la Ley IVE (Ley N° 18987) fue proporcionada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (MSP) en el marco de un convenio de cooperación y confidencialidad suscrito con el Programa de Población (FCS, Udelar).

De forma mensual, el Sistema Nacional de Información (SINADI) del MSP recibe de cada prestador de salud (prestadores públicos y privados que integran el Sistema Nacional Integrado de Salud) una planilla con el total de consultas IVE. En particular, el número de usuarias que se reúne con el equipo interdisciplinario (denominado IVE2 ya que corresponde a la segunda etapa del procedimiento, explicado en la sección III.3); el número de usuarias que interrumpe su embarazo (IVE3, etapa 3 del procedimiento); el número de usuarias que decide continuar con su embarazo; el número de usuarias que acude a la consulta de control post aborto (IVE4, etapa 4 del procedimiento) distinguiendo si se le indican medidas anticonceptivas o no; y el

número de usuarias que sufre un aborto espontáneo luego de la consulta con el equipo interdisciplinario. Esta información es procesada y consolidada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del MSP.

El MSP no recoge microdatos (datos a nivel individual), sino a nivel de prestadores de salud. La información no permite identificar la edad de cada mujer, los datos se encuentran agregados en los siguientes grupos de edad: menores de 15, 15 a 19, 20 a 44, y mayores de 44 años de edad. Desafortunadamente tampoco 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 (ya que se registra la ubicación del prestador), o indicadores socioeconómicos como el nivel educativo.

La frecuencia es mensual, y a la fecha de elaboración de este documento, se encuentra disponible para el período comprendido entre diciembre de 2012 y abril de 2016. Es posible identificar la ubicación geográfica de cada prestador, lo que permitió consolidar los totales mensuales a nivel departamental.

Se cuenta con 3 grupos de edad de adolescentes: precoz 10 a 14, tardía 15 a 19 y el agregado 10 a 19. No obstante, como puso de manifiesto el Cuadro 4, el número de abortos realizados por las adolescentes de 10 a 14 años de edad es sumamente bajo, por tanto, estos resultados deben ser interpretados con extrema cautela. De igual modo, los resultados del agregado (entre 10 y 19 años de edad) se ven afectados por este hecho. En definitiva, si bien se realizaron las estimaciones para estos 3 grupos de edad, pondremos el foco en el análisis de los resultados de las jóvenes de 15 a 19 años (los resultados para las jóvenes de 10 a 14 años y para el agregado de 10 a 19 se encuentran en el Anexo).

Como resultado educativo se utilizaron las tasas de matriculación femenina, provenientes del procesamiento de los microdatos de la Encuesta Continua de Hogares ECH (INE). Las mismas se computan a nivel departamental, con frecuencia trimestral, según edad de las jóvenes. Se decidió trabajar de forma trimestral (y no mensual) para computar las tasas en base a un mayor número de observaciones.

La tasa específica de fecundidad indica el número de nacidos vivos¹⁶ por cada grupo de 1000 mujeres de determinada edad durante un año determinado. El número de nacidos vivos proviene de las Estadísticas Vitales (MSP-INE) y se desagrega según trimestre de nacimiento, edad y departamento de residencia de la madre. La información sobre población femenina corresponde a Estimaciones y proyecciones de población, revisión 2013 (INE). Las mismas se pueden desagregar a nivel departamental, por sexo y grupos quinquenales de edad, con frecuencia anual.

Otras variables, que fueron incluidas en las estimaciones como variables de control, son el tamaño de la población, la tasa de desempleo, indicadores del lado de la oferta como el número de establecimientos educativos y el número de profesionales de la salud y la cobertura de salud:

- La población total y femenina de adolescentes de cada departamento proviene de las Estimaciones y proyecciones de población, elaboradas por el INE en el año 2013, disponibles de forma anual.
- Las tasas de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), se obtienen del procesamiento de los microdatos de la ECH (INE), a nivel departamental y con frecuencia trimestral.
- Respecto a los establecimientos educativos se utilizó el número de escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes, de los Anuarios Estadísticos de Educación del Ministerio de Educación y Cultura (MEC), a nivel departamental con frecuencia anual.
- También se incluyó el número de médicos y el número de enfermeras cada 10000 habitantes, a nivel departamental con frecuencia anual, de la Caja de Jubilaciones y Pensiones de Profesionales Universitarios (disponibles en los Anuarios Estadísticos que publica el INE).
- Y, por último, también se controla por la proporción de mujeres con cobertura de salud. Esta información se obtiene del procesamiento de los microdatos de la ECH (INE), a nivel departamental y con frecuencia trimestral. Esta variable

¹⁶ Siguiendo las recomendaciones de la Organización Mundial de la Salud, un “*nacimiento vivo es la expulsión o extracción completa del cuerpo de la madre, independientemente de la duración del embarazo, de un producto de la concepción que después de dicha separación respire o de cualquier otra señal de vida, tal como palpitaciones de corazón, pulsaciones del cordón umbilical o movimientos efectivos de los músculos de contracción voluntaria tanto sea cortado o no el cordón umbilical y esté o no desprendida la placenta, cada producto de un nacimiento que reúna estas condiciones se considera como un niño vivo*” (Certificado de Nacido Vivo, MSP).

de control es de particular importancia, ya que el período de estudio coincide con una reforma muy importante del sistema de salud.¹⁷

Si bien algunas de estas variables de control tienen frecuencia anual (la población, el número de establecimientos educativos y el número de profesionales de la salud), igualmente se incluyen en las estimaciones.

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 sobre las tasas de aborto, de matriculación escolar y de fecundidad, así como otras variables de control. El foco del análisis estará puesto en las jóvenes de 15 a 19 aunque, como se mencionó, los resultados para las adolescentes de 10 a 14 y 10 a 19 años de edad se encuentran en el Anexo.

Por último, cabe señalar que se utilizaron datos desde 2006 en adelante para contemplar la situación previa a la Ley IVE (vigente desde diciembre de 2012). En este período, las tasas de aborto se imputan como cero, ya que se busca reflejar los embarazos interrumpidos bajo el nuevo marco legal.

IV.3. Discusión

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*),¹⁸ si se cumplen los siguientes supuestos (Imbens y Angrist, 1994):

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

¹⁷ 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: (i) en enero de 2008 se incorporó a los hijos menores de 18, o mayores con discapacidad, a cargo de los trabajadores formales; (ii) en diciembre de 2010 a los cónyuges con 3 o más hijos menores de 18 a cargo; (iii) en diciembre de 2011 a los cónyuges con 2 hijos menores de 18 a cargo; (iv) en diciembre de 2012 a los cónyuges con 1 único hijo menor de 18 a cargo; (v) en diciembre de 2013 a los cónyuges sin hijos.

¹⁸ Podemos dividir a la población en cuatro subgrupos, definidos por la forma en que reaccionan frente al instrumento (en este caso, frente a la despenalización del aborto): aquellas jóvenes que interrumpen su embarazo debido a que la nueva legislación lo permite, y que de otro modo no lo hubiesen hecho (*compliers*); aquellas jóvenes que de todos modos iban a interrumpir el embarazo, de forma clandestina (*always-takers*); aquellas jóvenes que nunca interrumpirían un embarazo, sin importar que la Ley lo permita y les brinde el acceso (*never-takers*); y aquellas jóvenes que hubieran interrumpido un embarazo en un marco clandestino, pero no bajo la nueva legislación (*defiers*).

- (ii) Restricción de exclusión; la despenalización del aborto no debería afectar las elecciones educativas, excepto a través de las decisiones de fecundidad.
- (iii) Primera etapa; la Ley IVE debe afectar a la fecundidad, y este efecto no puede ser débil.
- (iv) Monotonidad; es decir, que no existe el grupo denominado *defiers* (jóvenes que hubieran interrumpido un embarazo de forma clandestina, pero que no lo harían 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.

Una limitación que enfrenta este análisis es la omisión de los abortos clandestinos ya que, debido a la naturaleza ilegal del fenómeno, no hay información al respecto.¹⁹

Nuestra variable instrumental 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 despenalización 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 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 hubieran interrumpido su embarazo, sin considerar la legislación vigente (*always-takers*), y no debería impactar sobre la fecundidad; mientras que el segundo corresponde al grupo

¹⁹ Una estimación a nivel nacional, para el período 1999-2001, arroja una tasa anual de 38.5 abortos por cada mil mujeres entre 15 y 49 años (Sanseviero, 2003).

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*.

Además, es posible que luego de la puesta en marcha de la ley IVE continúen interrumpiéndose embarazos por fuera del sistema formal. Podría suceder que en aquellos departamentos donde las mujeres enfrentan mayores restricciones para acceder a esta prestación, se fomente un mercado clandestino. En dicho caso, la covarianza entre los abortos legales e ilegales sería negativa, sesgando las estimaciones. Sin embargo, se asume que este problema no es de gran magnitud, dado que la posibilidad de “sustituir” abortos legales por clandestinos dista de ser perfecta.

Por último, una potencial falla de la estrategia de identificación (que viola el supuesto de independencia) es la movilidad regional. En particular, 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 de ocurrencia del evento (donde se interrumpe el embarazo). Esto es particularmente preocupante en el caso de Uruguay, un país donde las distancias son relativamente cortas. Según información proveniente del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del MSP, es usual que las mujeres residentes en el interior del país viajen a Montevideo para interrumpir el embarazo (en muchos casos en busca del anonimato que proporciona la capital). Cabe esperar entonces que los embarazos que se interrumpen en los departamentos del interior del país efectivamente correspondan a mujeres que residen allí, mientras que las intervenciones realizadas en Montevideo correspondan a mujeres de todo el país. Para mitigar esta preocupación, se realiza un ejercicio de robustez, quitando el departamento de Montevideo de la muestra.

V. Resultados

V.1.El efecto de la Ley IVE sobre la asistencia escolar (forma reducida)

El Cuadro 5 presenta los resultados de estimar la forma reducida del modelo, donde se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, regresando la tasa de matriculación escolar en IVE3 (número de usuarias que interrumpe su embarazo por cada mil mujeres). Dado que estamos estimando la transformación *within*, todas las

especificaciones controlan por Efectos Fijos (EF) a nivel departamental. Se presenta una especificación sencilla (que sólo incluye EF por departamento) y otra que incorpora además un *set* de *dummies* por período (trimestre/año) junto con variables de control o covariables.

Los resultados de la especificación más sencilla (columna 1) muestran que el coeficiente estimado para IVE3 es estadísticamente significativo al 1%, positivo y cercano a 0.8. No obstante, al introducir *dummies* por trimestre/año (que controlan por la presencia de *shocks* a nivel agregado) y variables de control (columna 2), se pierde la significatividad estadística. Los resultados para las jóvenes de 10 a 19 y 10 a 14 años de edad son similares (Cuadro A1 del Anexo).²⁰

En suma, el Cuadro 5 indica que la puesta en marcha de la Ley IVE (medida a partir de las tasas de aborto) no habría tenido efectos sobre la tasa de matriculación de las adolescentes. 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) es plausible que las estimaciones por VI arrojen que la fecundidad no tiene efectos sobre los resultados educativos.

Cuadro 5. El efecto de la Ley IVE sobre la asistencia escolar (forma reducida)
(resultados de estimar la ecuación 3)

	15 - 19	
	(1)	(2)
IVE3	0.827*** (0.256)	-0.155 (0.268)
Observaciones	760	760
R2	0.022	0.155
EF Depto	Si	Si
EF Trim/año	-	Si
Covariables	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina adolescente; tasa de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes; número de médicos y enfermeras cada 10000 habitantes; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, regresando la tasa de matriculación escolar en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo ‰).

²⁰ Los resultados para las jóvenes de 10 a 19 años son similares: significativos y positivos en la especificación sencilla, pero pierden significatividad al incorporar *dummies* de tiempo y covariables. En tanto, los coeficientes estimados no resultaron estadísticamente distintos de cero en ninguna de las 2 especificaciones para las adolescentes de 10 a 14 años (ver Cuadro A1 del Anexo).

V.2.El efecto de la Ley IVE sobre la fecundidad adolescente (primera etapa)

Un buen instrumento debe afectar a la variable endógena, y éste efecto no puede ser débil. Es decir que para que la estrategia empírica sea válida, al estimar la primera etapa (ecuación 2) es necesario encontrar que la despenalización del aborto impacta sobre la fecundidad adolescente de forma significativa. Dado que es esperable que la tasa de aborto reduzca la tasa de fecundidad, para validar nuestra estrategia empírica se espera que los coeficientes resulten estadísticamente distintos de cero y con signo negativo. Si bien los antecedentes disponibles para Uruguay (Antón y otros, 2016; Ferre, 2015) no encuentran evidencia que abone esta hipótesis, cabe reiterar que utilizan datos y metodologías diferentes.

En el Panel A del Cuadro 6 se presentan los resultados de la primera etapa (ecuación 2), donde se regresa la tasa de fecundidad en la tasa de abortos IVE3. Igual que en la sección anterior, se presentan dos especificaciones: una más sencilla que sólo controla por Efectos Fijos a nivel departamental y la especificación preferida, que además incorpora *dummies* por período y variables de control.

El coeficiente estimado bajo la especificación más sencilla es negativo y significativo al 1% (columna 1), ubicándose alrededor de -0.2. El estadístico F^{21} es bastante cercano al umbral informal de 10 que indica si un instrumento es débil, si bien está por debajo. En la columna 2, cuando se incluyen variables de control, el coeficiente se mantiene alrededor de -0.2, resultando significativo al 10%. Esto indica que por cada punto por mil de aumento en la tasa de IVE3, la tasa de fecundidad adolescente disminuye en 0.2 puntos por mil (es decir, por cada embarazo interrumpido los nacidos vivos caen en 0.2, cada mil adolescentes de 15 a 19 años de edad). El estadístico F disminuye hasta cerca de 3, lejos del umbral de 10. Por su parte, el R^2 -parcial²² resulta bajo en ambas especificaciones.

Las estimaciones para las adolescentes de 10 a 19 años de edad y para las más jóvenes de 10 a 14 años (Panel A del Cuadro A2 del Anexo), señalan que la Ley IVE

²¹ En este caso de identificación exacta (un único instrumento para una única 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 determina que el instrumento es débil (no obstante, este umbral se trata de una regla informal establecida por Stock y otros, 2002).

²² El R^2 -parcial de la primera etapa refleja cuánto contribuye la variabilidad de la tasa de abortos (instrumento) a la variabilidad de la tasa de fecundidad (variable endógena), y es deseable que sea lo más elevado posible.

no habría tenido efectos sobre la fecundidad de estos grupos. Cabe recordar que los resultados de estos grupos de edad son poco confiables ya que el número de embarazos interrumpidos por las jóvenes de 10 a 14 años es sumamente bajo, y esto afecta al agregado de 10 a 19.²³

En suma, los resultados muestran que la Ley IVE impacta con signo negativo sobre 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-parcial de la primera etapa indican que podría tratarse de un instrumento débil, encendiendo una señal de alerta.

V.3.El efecto de la fecundidad adolescente sobre la asistencia escolar (segunda etapa)

El Panel B del Cuadro 6 presenta los resultados de la segunda etapa de MC2E, es decir, el impacto o efecto causal de la fecundidad sobre la matriculación escolar de las adolescentes. El coeficiente resulta negativo y estadísticamente significativo al 5% en el caso de la especificación más sencilla (columna 1) que sólo controla por EF a nivel departamental. Sin embargo, al incluir otros controles (columna 2) pierde significatividad estadística.

Para el conjunto de las adolescentes (10 a 19) los coeficientes no resultan estadísticamente significativos, así como tampoco para las más jóvenes (10 a 14), Cuadro A2 del Anexo (Panel B).

En definitiva, los resultados de la segunda etapa confirman los indicios de la forma reducida, la fecundidad adolescente no impacta sobre la matriculación escolar. Estos resultados se encuentran en línea con la literatura reseñada brevemente en la sección II: al identificar o “aislar” la parte causal del vínculo de la fecundidad sobre la educación (utilizando como fuente de variación exógena de la fecundidad un experimento natural dado por los cambios en la reglamentación de la Ley de despenalización del aborto) las consecuencias de la maternidad en la adolescencia sobre la educación se reducen fuertemente, desapareciendo en nuestro caso.

²³ Llama la atención que, para las adolescentes más jóvenes (10 a 14), el coeficiente estimado bajo la especificación preferida resulta significativo al 10% pero con signo positivo (Panel A del Cuadro A2, columna 4). El signo del coeficiente resulta contraintuitivo; sin embargo, insistimos que estos resultados son poco confiables debido al bajo número de casos registrados.

Cuadro 6. El efecto de la Fecundidad adolescente sobre la asistencia escolar (estimaciones por variables instrumentales, a partir de la tasa de abortos)

(Panel A: resultados de la ecuación 2; Panel B resultados de la ecuación 1)

	15 - 19	
	(1)	(2)
Panel A: 1era Etapa		
IVE3	-0.198 *** (0.067)	-0.182 * (0.102)
R2 parcial	0.012	0.004
Estadístico F	8.835 ***	3.168 *
Panel B: 2da Etapa		
Fecundidad	-4.17 ** (1.838)	0.85 (2.537)
Observaciones	760	760
EF Depto	Si	Si
EF Trim/año	-	Si
Covariables	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina adolescente; tasa de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes; número de médicos y enfermeras cada 10000 habitantes; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la primera etapa, regresando la fecundidad adolescente en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo ‰). Se presenta el coeficiente asociado a IVE3, el R2 parcial y el Estadístico F de la primera etapa. El Panel B presenta los resultados de la segunda etapa, donde se regresa la tasa de matriculación escolar en la “parte exógena” de la fecundidad (obtenida en la primera etapa). Se presenta el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad.

V.4.Robustez

Como se comentó anteriormente, los datos disponibles no permiten conocer el departamento de residencia habitual de la mujer, por lo que el instrumento se basa en el lugar donde efectivamente se interrumpe el embarazo (departamento de ocurrencia del evento). Según información proveniente del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del MSP, es usual que las mujeres residentes en el interior del país viajen a Montevideo para interrumpir el embarazo, en muchos casos en búsqueda del anonimato que proporciona la capital. Cabe esperar entonces que los embarazos que se interrumpen en los departamentos del interior del país efectivamente correspondan a mujeres que residen allí, mientras que las intervenciones realizadas en Montevideo corresponden a mujeres de todo el país.

Para mitigar esta preocupación, se reestimaron todas las ecuaciones, pero quitando el departamento de Montevideo de la muestra. A continuación se presentan los resultados de este ejercicio de robustez.

El Cuadro 7 presenta los resultados de estimar la forma reducida (es análogo al Cuadro 5 pero quitando el departamento de Montevideo de la muestra). Los resultados son cualitativamente similares a los del Cuadro 5. El coeficiente asociado a IVE3 resulta positivo y estadísticamente distinto de cero en la especificación más sencilla (columna 1) que sólo controla por EF a nivel departamental; no obstante, al incluir controles (columna 2) el efecto pierde significatividad estadística.

Cuadro 7. Robustez: El efecto de la Ley IVE sobre la asistencia escolar (forma reducida), sin Montevideo
(resultados de estimar la ecuación 3)

	15 - 19	
	(1)	(2)
IVE3	0.881*** (0.280)	-0.137 (0.263)
Observaciones	720	720
R2	0.023	0.161
EF Depto	Si	Si
EF Trim/año	-	Si
Covariables	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina adolescente; tasa de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes; número de médicos y enfermeras cada 10000 habitantes; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, regresando la tasa de matriculación escolar en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo ‰).

Se quita Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados antes (Cuadro 5).

El Panel A del Cuadro 8 presenta los resultados de la primera etapa (ecuación 2), quitando al departamento de Montevideo de la muestra. Los resultados son análogos a los encontrados anteriormente (en el Cuadro 6), 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 mejores que cuando estimamos en base a la muestra completa, lo que reduce la pérdida de eficiencia de las estimaciones de la segunda etapa (característica del método de VI respecto a MCO), aumentando su precisión.

Sin embargo, a pesar de esta mayor precisión, tampoco se encuentra en este caso un efecto significativo de la fecundidad sobre la educación de las adolescentes. El Panel B del Cuadro 8 muestra resultados similares a los obtenidos anteriormente. Todos los coeficientes mantienen su signo y significatividad estadística.

Por último, los resultados para las adolescentes más jóvenes (10 a 14) y para el agregado (10 a 19) también son similares a los anteriores (Cuadros A3 y A4, Anexo).

Cuadro 8. Robustez: El efecto de la Fecundidad adolescente sobre la asistencia escolar (estimaciones por variables instrumentales, a partir de la tasa de abortos), sin Montevideo

(Panel A: resultados de la ecuación 2; Panel B resultados de la ecuación 1)

	15 - 19	
	(1)	(2)
Panel A: 1era Etapa		
IVE3	-0.237 *** (0.072)	-0.221 ** (0.105)
R2 parcial	0.016	0.005
Estadístico F	10.736 ***	4.462 **
Panel B: 2da Etapa		
Fecundidad	-3.72 ** (1.55)	0.62 (2.122)
Observaciones	720	720
EF Depto	Si	Si
EF Trim/año	-	Si
Covariables	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina adolescente; tasa de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes; número de médicos y enfermeras cada 10000 habitantes; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la primera etapa, regresando la fecundidad adolescente en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo ‰). Se presenta el coeficiente asociado a IVE3, el R2 parcial y el Estadístico F de la primera etapa. El Panel B presenta los resultados de la segunda etapa, donde se regresa la tasa de matriculación escolar en la "parte exógena" de la fecundidad (obtenida en la primera etapa). Se presenta el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad.

Se quita Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados antes (Cuadro 6).

VI. Reflexiones finales

La asunción precoz de roles vinculados a la maternidad entre las adolescentes, amerita mejorar la comprensión respecto a cuánto las jóvenes, en particular de los estratos más bajos, no ven en la educación un canal para desarrollar un proyecto de vida, lo que estimularía una desafiliación prematura. En este sentido, las jóvenes señalan que la maternidad es el motivo más importante, luego de la falta de interés, para abandonar los estudios. Sin embargo, la presencia de endogeneidad entre estas variables determina una dificultad para establecer relaciones del tipo causa-efecto.

El objetivo de esta investigación es identificar cuánto de la desafiliación escolar se puede atribuir a la maternidad temprana, estimando los efectos educativos intra-generacionales de corto plazo de la maternidad adolescente. Siguiendo las contribuciones de Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999) y valiéndonos de la aprobación en 2012 de la Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo IVE en Uruguay, se utilizó la aplicación de la norma como Variable Instrumental para identificar el efecto causal de la maternidad temprana sobre la educación. Para ello contamos con información sobre los abortos realizados hasta el momento, proporcionada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (MSP) en el marco de un convenio de cooperación suscrito con el Programa de Población (FCS, Udelar). Esta es la primera investigación que cuenta con información directa sobre el número de consultas y embarazos interrumpidos en el marco de la nueva Ley.

Las estimaciones muestran que la Ley IVE impacta de forma estadísticamente significativa y con signo negativo sobre la fecundidad adolescente. Los antecedentes disponibles a nivel nacional (Antón y otros, 2016; Ferre, 2015) no encontraban impacto entre las adolescentes; sin embargo, vale reiterar que utilizan datos y una estrategia empírica diferente. Este resultado constituye un aporte a la incipiente evidencia disponible a nivel nacional, y es una de las principales contribuciones de este trabajo.

En cuanto a los resultados educativos, al instrumentar la fecundidad adolescente con la tasa de abortos se encuentra que no hay un impacto sobre la matriculación escolar. Estos resultados se encuentran en línea con la literatura: al identificar o “aislar” la parte causal del vínculo de la fecundidad sobre la educación, las consecuencias negativas de la maternidad temprana se reducen fuertemente, desapareciendo en nuestro caso. En particular, utilizando una estrategia similar a la empleada por Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999), se encuentran resultados similares a los hallados para Estados Unidos, la maternidad no impacta sobre los resultados educativos de las adolescentes.²⁴

Dado que no se conoce el lugar de residencia de las mujeres, el instrumento que se utilizó (en base al lugar de ocurrencia del aborto) se encuentra sujeto a error de medición. El ejercicio de robustez, donde se elimina a la capital del país de la

²⁴ Angrist y Evans (1999) encuentran efectos adversos sobre el grupo específico de mujeres negras.

muestra, aumenta la precisión de las estimaciones de la segunda etapa. De todas formas, tampoco se encuentra en este caso un efecto significativo de la fecundidad sobre la educación de las adolescentes.

En suma, los resultados sugieren que la despenalización del aborto redujo la fecundidad adolescente. Sin embargo, al instrumentar la fecundidad adolescente con la tasa de abortos, no se observa un impacto estadísticamente significativo sobre la matriculación escolar. Cabe señalar que estos resultados son válidos para el grupo de jóvenes cuya decisión de interrumpir su embarazo se vio afectada por la Ley IVE.

Estos resultados ponen en evidencia que la relación entre desafiliación temprana del sistema educativo y embarazo, percibida como una relación directa entre las jóvenes (según sus respuestas en la Encuesta de Hogares) probablemente esté mediada por un conjunto de factores complejos que involucran otros aspectos. Asimismo, vale reiterar que en muchos casos, el abandono escolar precede al embarazo.

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 despenalización 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, que nos permita contar con más información, para continuar avanzando con esta agenda de investigación.

Referencias

- Angrist, J. D., & 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., & Pischke, J. S. (2009). *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion* (Vol. 1). Princeton: Princeton university press.
- Antón, J. I., Ferre, Z., & Triunfo, P. (2016). *The impact of abortion legalisation on birth outcomes in Uruguay*. Department of Economics, Johannes Kepler University Linz, Working Paper No. 1606.
- Arceo-Gómez, E. O., & Campos-Vazquez, R. M. (2014). Teenage pregnancy in Mexico: Evolution and consequences. *Latin american journal of economics*, 51(1), 109-146.
- Aristimuño, A. & De Armas, G. (2012). *La transformación de la educación media en perspectiva comparada: Tendencias y experiencias innovadoras para el debate en Uruguay* (No. 373/A71t).
- Ashcraft, A., & Lang, K. (2006). *The consequences of teenage childbearing* (No. w12485). National Bureau of Economic Research.
- Azevedo, J.P., Favara, M., Haddock, S.E., López-Calva, L.F., Muller, M., & Perova, E. (2012). *Teenage Pregnancy and Opportunities in Latin America and the Caribbean. On Teenage Fertility Decisions, Poverty and Economic Achievement*. Banco Mundial, Washington, DC.
- Azevedo, J. P., López-Calva, L. F., & Perova, E. (2012). Is the baby to blame? An inquiry into the consequences of early childbearing. *An Inquiry into the Consequences of Early Childbearing (May 1, 2012)*. World Bank Policy Research Working Paper, (6074).
- Bronars, S., & Grogger, J. (1994). The economic consequences of teenage childbearing: Results from a natural experiment. *American Economic Review*, 84, 1141-1156.
- Cabella, W., & Pardo, I. (2014). Hacia un régimen de baja fecundidad en América Latina y el Caribe, 1990-2015. *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa*. Río de Janeiro: ALAP, 13-31.
- Cardozo, S., & Iervolino, A. (2009). Adiós juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en Uruguay. *Revista de Ciencias Sociales*, v. 22, n. 25, pp. 60-81.
- Cardozo, S. (2010). El comienzo del fin: las decisiones de abandono durante la educación media y su incidencia en las trayectorias. *La desafiliación en la Educación Media y Superior de Uruguay: conceptos, estudios y políticas*. Montevideo: CSIC-Udelar.
- Chevalier, A., & Viitanen, T. K. (2003). The long-run labour market consequences of teenage motherhood in Britain. *Journal of population economics*, 16(2), 323-343.

- De Melo, G., Failache, E., & 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.
- Ferre, Z. (2015). *Evaluación de la despenalización del aborto en Uruguay en la fecundidad adolescente* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Documento de Trabajo No. 11/15.
- Ferre, Z., Gerstenblüth, M., Rossi, M., & Triunfo, P. (2013). The impact of teenage childbearing on educational outcomes. *The Journal of Developing Areas*, 47(2), 159-174.
- Filardo, V. & Mancebo, M.E. (2013). *Universalizar la educación media en Uruguay: ausencias, tensiones y desafíos*, Montevideo, Uruguay, Universidad de la República – Comisión Sectorial de Investigación Científica, 248 páginas.
- Filardo, V. (2010). Transiciones a la adultez y educación. *Cuadernos del UNFPA*, 4(5).
- Filardo, V. C., Aguiar, M., Cabrera, M., & Aguiar, S. (2010). *Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud: segundo informe* (No. 301.431 5 ENC).
- Fostik, A., Ciganda, D., & Laplante, B. (2015). Pathways to Adulthood in Uruguay. Poster Presentation, Conference on Population Change and Life Course: Taking Stock and Looking to the Future. Ottawa, 2015.
- Geronimus, A. T., & Korenman, S. (1991). *The socioeconomic consequences of teen childbearing reconsidered* (No. w3701). National Bureau of Economic Research.
- Holmlund, H. (2005). Estimating long-term consequences of teenage childbearing an examination of the siblings approach. *Journal of Human Resources*, 40(3), 716-743.
- Hotz, V. J., McElroy, S. W., & Sanders, S. G. (2005). Teenage childbearing and its life cycle consequences exploiting a natural experiment. *Journal of Human Resources*, 40(3), 683-715.
- Imbens, G., & Angrist, J. (1994). Identification and estimation of local average treatment effects. *Econometrica*, 62(2), 467-475.
- Kruger, D., & Berthelon, M. (2012). Education consequences of adolescent motherhood in Chile. *Washington, DC: Banco Mundial*.
- Levine, D. I., & Painter, G. (2003). The schooling costs of teenage out-of-wedlock childbearing: Analysis with a within-school propensity-score-matching estimator. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 884-900.
- MEC (2016). “Logro y nivel educativo alcanzado por la población - 2015”. Dirección de Educación, División de Investigación y Estadística, Ministerio de Educación y Cultura –Uruguay.
- Pantelides, E. A. (2004). Aspectos sociales del embarazo y la fecundidad adolescente en América Latina. *Notas de población*.
- Ribar, D. C. (1994). Teenage fertility and high school completion. *The Review of Economics and Statistics*, 413-424.

Rodríguez Vignoli, J. (2014). Fecundidad adolescente en América Latina: una actualización. *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa*. Río de Janeiro: ALAP, 32-65.

Sansevierio, R. (2003). Condena, tolerancia y negación. *El aborto en Uruguay*. Montevideo: Centro Internacional de Investigación e Información para La Paz CIIP.

SEDLAC (2016). *Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean*. Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (UNLP) y Banco Mundial (LCSPP). <sedlac.econo.unlp.edu.ar>

Settersten Jr, R. A., Furstenberg, F. F., & Rumbaut, R. G. (Eds.). (2008). *On the frontier of adulthood: Theory, research, and public policy*. University of Chicago Press.

Stock, J. H., Wright, J. H., & 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.

UNDP (2015). *Informe sobre Desarrollo Humano 2015. Trabajo al servicio del desarrollo humano*. Nueva York: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (UNDP).

UNFPA (2016). Fondo de Población de las Naciones Unidas. Sitio web, sección Noticias, disponible en: <http://www.unfpa.org.uy/informacion/gobierno-uruguayo-lanza-estrategia-intersectorial-para-prevenir-embarazo-no-intencional-en-adolescentes,-con-el-apoyo-del-fondo-de-poblacion-de-las-naciones-unidas---.html>

Varela Petito, C., Pardo, I., Lara, C., Nathan, M., & Tenenbaum, M. (2014). La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferenciales en el comportamiento reproductivo. *Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay; Fascículo 3*.

Varela Petito, C., Fostik, A., & Soto, M. F. (2012). Maternidad en la juventud y desigualdad social. *Cuadernos del UNFPA. Fondo de Población para las naciones Unidas*, 6 (6).

Varela Petito, C. (2005). *La Fecundidad Adolescente: una expresión de cambio del comportamiento reproductivo en el Uruguay*. Unidad Multidisciplinaria – Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Documento de Trabajo No. 68.

Williamson, N. (2013). Maternidad en la niñez: Enfrentar el reto del embarazo en adolescentes - El Estado de la Población Mundial 2013. Informe producido por la División de Información y Relaciones Externas del UNFPA, Fondo de Población de las Naciones Unidas.

Anexo

Cuadro A1. El efecto de la Ley IVE sobre la asistencia escolar (forma reducida)
(resultados de estimar la ecuación 3)

	10 - 19		10 - 14	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IVE3	0.530** (0.246)	-0.306 (0.290)	0.730 (0.706)	-0.321 (0.557)
Observaciones	760	760	760	760
R2	0.008	0.113	0.003	0.075
EF Depto	Si	Si	Si	Si
EF Trim/año	-	Si	-	Si
Covariables	-	Si	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina adolescente; tasa de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes; número de médicos y enfermeras cada 10000 habitantes; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, regresando la tasa de matriculación escolar en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo ‰).

Cuadro A2. El efecto de la Fecundidad adolescente sobre la asistencia escolar
(estimaciones por variables instrumentales, a partir de la tasa de abortos)

(Panel A: resultados de la ecuación 2; Panel B resultados de la ecuación 1)

	10 - 19		10 - 14	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 1era Etapa				
IVE3	0.030 (0.058)	-0.131 (0.087)	-0.017 (0.077)	0.116 * (0.069)
R2 parcial	0.000	0.002	0.000	0.004
Estadístico F	0.273	2.299	0.046	2.857 *
Panel B: 2da Etapa				
Fecundidad	17.49 (34.34)	2.33 (3.887)	-44.16 (188.85)	-2.76 (4.449)
Observaciones	760	760	760	760
EF Depto	Si	Si	Si	Si
EF Trim/año	-	Si	-	Si
Covariables	-	Si	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina adolescente; tasa de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes; número de médicos y enfermeras cada 10000 habitantes; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la primera etapa, regresando la fecundidad adolescente en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo ‰). Se presenta el coeficiente asociado a IVE3, el R2 parcial y el Estadístico F de la primera etapa. El Panel B presenta los resultados de la segunda etapa, donde se regresa la tasa de matriculación escolar en la "parte exógena" de la fecundidad (obtenida en la primera etapa). Se presenta el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad.

Cuadro A3. Robustez: El efecto de la Ley IVE sobre la asistencia escolar (forma reducida), sin Montevideo

(resultados de estimar la ecuación 3)

	10 - 19		10 - 14	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IVE3	0.565* (0.271)	-0.417 (0.284)	0.737 (0.718)	-0.399 (0.572)
Observaciones	720	720	720	720
R2	0.009	0.121	0.003	0.080
EF Depto	Si	Si	Si	Si
EF Trim/año	-	Si	-	Si
Covariables	-	Si	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina adolescente; tasa de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes; número de médicos y enfermeras cada 10000 habitantes; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MCO la transformación *within* de la Ecuación 3, regresando la tasa de matriculación escolar en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo ‰).

Se quita Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados antes (Cuadro A1).

Cuadro A4. Robustez: El efecto de la Fecundidad adolescente sobre la asistencia escolar (estimaciones por variables instrumentales, a partir de la tasa de abortos), sin Montevideo

(Panel A: resultados de la ecuación 2; Panel B resultados de la ecuación 1)

	10 - 19		10 - 14	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 1era Etapa				
IVE3	0.004 (0.062)	-0.108 (0.089)	-0.015 (0.078)	0.125 * (0.068)
R2 parcial	0.000	0.002	0.000	0.004
Estadístico F	0.005	1.472	0.038	3.354 *
Panel B: 2da Etapa				
Fecundidad	133.98 (1980.78)	3.86 (5.42)	-48.58 (230.28)	-3.20 (4.203)
Observaciones	720	720	720	720
EF Depto	Si	Si	Si	Si
EF Trim/año	-	Si	-	Si
Covariables	-	Si	-	Si

Fuente: estimaciones propias.

Notas: *** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Errores estándar robustos entre paréntesis.

Covariables: población total y femenina adolescente; tasa de desempleo juvenil (15 a 24) y adulta (25 a 64), escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes; número de médicos y enfermeras cada 10000 habitantes; y proporción de mujeres con cobertura de salud.

Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la primera etapa, regresando la fecundidad adolescente en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo ‰). Se presenta el coeficiente asociado a IVE3, el R2 parcial y el Estadístico F de la primera etapa. El Panel B presenta los resultados de la segunda etapa, donde se regresa la tasa de matriculación escolar en la "parte exógena" de la fecundidad (obtenida en la primera etapa). Se presenta el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad.

Se quita Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados antes (Cuadro A3).