

# Maternidad y desvinculación escolar en la adolescencia: evidencia a partir de la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo en Uruguay. .

Cecilia Velázquez.

Cita:

Cecilia Velázquez (2017). *Maternidad y desvinculación escolar en la adolescencia: evidencia a partir de la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo en Uruguay*. XIV Jornadas Argentinas de Estudios de Población. Asociación de Estudios de Población de la Argentina, Santa Fe.

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/xivjornadasaepa/37>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/e7Qs/PTN>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons.  
Para ver una copia de esta licencia, visite  
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>.

*Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.*

**XIV Jornadas Argentinas de Estudios de Población - I Congreso Internacional de Población del Cono Sur, Santa Fe, 20-22 de septiembre de 2017**

**Maternidad temprana y desvinculación escolar: evidencia a partir de la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo en Uruguay<sup>1</sup>**

Cecilia Velázquez, CEDLAS-UNLP, [cvelazquez@cedlas.org](mailto:cvelazquez@cedlas.org)

Esta versión: 28 de agosto 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.

---

<sup>1</sup> Este artículo está basado en 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), realizada con apoyo de la Agencia Nacional de Investigación e Innovación (ANII, Uruguay) a través de una beca para estudios de posgrado en el exterior. Asimismo, este proyecto de investigación participó de la convocatoria “*Mirada joven a los problemas de la Juventud en Uruguay*” realizada por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) donde resultó ganador, obteniendo financiamiento adicional para su realización.

La información sobre embarazos interrumpidos en Uruguay en el marco de la Ley N° 18987 (Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo) es estrictamente confidencial. Fue proporcionada por el Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (MSP) en el marco de un 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 la excelente guía de Wanda Cabella y María Laura Alzúa, así como también el apoyo financiero de la ANII y el BID. La realización de esta investigación no hubiera sido posible sin la colaboración del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del MSP. Los errores y omisiones son total responsabilidad de la autora. Comentarios son bienvenidos a [cvelazquez@cedlas.org](mailto:cvelazquez@cedlas.org).

## I. Introducción

La Ley de Educación de 2008 consagró el derecho a la educación a la vez que extendió la escolaridad obligatoria hasta completar la educación media,<sup>2</sup> equiparando así a Uruguay con sus vecinos del Cono Sur (Filardo y Mancebo, 2013). Sin embargo, las tasas de egreso distan mucho de esta meta: 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 (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.<sup>3</sup> La educación uruguaya registra los peores resultados de egreso del nivel medio, no sólo en los promedios nacionales sino también en la comparación de los jóvenes pertenecientes a los estratos más vulnerables de cada país. Sólo un 9% de los jóvenes uruguayos del primer quintil de ingresos logra culminar el nivel medio de educación, mientras que en Argentina este valor es 42% y en Chile 73%. Estas cifras interpelan el rol que juega el sistema educativo como igualador de oportunidades.

**Cuadro 1. Jóvenes que completaron educación media, Sudamérica, circa 2014. Total y primer quintil de ingresos (jóvenes 21 a 24 años, %)**

	<b>Total</b>	<b>Quintil 1</b>
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
<b>Uruguay</b>	<b>40.3</b>	<b>9.1</b>

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial). Notas: Quintiles de ingreso per cápita familiar. Venezuela corresponde a 2011; Bolivia y Chile 2013; y Argentina al 2do semestre 2014. Para el resto de los países la información corresponde a 2014.

Existe amplio consenso en que el problema de la educación media en el país no se sitúa en el acceso sino en la continuidad.<sup>4</sup> Se han señalado múltiples y variadas razones en torno a por qué la educación media no logra retener a los jóvenes: “cobertura en aumento, oferta poco

<sup>2</sup> La Ley General de Educación N° 18437 supuso un incremento de los años de escolaridad obligatoria de diez a catorce, estableciendo la obligatoriedad de la educación inicial a partir de los 4 años de edad, e incorporando tres años de educación media superior. A partir de 2008, la obligatoriedad en Uruguay abarca: dos años de educación inicial (4 y 5 años), seis de primaria, tres de educación media básica y tres de educación media superior.

<sup>3</sup> Uruguay se destaca en América Latina en diversas medidas de bienestar: alto ingreso per cápita, bajos niveles de desigualdad y pobreza (SEDLAC, 2016) y alto Índice de Desarrollo Humano (UNDP, 2015).

<sup>4</sup> La educación primaria es obligatoria desde 1877 y alcanzó la universalidad para 1950. Sin embargo, una visión de conjunto del sistema y de trayectorias educativas (más allá del análisis habitual del proceso educativo por niveles) muestra que la repetición en primaria es un determinante clave de la probabilidad de aprobar el nivel medio. Así, el “asunto educativo” no es sólo un problema de educación media, si bien se manifiesta en ese ciclo (Filardo y Mancebo, 2013; Filardo, 2010).

*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). Sin embargo, este es un debate que continúa abierto.

Si bien diversos estudios han explorado las interpretaciones que aportan los adolescentes y jóvenes sobre sus propias trayectorias académicas (MEC, 2016; De Melo y otros, 2015; Filardo y Mancebo, 2013; Filardo y otros, 2010; y Cardozo, 2010), la opinión de los jóvenes no ha sido incorporada al debate según señalan Filardo y Mancebo (2013). En este sentido, la Encuesta de Hogares indaga acerca de las razones que los jóvenes esgrimen para abandonar el sistema educativo, permitiendo además su caracterización socioeconómica.

Un 30% de los adolescentes entre 15 y 19 años se encuentra fuera del sistema educativo, sin haber completado el nivel medio de educación (Cuadro 2). Al investigar los motivos que estos jóvenes identifican como determinantes del abandono escolar, se observa que para la mayoría (57%) el principal motivo es la falta de interés. 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 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.

El Cuadro 2 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 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.<sup>5</sup> 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 2. Razones desafiliación escolar (auto-reportadas), Uruguay, 2011 a 2015. Total, por sexo y primer quintil de ingresos para mujeres (jóvenes 15 a 19 años, %)**

	Total	Varones	Mujeres	
			Total	Quintil 1
Falta de interés	57.3	62.6	50.2	48.1
Trabajo	14.3	17.9	9.4	6.3
Dificultad aprendizaje	7.5	7.4	7.8	6.8
<b>Embarazo</b>	<b>6.9</b>	<b>0.4</b>	<b>15.8</b>	<b>19.2</b>
Asuntos familiares	4.6	3.2	6.5	7.5
Otro	9.3	8.6	10.3	12.2
Observaciones	(10608)	(6091)	(4517)	(2014)
<b>No asiste</b>	<b>29.7</b>	<b>34.7</b>	<b>24.4</b>	<b>39.6</b>

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 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 de edad (se muestran 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.

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.<sup>6</sup> El Cuadro 3 presenta evidencia en este sentido, comparando la asistencia al sistema educativo de mujeres jóvenes con hijos (madres) y sin hijos. En el Cuadro 3 se observa que un 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 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.

<sup>5</sup> El enfoque de transición hacia la vida adulta reconoce la salida del sistema educativo, el ingreso al mercado de trabajo (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).

<sup>6</sup> Ser madre adolescente tiene 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 (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 como su hijo, 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).

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

	<b>Total</b>	<b>Quintil 1</b>
Sin hijos	78.8 (22734)	69.2 (6179)
Madres	12.1 (2042)	10.3 (1220)
<b>% Madres</b>	<b>8.6</b>	<b>17.0</b>

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 presentan 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 se realiza a las mujeres de 14 años y más (se muestran 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 más observaciones, entre paréntesis se presenta el nro. observaciones de cada grupo. La última fila presenta el porcentaje de adolescentes con hijos (madres) en cada categoría.

A pesar de que Uruguay tiene desde hace más de una década un nivel de fecundidad por debajo del umbral de reemplazo poblacional,<sup>7</sup> 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, 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.

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

<sup>7</sup> 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).

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 escolar. 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.

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 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 empleada, las fuentes de información utilizadas y se discuten sus principales limitaciones. 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 experimentar 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, utilizando desde técnicas de *matching* hasta experimentos naturales, pasando por efectos fijos

intra-familiares. Esta literatura concluye que las estimaciones convencionales por MCO, que no corrigen la presencia de endogeneidad, sobreestiman el 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 ambos métodos, *propensity score matching PSM* y efectos fijos intra-familia. Inicialmente, al controlar por características observables (utilizando *PSM*), encuentran que la maternidad adolescente reduce significativamente la probabilidad de completar la educación secundaria. Sin embargo, una vez que controlan por las 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 aplicado 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 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, inspirados en los trabajos de 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 EEUU 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. 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 EEUU entre 1967 y 1973 (a partir de ese año, tiene lugar un proceso de legalización a nivel nacional). 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 significativamente su tasa de matrimonio). Con respecto a los efectos educativos y laborales, no encuentran impacto para las mujeres blancas pero sí para las mujeres negras.

Siguiendo las contribuciones de Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999) y valiéndonos de la despenalización del aborto 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 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 con educación secundaria (Antón y otros, 2016).

La presente 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. La Fecundidad adolescente y la Ley de Interrupción Voluntaria del Embarazo**

#### **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 A1 del Anexo, Panel A).

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 el año 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 A1 del Anexo, Panel B).

Asimismo, la fecundidad adolescente en Uruguay presenta importantes disparidades regionales. La Figura A2 del Anexo 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 país<sup>8</sup> 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.

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.

### **III.2. La Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo en Uruguay**

La Ley N° 18987 de Interrupción Voluntaria del Embarazo (en adelante Ley IVE) permite la interrupción voluntaria del embarazo hasta las 12 semanas de gestación<sup>9</sup> por voluntad de la mujer, que debe ser ciudadana (o con residencia en el país superior a 1 año). En el Anexo se repasa brevemente la historia de la legislación sobre aborto en Uruguay.

El procedimiento consta de 4 etapas. Comienza con la manifestación de la voluntad de la mujer, ante el médico ginecólogo, 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 -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.

La Ley IVE entró en vigencia en diciembre del año 2012. En sus primeros 3 años de vigencia se realizaron poco más de 25 mil abortos. De ese total, un 1% corresponde a adolescentes de

---

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> 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.

10 a 14 años de edad y un 17% a adolescentes de 15 a 19 años. En el Cuadro 4, se observan las tasas de abortos por cada mil mujeres en cada grupo de edad. 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.

**Cuadro 4. Interrupciones Voluntarias de Embarazos, Uruguay, 2013-2015 (‰)**

	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 (PSSyR, MSP) y población femenina de Estimaciones y proyecciones de población - revisión 2013 (INE). Notas: para el total, se toma como edad de referencia 10 a 44 años.

### III.3. Objeción de Conciencia

La Ley IVE 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; 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 dicho Decreto, argumentando que la reglamentación restringe el derecho de OC reconocido por la Ley.

En octubre de 2014 se suspenden preventivamente los artículos del Decreto reglamentario sobre OC, 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 la OC 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 ante las autoridades de las instituciones para las que trabajan.

Según información proveniente del Programa de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud (PSSyR, 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 en cuanto a la reglamentación de OC (julio 2013, octubre 2014 y agosto 2015).

#### IV. Estrategia empírica

##### IV.1. Estrategia de identificación

Se considera la siguiente ecuación de interés: 
$$Educ_{jt} = \beta FA_{jt} + \gamma X_{jt} + \mu_j + \delta_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

Donde  $Educ_{jt}$  es la tasa de matriculación 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;  $\delta_t$  es un conjunto de *dummies* que indican el período (controlando por la presencia de *shocks* a nivel agregado); el término  $\mu_j$  controla la presencia de heterogeneidad no-observada a nivel regional; y los errores estándar  $\varepsilon_{jt}$ .

La estimación de (1) por 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  $\beta$  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. Basados en Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999), y valiéndonos de la reciente aprobación de la Ley 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 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:  $FA_{jt} = \phi IVE_{jt} + \alpha X_{jt} + \eta_j + \lambda_t + \nu_{jt}$  (2)

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 realizados. 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  $\beta$  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):  $Educ_{jt} = \psi IVE_{jt} + \pi X_{jt} + \rho_j + \sigma_t + \omega_{jt}$  (3)

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 PSSyR del MSP en el marco de un convenio de cooperación y confidencialidad.

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; el número de usuarias que interrumpe su embarazo (denominado IVE3 ya que corresponde a la tercera etapa del procedimiento, ver sección III.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 (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 extremada 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 de matriculación en base a un mayor número de observaciones.

La tasa específica de fecundidad indica el número de nacidos vivos 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 población femenina proviene de las Estimaciones y proyecciones de población, revisión 2013 (INE), que se pueden desagregar a nivel departamental, por sexo y grupos quinquenales de edad, con frecuencia anual.

En las estimaciones fueron incluidas como variables de control o covariables:

- La población total y femenina adolescente, de cada departamento, que proviene de las Estimaciones y proyecciones de población, INE 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.
- El número de escuelas secundarias públicas cada 10000 habitantes, de los Anuarios Estadísticos del Ministerio de Educación, 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 de Profesionales Universitarios (disponibles en los Anuarios Estadísticos que publica el INE).
- Por último, 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. Esto es de particular importancia, ya que el período de estudio coincide con una reforma muy importante del sistema de salud.

Si bien algunas de estas variables tienen frecuencia anual (la población, el número de centros educativos y 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.

Cabe señalar que se utilizan datos desde 2006 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*),<sup>10</sup> 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 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) Monotonicidad; no existe el grupo de *defiers* (jóvenes que hubieran interrumpido un embarazo de forma clandestina, pero que no lo harían bajo la nueva legislación).

---

<sup>10</sup> La población se divide en cuatro grupos, definidos por la forma en que reaccionan frente a la despenalización 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 lo harían bajo la nueva legislación (*defiers*).

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 clandestinos ya que, debido a la naturaleza ilegal del fenómeno, no hay información al respecto.<sup>11</sup>

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 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*.

Además, es posible que luego de la sanción de la ley 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.

---

<sup>11</sup> Una estimación a nivel nacional, para 1999-2001, arroja una tasa de 38.5 abortos % mujeres 15-49 (Sanseviero, 2003).

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 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 PSSyR 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 el 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)

**Cuadro 5. El efecto de la Ley IVE sobre la asistencia escolar (forma reducida), muestra total y sin Montevideo como ejercicio de robustez (resultados de estimar la ecuación 3)**

	<u>Muestra total</u>		<u>Sin Montevideo</u>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IVE3	0.827*** (0.256)	-0.155 (0.268)	0.881*** (0.280)	-0.137 (0.263)
Observaciones	760	760	720	720
R2	0.022	0.155	0.023	0.161
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 desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64), escuelas secundarias públicas c/10000 hab.; número de médicos y enfermeras 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 matriculación escolar en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo %). Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015. En las columnas (3) y (4) se quita Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados en las columnas (1) y (2).

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.

En suma, el Cuadro 5 (columnas 1 y 2) 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 de las adolescentes.

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

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. 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 EF a nivel departamental y la especificación preferida, que además incorpora EF a nivel de período y covariables. El coeficiente estimado bajo la especificación más sencilla es negativo y significativo al 1% (columna 1), ubicándose alrededor de -0.2. El estadístico  $F^{12}$  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  $R^2$ -parcial<sup>13</sup> resulta bajo en ambas especificaciones.

<sup>12</sup> En este caso de identificación exacta (un instrumento para una variable endógena) el estadístico F de la 1era 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).

<sup>13</sup> 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 (la variable endógena), y es deseable que sea lo más elevado posible.

En suma, los resultados muestran que la Ley IVE impacta negativamente 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.

**Cuadro 6. El efecto de la Fecundidad adolescente sobre la asistencia escolar (estimaciones por variables instrumentales, a partir de la tasa de abortos), muestra total y sin Montevideo como ejercicio de robustez (Panel A: resultados de la ecuación 2; Panel B resultados de la ecuación 1)**

	<u>Muestra total</u>		<u>Sin Montevideo</u>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Panel A: 1era Etapa</b>				
IVE3	-0.198 *** (0.067)	-0.182 * (0.102)	-0.237 *** (0.072)	-0.221 ** (0.105)
R2 parcial	0.012	0.004	0.016	0.005
Estadístico F	8.835 ***	3.168 *	10.736 ***	4.462 **
<b>Panel B: 2da Etapa</b>				
Fecundidad	-4.17 ** (1.838)	0.85 (2.537)	-3.72 ** (1.55)	0.62 (2.122)
Observaciones	760	760	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 desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64), escuelas secundarias públicas c/10000 hab.; número de médicos y enfermeras c/10000 hab.; y proporción de mujeres con cobertura de salud. Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la 1era etapa, regresando la fecundidad adolescente en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo %). Se muestra el coeficiente asociado a IVE3, el R2 parcial y el Estadístico F. El Panel B presenta los resultados de la 2da etapa, donde se regresa la tasa de matriculación escolar en la "parte exógena" de la fecundidad (obtenida en la 1era etapa). Se muestra el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015. En las columnas (3) y (4) se quita Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados en (1) y (2).

### 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.

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 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.

#### **V.4. Robustez**

Dado que los datos disponibles no permiten conocer el departamento de residencia habitual de la mujer, el instrumento se basa en el lugar donde efectivamente se interrumpe el embarazo (departamento de ocurrencia del evento). Según información proveniente del PSSyR 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 quitando el departamento de Montevideo de la muestra. En las columnas 3 y 4 del Cuadro 5 se presenta este ejercicio de robustez, que arroja resultados cualitativamente similares a las columnas 1 y 2. El coeficiente asociado a IVE3 resulta positivo y estadísticamente distinto de cero en la especificación más sencilla (columna 3) que sólo controla por EF a nivel departamental; no obstante, al incluir controles (columna 4) el efecto pierde significatividad estadística.

Las columnas 3 y 4 del Cuadro 6 (Panel A) presentan los resultados de la primera etapa (ecuación 2), quitando al departamento de Montevideo de la muestra. Los resultados son análogos a los encontrados anteriormente (columnas 1 y 2, Cuadro 6), todos los coeficientes estimados mantienen el signo y el nivel de significatividad estadística. Cabe señalar que el estadístico F y el R<sup>2</sup>-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 6 (columnas 3 y 4) muestra resultados similares a los obtenidos anteriormente (columnas 1 y 2). Todos los coeficientes mantienen su signo y significatividad estadística.

#### **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 en el vínculo 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 PSSyR del MSP en el marco de un convenio de cooperación. 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 efectos 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 Ribar (1994) y Angrist y Evans (1999), se encuentran resultados similares a los hallados para EEUU, la maternidad no impacta los resultados educativos de las jóvenes.<sup>14</sup>

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 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.

---

<sup>14</sup> En el caso de Angrist y Evans (1999) sólo se presentan efectos adversos sobre el grupo específico de mujeres negras.

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 de acuerdo a 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.

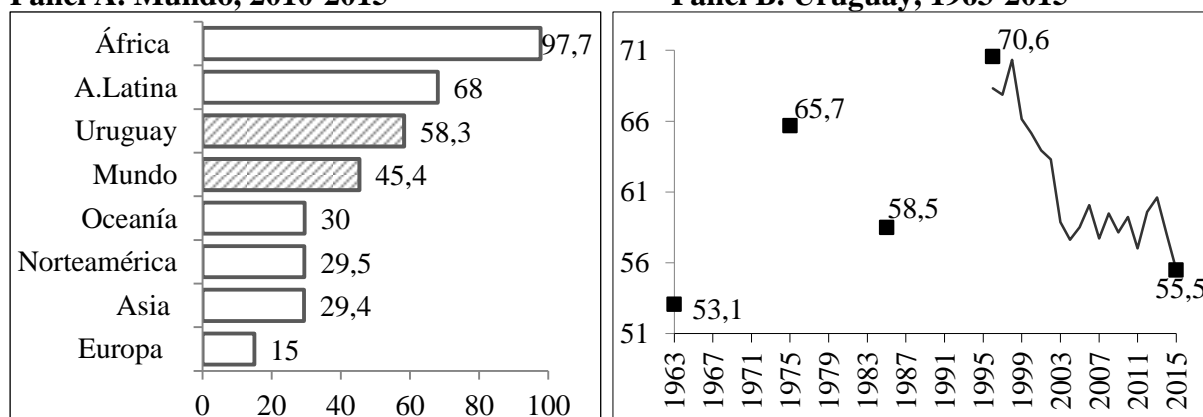
## Referencias

- 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, FCS, Udelar, DT 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, Udelar – 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.
- 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 PSM 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.
- Sanseviero, 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).
- 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.
- 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 – PP, FCS, Udelar, DT 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.

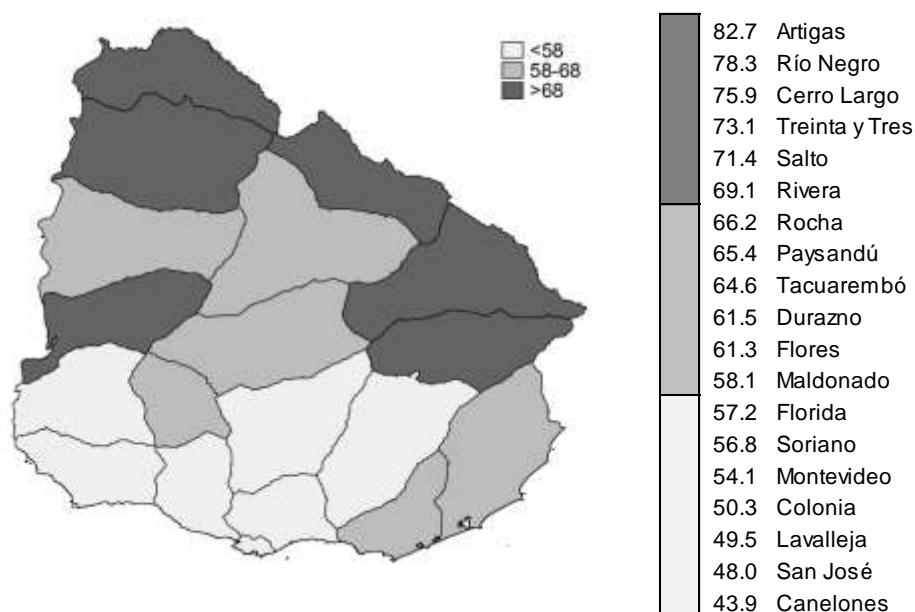
## Anexo – Cuadros y figuras

**Figura A1. 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).

**Figura A2. 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).

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

	<u>10 - 19</u>		<u>10 - 14</u>	
	(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 desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64), escuelas secundarias públicas c/10000 hab.; número de médicos y enfermeras 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 matriculación escolar en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo %). Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

**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)**

	<u>10 - 19</u>		<u>10 - 14</u>	
	(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 desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64), escuelas secundarias públicas c/10000 hab.; número de médicos y enfermeras c/10000 hab.; y proporción de mujeres con cobertura de salud. Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la 1era etapa, regresando la fecundidad adolescente en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo %). Se muestra el coeficiente asociado a IVE3, el R2 parcial y el Estadístico F. El Panel B presenta los resultados de la 2da etapa, donde se regresa la tasa de matriculación escolar en la “parte exógena” de la fecundidad (obtenida en la 1era etapa). Se muestra el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015.

**Cuadro A3. Robustez: El efecto de la Ley IVE sobre la asistencia escolar (forma reducida), sin Montevideo (resultados de estimar la ecuación 3)**

	<u>10 - 19</u>		<u>10 - 14</u>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IVE3	0.565*	-0.417	0.737	-0.399
	(0.271)	(0.284)	(0.718)	(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 desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64), escuelas secundarias públicas c/10000 hab.; número de médicos y enfermeras 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 matriculación escolar en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo %). Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015. 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)**

	<u>10 - 19</u>		<u>10 - 14</u>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 1era Etapa				
IVE3	0.004	-0.108	-0.015	0.125*
	(0.062)	(0.089)	(0.078)	(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	3.86	-48.58	-3.20
	(1980.78)	(5.42)	(230.28)	(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 desempleo juvenil (15-24) y adulta (25-64), escuelas secundarias públicas c/10000 hab.; número de médicos y enfermeras c/10000 hab.; y proporción de mujeres con cobertura de salud. Se estima por MC2E. El Panel A presenta los resultados de la 1era etapa, regresando la fecundidad adolescente en IVE3 (número de mujeres que interrumpe su embarazo %). Se muestra el coeficiente asociado a IVE3, el R2 parcial y el Estadístico F. El Panel B presenta los resultados de la 2da etapa, donde se regresa la tasa de matriculación escolar en la “parte exógena” de la fecundidad (obtenida en la 1era etapa). Se muestra el coeficiente asociado a la tasa de fecundidad. Período: 1er trim. 2006 - 4to trim. 2015. Se quita Montevideo de la muestra para chequear la robustez de los resultados presentados antes (Cuadro A3).

## **Anexo - 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,<sup>15</sup> y tipificaba la práctica del aborto como delito, estableciendo pena de prisión para los involucrados.<sup>16</sup> 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 de edad (Sanseviero, 2003).

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 Misoprostol<sup>17</sup> 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.

---

<sup>15</sup> 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.

<sup>16</sup> 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.

<sup>17</sup> El Misoprostol es un medicamento creado originalmente para el tratamiento de úlceras gástricas, que resulta altamente eficaz y seguro para inducir un aborto.

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.