



Universidad de la República  
Facultad de Ciencias Sociales  
Departamento de Economía

Tesis para la obtención del título de Magister en Demografía y Estudios de Población

**Evaluación de la despenalización del aborto en Uruguay  
en la fecundidad adolescente**

Zuleika Ferre Menza

Tutor: Profesor Titular PhD. Patricia María Triunfo Urretavizcaya

Montevideo, Uruguay  
2015

Tutor: **Patricia María Triunfo Urretavizcaya**  
PhD. in Economics, Universidad de Granada, España

Tribunal:

Fecha:

Calificación:

Autora:  
**Zuleika Ferre Menza**

## **Agradecimientos**

En primer lugar quiero expresar mi agradecimiento a Patricia Triunfo por su excelente orientación como tutora. Su capacidad y compromiso permanente fueron una guía en mi proceso de aprendizaje profesional y personal. Sin su tenacidad y generosidad no podría haber culminado este proceso.

Agradezco especialmente a Ignacio Antón por sus valiosas orientaciones en el manejo e interpretación de los datos. El interés común en el tema y la disposición permanente al intercambio fue un aporte fundamental para focalizar el estudio y precisar la metodología utilizada.

A todos mis compañeros del DECON, pero muy especialmente a Héctor Pastori, Mariana Gerstenblüth, Máximo Rossi y Rosario Domingo por el apoyo, el impulso a terminar y la compañía en el proceso.

Agradezco a mis profesoras Graciela Sanroman y Carmen Varela por lo aprendido en sus cursos y por sus valiosos comentarios a este trabajo.

Agradezco a Inés Carlesi, compañera de parte del recorrido y amiga incondicional.

Por último, el agradecimiento a los equipos de trabajo del Área del Sistema Informático Perinatal de la División Epidemiología -UINS- y de la División de Salud Sexual y Reproductiva del Ministerio de Salud Pública del Uruguay por brindarme las bases de datos necesarias para el estudio.

Los errores y afirmaciones realizadas en este documento son de mi total responsabilidad.

Dedico esta tesis a mi familia. A Ana María, mi mamá, por su optimismo y resiliencia que son un ejemplo de vida. A Leonardo, mi esposo, por el apoyo, el impulso y la compañía en cada nuevo emprendimiento. A mis hijos, Mateo, Isabel y Julia por darle a mis días esa mezcla de amor y locura sin la cual nada tiene sentido.

## Resumen

En el año 2012 el Uruguay introdujo un cambio normativo que permite la interrupción voluntaria del embarazo dentro de las primeras 12 semanas de gestación, en el caso de seguir cierto protocolo. En base a nacimientos ocurridos entre 2010 y 2013 se analiza el efecto de este cambio sobre la cantidad de los nacimientos de niños de madres adolescentes y sus características, utilizando una metodología de diferencia-en-diferencias, fundamentada en el supuesto de que el cambio normativo únicamente afecta a los embarazos no planeados, tomando a la natalidad planeada como grupo de control. Los resultados obtenidos muestran que la despenalización del aborto no generó en el período analizado una reducción de la fecundidad adolescente. Asimismo se analiza, siguiendo la misma metodología, la composición de los nacimientos no encontrándose cambios en la misma, lo cual es consistente con la ausencia de impacto del cambio normativo en el corto plazo.

**Palabras clave:** Aborto, fecundidad adolescente.

## **Abstract**

In 2012, Uruguay passed a law allowing for the voluntary interruption of pregnancy within the first 12 weeks of gestation. This research explores the effect of this change on teenage fertility and the composition of births, using a difference-in-differences strategy and taking planned fertility as a control group assumed to not be affected by the abortion law. The results obtained in the analysis suggest that this policy change did not have an impact on adolescent fertility behavior in the first months after implementation. Also, no significant effect on the composition of births of teenage mother is found, which is consistent with the absence of a relevant effect of this policy measure in the short run.

**Keywords:** Abortion, teenage pregnancy.

## Tabla de contenido

1. Introducción .....	1
2. Antecedentes .....	4
3. Contexto institucional de Uruguay .....	11
4. Perfil demográfico global de Uruguay .....	17
5. Las adolescentes uruguayas .....	22
5.1. Perfil demográfico de las adolescentes uruguayas .....	22
5.2. Determinantes del embarazo adolescente .....	24
6. Datos y metodología.....	34
6.1. Base de datos.....	34
6.2. Metodología .....	37
7. Resultados .....	42
8. Conclusiones .....	50
Referencias bibliográficas .....	55

## **1. Introducción**

El aborto voluntario ha tenido valoraciones jurídicas muy diversas de acuerdo al momento histórico y al país, que van desde posturas en donde es considerado un acto ilegal hasta su aceptación como un acto lícito. En los últimos 40 años, Europa y Estados Unidos han promovido leyes tendientes a la liberalización de las regulaciones referidas a la interrupción voluntaria del embarazo (IVE).

Los niveles de aceptación sobre ésta práctica son parte también del contexto histórico y social del lugar, en el que influyen aspectos políticos, culturales, religiosos, etc. En Estados Unidos, a más de 30 años del caso Roe contra Wade de 1973, que llevó a reconocer el derecho de la IVE, aún hoy el debate actual refuerza diferencias ideológicas que muestran la coexistencia de actitudes opuestas que van desde visiones pro-vida a visiones pro-elección (Jelen y Wilcox, 2003; Hoffman y Johnson, 2005; Abracinskas y López, 2007).

Uruguay no ha sido ajeno a este debate, el cual tomó una trayectoria particular, si se lo compara con el resto de los países de América Latina, que desemboca en la despenalización del aborto voluntario desde diciembre 2012. Rossi y Triunfo (2012), a partir de datos del Latinobarómetro del año 2007, analizaron los patrones actitudinales de los individuos ante el aborto para 18 países de América Latina, mostrando que los individuos que más justifican el aborto son los hombres, de 40 años o menos, con alto nivel educativo, bajo nivel de privación de bienes, baja religiosidad y que no profesan la fe católica ni evangélica. Uruguay representa el país del hemisferio en el que la IVE encuentra más apoyo y, a diferencia del promedio latinoamericano, las mujeres uruguayas justifican en mayor medida el aborto que los hombres.

Este trabajo pretende brindar evidencia empírica sobre el impacto en la fecundidad en el corto plazo del cambio en la normativa de Uruguay respecto a la IVE ocurrido en 2012, tanto en base al número de nacimientos, como a aquellos indicadores que refieren a la calidad del proceso del embarazo (captación precoz, número de visitas prenatales) que redundan en mejores resultados (embarazos a término, peso al nacer, bajo peso al nacer).

Es importante destacar que apenas han pasado dos años desde la implementación de la nueva normativa por lo que la evaluación es de corto plazo, sin embargo como se refiere en el apartado siguiente, la literatura muestra que la población suele reaccionar rápidamente a este tipo de cambios normativos.

A su vez, por el crecimiento de la fecundidad adolescente ocurrido en los noventa y por las características particulares de este grupo etario, se toma como objeto de estudio a las mujeres menores de 20 años.

Este trabajo tiene tres importantes implicaciones. En primer lugar, estudiar el impacto de una política pública sobre la cual no existe evidencia empírica para Uruguay. En segundo lugar, contribuir a enriquecer la literatura en esta materia, la cual está prácticamente centrada en estudios para Estados Unidos. Por último, y vinculado a lo anterior, Uruguay resulta un caso de especial interés por tener características sociodemográficas, religiosas y culturales, muy diferentes de los casos nacionales analizados con anterioridad, confluyendo rasgos de países emergentes con otros propios de países industrializados.<sup>1</sup>

Asimismo, el trabajo presenta una novedad metodológica adicional. Mientras que trabajos previos se basan en la comparación antes-después o explotaban la variación espacial del acceso al aborto, en este trabajo la estrategia de identificación se fundamenta en la diferencia entre nacimientos planeados y no planeados, asumiéndose que sólo estos últimos se encuentran afectados por la ley de IVE. En particular, en esta investigación se utiliza la base de datos del Sistema de Información Perinatal (SIP) que abarca los nacimientos ocurridos entre 2010 y 2013 en Uruguay. Esta base de datos cuenta con características únicas al brindar información temporal y espacial muy precisa y permite, como se ha mencionado, conocer si el embarazo que culmina en un nacimiento fue planeado o no. Se emplea una estrategia de diferencia-en-diferencias

---

<sup>1</sup> Uruguay es un país pequeño de América del Sur, con una población de aproximadamente 3,3 millones de personas, de las cuales el 52% son mujeres, el 19% tiene 60 años o más, y el 95% reside en zonas urbanas (40% en la capital del país, Montevideo). Sus estadísticas vitales lo hacen comparable muchas veces a países desarrollados; bajas tasas globales de fecundidad (2.0), bajas tasas brutas de natalidad (13,5‰), alta esperanza de vida al nacer (77 años promedio), y bajas tasas de mortalidad infantil (8,9‰). Sin embargo, esos indicadores globales encubren condiciones deficitarias de la reproducción biológica y social del país. Por ejemplo, la tasa global de fecundidad es mayor en los hogares pobres, un alto porcentaje de los nacimientos son hijos de madres entre 15 a 19 años, y casi la mitad de los niños menores de seis años pertenecen a un hogar pobre. (UNICEF, 2012; INE, 2014).



fundamentada en el supuesto de que la IVE únicamente afecta los embarazos no planeados, pudiéndose tomar a la natalidad planeada como grupo de control.

Los resultados apuntan a que la despenalización del aborto no ha producido una reducción de los nacimientos no planeados de las adolescentes. Asimismo, a fin de explorar la coherencia de los resultados obtenidos se analiza, siguiendo la misma metodología, la evolución de las características de los nacimientos durante el periodo de interés, no encontrándose cambios relevantes en la composición de los mismos, lo cual es consistente con la ausencia de un impacto relevante de la ley de IVE.

El trabajo se divide en 6 secciones adicionales. En la segunda sección, se presentan los antecedentes de la literatura sobre los efectos de la legislación referente a la interrupción del embarazo haciendo foco en la problemática adolescente. En tercer lugar, se describe el contexto institucional de Uruguay. En la cuarta y quinta sección se aborda el perfil demográfico del país y los determinantes del embarazo adolescente. La sexta sección recoge los principales rasgos de la base de datos utilizada y describe la estrategia metodológica de identificación (diferencia-en-diferencias). En séptimo término se presentan y discuten los principales resultados del análisis y, por último, la sección final sintetiza las conclusiones más relevantes del trabajo.

## 2. Antecedentes

En la literatura se ha analizado el impacto de los cambios normativos respecto al aborto, tales como despenalización o liberalización o incluso su prohibición, desde diversos puntos de vista, remitiéndose a variables tanto de cantidad (variaciones en los niveles de fecundidad) como de calidad de los nacimientos (indicadores de salud de los recién nacidos, peso al nacer, o características de sus madres, éxito en el mercado laboral, etc.). Si bien, la mayor parte de la evidencia empírica disponible se centra en Estados Unidos, debido a la calidad de los datos y a la variación de la legislación entre estados lo que facilita la identificación de los efectos causales; también hay variados trabajos que estudian los efectos en países europeos.

La principal hipótesis a contrastar por la mayoría de los trabajos es que los cambios en las legislaciones que liberalizan el aborto tienen un impacto negativo en los niveles de fecundidad. En este sentido, uno de los trabajos pioneros, Levine et al (1999), utilizando la metodología de diferencias en diferencias, compara las variaciones en las tasas de fecundidad en aquellos estados de Estados Unidos que legalizaron el aborto en los años previos a la reforma de 1973 respecto a aquellos que no lo hicieron, encontrando que los nacimientos se reducen en aproximadamente un 5% más en los estados que liberalizaron el aborto antes que aquellos que lo hicieron posterior a la sentencia Roe vs Wade en 1973. Al analizar por edad y raza, las caídas son más pronunciadas para las adolescentes y las mujeres afro-descendientes.

Por su parte, Cook et al (1999) centra su análisis en el efecto que tiene el agotamiento mensual de un fondo público de financiamiento de abortos para mujeres pobres en el estado de Carolina del Norte, en la tasa de aborto y de fecundidad. Utilizando series temporales en el período 1980 a 1994 y una base de datos muy detallada de nacimientos y abortos por mes, los autores encuentran que el desfinanciamiento de dichos programas y el agotamiento del fondo tienen efectos significativos positivos sobre nacimientos y negativos de abortos, en particular, sobre las mujeres de 18 años y más de entornos socio-económicos más desfavorables.

En el mismo espíritu que los autores anteriores, Ananat et al (2007) exploran el efecto de la despenalización del aborto en Estados Unidos sobre la fecundidad total de las cohortes. Para ello, usando datos de registros vitales y del censo, construyen datos de

fecundidad por cohortes en cada estado y aplican una estrategia de diferencia-en-diferencias. Esta aproximación, en la que pueden calcular la fecundidad a lo largo de todo el ciclo vital, les permite determinar si la caída de la fecundidad (5% durante la legalización) es temporal o permanente y a qué edades concretas se manifiesta el cambio en los patrones de maternidad. Los resultados muestran que una parte importante de dicha reducción es permanente y no resulta compensada con aumentos de fecundidad futuros.

Rumania se presenta como un caso de estudio particular luego de que las políticas de corte natalistas prohíben el aborto entre 1966 y 1989. Estas prohibiciones tuvieron un efecto directo en la cantidad de nacimientos que se vieron duplicadas al año posterior a la prohibición. Pop-Eleches (2006), con datos censales de 1992 y a través de la especificación de un modelo de forma reducida, estima los efectos causales que tuvo la prohibición del aborto en los nacidos (condicional al nacimiento) antes y después de la prohibición. Los resultados muestran que los niños nacidos después de la prohibición tienen más años de escolaridad y mayores éxitos en el mercado laboral. El autor argumenta que lo encontrado se debe a que las mujeres educadas y urbanas eran las más propensas a usar el aborto como método anticonceptivo antes de la prohibición, lo que llevó a que luego de la prohibición aumentaron el número de hijos. Al controlar por efecto composición de la cohorte, los niños nacidos después de la prohibición tuvieron peores resultados educativos y peores desempeños como adultos en el mercado laboral.

En un trabajo posterior, Pop-Eleches (2010) estima el impacto del levantamiento de la prohibición del aborto en 1989 y de las restricciones a métodos anticonceptivos, sobre la fecundidad. El autor sigue dos estrategias metodológicas: una regresión con efectos fijos (evaluación antes 1988-1989 y después 1991-1992), similar a una regresión en discontinuidad; y estrategia de diferencias-en-diferencias tomando un país próximo como control, Moldavia. Los resultados muestran que las mujeres que pasaron más tiempo de su etapa reproductiva expuestas a la prohibición incrementaron su ciclo reproductivo en aproximadamente en 0.5 hijos. A su vez, el acceso al aborto y a los controles de natalidad son determinantes significativos de los niveles de fecundidad, especialmente en las mujeres menos educadas.

Levine y Staiger (2004), utilizando las variaciones de las políticas de aborto ocurridas entre finales de los ochenta y principios de los noventa en los países de

Europa del Este, analizan los resultados en la fecundidad, en términos de número de abortos, embarazos y nacimientos. El análisis parte de clasificar a los países en aquellos con restricciones severas (el aborto es sólo permitido en caso de riesgo de vida de la mujer), moderadas (permitido por razones médicas, incluyendo problemas de salud mental o para aquellos casos en que el nacimiento presentara problemas) y pocas restricciones (por la sola voluntad de la mujer). Concluyen que los países que pasaron de normativas muy restrictivas a liberales experimentaron importantes reducciones en el número de nacimientos, mientras que aquellos que lo hicieron desde políticas moderadas, no registraron cambios en los nacimientos, a pesar que se registraron grandes aumentos en las tasas de aborto, lo que implica que también se incrementaron los embarazos en respuestas a políticas más liberales.

La segunda hipótesis que han buscado contrastar los distintos trabajos es la que tiene que ver con el efecto que las legislaciones liberales sobre el aborto tienen en la calidad de los nacimientos.

Gruber et al (1999) analizan los efectos de la legalización del aborto sobre variables que aproximan el bienestar de los niños (nacimiento de madre soltera, condición socioeconómica del hogar, etc.). Utilizando datos de registros y una estrategia asimilable a diferencia-en-diferencias, los autores encuentran que los nacidos en estados afectados por el cambio de legislación presentan mejores indicadores. Un aporte metodológico clave de este trabajo es la estimación de un modelo estructural en el que se analiza el proceso de selección, utilizando el cambio de legislación entre estados como instrumento del número de nacimientos, estimando de esa manera cuáles habrían sido las condiciones de vida de los no nacidos asociados a la legislación.

En el artículo clásico de Donohue III y Levitt (2001) se analiza el impacto del aborto en los índices de criminalidad de Estados Unidos. Los cinco estados que permitían el aborto en 1970, presentaron caídas en la criminalidad anteriores al resto del país, en donde se despenalizó el aborto como consecuencia del caso *Roe vs. Wade* en 1973. Para los autores, la legalización del aborto da cuenta de hasta el 50% de la reducción en la criminalidad. A pesar del impacto que tuvo en la opinión pública los resultados de este estudio, los mismos fueron refutados posteriormente. Replicando con pequeñas variaciones las regresiones del trabajo original y realizando un análisis de triples diferencias aprovechando la variación entre la exposición a la legislación de

diferentes cohortes y la variación de la legislación entre estados; Joyce (2009) no encuentra ninguna asociación entre la legalización del aborto y los índices de delincuencia específicos por edad entre las cohortes nacidas antes y después 1973.

Charles y Stephens (2006), se centran en el impacto de la legalización del aborto en el consumo de drogas entre los jóvenes. Los autores plantean un modelo estructural en el que dejan que el efecto del aborto se produzca a través del efecto sobre la fecundidad. La novedad metodológica respecto al trabajo de Gruber et al (1999) es que señalan que el efecto encontrado puede no solamente tener que ver con la selección de nacimientos, sino también con el tamaño de la cohorte. Cohortes más pequeñas reducirían los posibles efectos de pares y aumentarían las dificultades de los vendedores de droga para llegar a los jóvenes. Encuentra que en aquellos estados en que la legalización del aborto es previa a la legalización nacional de 1973, los adolescentes son menos propensos a usar drogas que adolescentes de las mismas cohortes nacidas en otros lugares.

Ananat et al (2009), vuelven a poner el foco en los procesos de selección que llevan a que, como indicaban trabajos anteriores, la despenalización del aborto impacte positivamente en el bienestar de los nacidos. Los autores aportan evidencia de la existencia de un proceso de selección con dos características: al legalizarse el aborto (que asimilan a disminuir su costo) la probabilidad de embarazo aumenta (debido a la posibilidad de rectificar posteriormente), mientras que la probabilidad de tener un niño condicionada a un embarazo disminuye y la probabilidad (incondicional) de tener un niño también disminuye. El trabajo concluye que la legalización del aborto está asociada con procesos de selección que mejoran los resultados de las cohortes nacidas a comienzo de los setenta (incremento en el egreso escolar, menor probabilidad de recibir ayuda estatal, menor probabilidad de ser padre/madre soltero).

Por su parte, Mitrut y Wolff (2011), se centran en el impacto que tuvo el retorno a la legalidad del aborto en Rumania en 1989 sobre el peso al nacer, indicadores de salud nutricional en edades tempranas (altura y peso estandarizado para niños menores de 5 años) y la entrega de niños para adopción. Para el primer objetivo se utilizan encuestas de hogares antes y después de la reforma y, para el segundo, un censo específico de niños institucionalizados. A partir de una comparación antes y después, acompañada de una estrategia de diferencia-en-diferencias que permita dar cuenta de la

posible influencia de los meses de calendario en las variables de interés, encuentran efectos insignificantes para la salud y los resultados del nacimiento y los indicadores de salud a los 5 años, excepto para la probabilidad del peso al nacer que es un poco mayor para los niños nacidos después de la legalización. A su vez, se encuentra que disminuye el número de niños dados en adopción.

Entre los escasos trabajos para países en desarrollo, además de los ya mencionados para Rumania, se encuentra el de Valente (2014) para Nepal. Combinando una detallada encuesta de fecundidad de corte transversal y registros de nacimientos, la autora aprovecha la variación geográfica de la infraestructura médica, la cual es considerada como exógena, para estimar el impacto de la provisión de facilidades de acceso a servicios médicos para la interrupción del embarazo sobre el número de abortos, las características de salud del parto y del recién nacido y en la selección del sexo de los nacidos. Los resultados solo muestran que la probabilidad de que un embarazo termine en nacimiento es menor si ocurre en una zona cercana a un centro de aborto, no encontrando efectos en los aspectos observables de la salud neonatal.

Las adolescentes aparecen como un grupo de preocupación en la bibliografía referida al impacto que los procesos de liberalización del aborto tienen en la fecundidad adolescente. En este sentido, Levine et al (1999), Angrist y Evans (2000) y Guldi (2008) siguiendo estrategias metodológicas de doble y triples diferencias y explotando la variación de legislaciones entre estados y por edades, encuentran que la reforma impacta negativamente en la fecundidad adolescente, en las tasas de matrimonio adolescente, en los nacimientos de madres solteras, y constatan aumentos significativos de la escolaridad y la permanencia en el sistema educativo para las adolescentes afrodescendientes.

En general, la fecundidad adolescente es un tema de preocupación y debate no sólo desde el punto demográfico, sino también por las implicancias sociales y económicas que tiene en la vida de la adolescente, el niño y su familia. Es amplia la literatura que muestra los riesgos asociados a maternidades tempranas en la salud de la joven y del niño (Grimes et al, 2006; Koch et al, 2015). Para Uruguay, con datos de estadísticas vitales y del SIP, se muestran los riesgos asociados entre maternidad adolescente, bajo peso al nacer, prematuridad y mayor incidencia de mortalidad infantil,

especialmente en niños nacidos de madres de menos de 16 años (Jewell y Triunfo, 2006; Balsa y Triunfo, 2012; Jewell et al, 2014).

Se estima que en el mundo, aproximadamente el 41% de los embarazos anuales son no planificados. De estos la mitad culmina en aborto. Si bien para las adolescentes no se encuentran estimaciones sistemáticas del carácter planeado o no de los embarazos, algunos estudios estiman que entre 10% y 40% de las solteras han tenido un embarazo no deseado (UNFPA, 2003). Sedgh et al (2015) analizan las tasas de aborto entre 2008 y 2011 para las menores de 20 años en 21 países con leyes liberales y con datos disponibles para nacimientos y abortos. Mientras que en los países de África subsahariana el 35% de los embarazos de mujeres entre 15 y 19 años es no planificado, en Estados Unidos alcanza al 82%. Las tasas más altas de aborto las encuentran para las mujeres entre 10 y 14 años de Hungría, mientras que la proporción de embarazos adolescentes que terminaron en aborto varía de 17% en Eslovaquia a 69% en Suecia. La preocupación por estos hechos radica en los riesgos sanitarios asociados al embarazo y parto con el deseo o planificación. La ambigüedad acerca del embarazo actuaría como barrera emocional por ejemplo para el inicio temprano de cuidados prenatales, evitar fumar u otras conductas preventivas (Joyce y Grossman, 1990).

La preocupación por bajar las tasas de fecundidad adolescente ha llevado a una prolífera investigación que busca comprender las consecuencias que tiene la maternidad precoz, especialmente en lo que refiere a niveles educativos y oportunidades futuras de la joven. Hay evidencia que sugiere que en la comparación entre grupos de mujeres que fueron madres antes de los 20 años y aquellas que no, las primeras tienen mayores costos sociales y personales, incluyendo abandono escolar temprano, menores logros educativos, mayor dependencia de la protección social, desvinculación conyugal, etc. (Furstenberg 1998, Buvinic, 1998; Rodríguez, 2005; Varela y Lara, 2011; Ashcraft et al, 2013; Ferre et al, 2013; Marcotte et al, 2013; Rodríguez 2014).

Los bajos resultados educativos y las escasas oportunidades que enfrentan las madres adolescentes se podrían explicar al menos a través de dos mecanismos. En primer lugar, a través de una relación directa de causa-efecto en la cual la maternidad precoz interrumpe el proceso de formación educativo con la consiguiente desvinculación de la joven de los ámbitos de formación y socialización, limitando no sólo su futuro educativo sino también sus oportunidades laborales. En este sentido hay

una amplia literatura que trata a la maternidad como exógena y encuentra efectos negativos de la maternidad temprana en los logros educativos de las mujeres (White y Moore, 1978; Upchurch y McCarthy, 1990; Forste y Tienda, 1992; Fergusson y Woodward, 2000).

Una segunda explicación es aquella en la que no existe una relación de causalidad entre ambos fenómenos, sino que la misma proviene de procesos de selección asociados con el riesgo de ser madre adolescente. Es amplia la literatura que muestra la mayor prevalencia de embarazo adolescente en mujeres provenientes de contextos socioeconómicos bajos y con mayor tendencia a mantener problemas de comportamiento (Geronimus y Korenman, 1992; Hoffman et al, 1993; Quinton et al, 1993; Moore et al, 1993; Ribar 1994a, 1994b; Klepinger et al, 1995; Hotz et al, 1995; Hoffman, 1998; Woodward y Fergusson, 1999; Keplinger et al, 1999; Plotnick, 2004; Frisco, 2008; Francesconi, 2008; Parkes et al, 2010; Miller, 2011; Marcotte et al, 2013). Por tanto, muchos de los factores inobservables determinantes del embarazo adolescente, son también factores que reducen el logro educativo y las oportunidades laborales, reflejando sesgo de selección en el cual ambos procesos son consecuencia de contextos familiares, sociales y personales que sitúan a algunas jóvenes bajo ambos riesgos. Para muchos autores, el fenómeno de la maternidad precoz no se puede comprender si no se reconoce la existencia de factores culturales, sociales y políticos que intervienen en el proceso reproductivo y en las expectativas que podrían tener las jóvenes sobre proyectos de vida alternativos (Furstenberg, 1998; Pantelides, 2004; Stern, 2004; Amorín et al, 2006; Furstenberg, 2007; Rodríguez, 2008).



### **3. Contexto institucional de Uruguay**

A partir de 2007 se impulsó en Uruguay la creación gradual de un Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS), con el objetivo de alcanzar una cobertura universal a través de un Seguro Nacional de Salud (MSP, 2010a, 2010b). El Seguro Nacional de Salud se financia con aportes patronales y de los trabajadores, los cuales son recaudados por el Banco de Previsión Social (BPS), volcados a un Fondo Nacional de Salud (FONASA) y administrados por la Junta Nacional de la Salud (JUNASA). Dichos aportes dan derecho a la atención de la salud de los trabajadores, sus cónyuges y concubinos dependientes y sus hijos menores de 18 años en cualquiera de los prestadores integrales del SNIS. Por su parte, la JUNASA firma contratos de gestión con los prestadores integrales, y paga a los mismos una “cuota salud” por cada beneficiario, cápita ajustada por edad y sexo de los usuarios (aproximadamente 92% de sus ingresos) más un pago por cumplimiento de las metas asistenciales (el 8% restante). Dichas metas están asociadas a indicadores de desempeño. En lo que respecta a la maternidad, apuntan a promover la captación precoz de la embarazada, con al menos un control prenatal en el primer trimestre, al menos seis visitas prenatales antes del parto y a mejorar el registro de las historias clínicas de las pacientes embarazadas en el SIP (JUNASA, 2010; González et al, 2010). Luego de un año de implementada la reforma, el 91% de los beneficiarios del SNIS había optado por prestadores privados (JUNASA, 2014).

En lo que respecta a la normativa y el debate público sobre la interrupción voluntaria del embarazo, Uruguay es singular en su trayectoria. El aborto en Uruguay fue legal entre 1934 y 1938, antecedido únicamente por la Unión Soviética que lo despenalizó en 1920. Esta liberalización tuvo, según algunos historiadores, su fundamento en el reconocimiento del aborto como el principal método contraceptivo de la época y una de las causas que favoreció el cambio del modelo demográfico vigente (Sapriza, 2011).

En 1938, el aborto es nuevamente castigado con penas que iban de tres a nueve meses de prisión para aquellas mujeres que consintieran la realización de un aborto (Ley 9.763). Eran eximentes los problemas económicos, el riesgo para la salud de la mujer y la violación. La ley, que estuvo vigente hasta el año 2012, instaló un sistema en el que no existían servicios legales de aborto para ninguna de las causales, realizándose en su

totalidad en el ámbito clandestino, muchas veces en condiciones de riesgo para la salud de la mujer (Abracinskas y López Gómez, 2004). Al ser una práctica ilegal, no se cuentan con estadísticas oficiales que den cuenta de la prevalencia, ni de su composición en cuanto a grupos socioeconómicos, edades, etc. A pesar de esto, distintas investigaciones con metodologías variadas han estimado su incidencia, mostrando cifras muy diversas (Abracinskas y López Gómez, 2007). Uno de los últimos estudios previos a la aprobación de la ley de IVE del 2012 estimaba, con datos promedio para el período 1999-2001, que en Uruguay se producían unos 33.000 abortos voluntarios anuales, lo que implicaba una tasa de aborto del 38.5 por cada mil mujeres entre 15 y 49 años (Sanseviero, 2003).

Esta información, sumada al aumento del número de muertes de mujeres a causa de abortos inseguros, ubica al aborto como el principal problema de la salud materna en Uruguay (Briozzo et al, 2002; Abracinskas y López Gómez, 2004). A los efectos de este trabajo, importa destacar las acciones implementadas a partir del 2002 por el grupo “Iniciativas sanitarias contra el aborto provocado en condiciones de riesgo” (actualmente Iniciativas Sanitarias). Este grupo, integrado por ginecólogos, epidemiólogos, parteras, enfermeras, asistentes sociales y psicólogos, desarrolló e implementó las “Normativas de atención sanitarias y medidas de protección materna frente al aborto provocado en condiciones de riesgo”<sup>2</sup>. Estas normativas constituyeron una guía de acción para el personal de la salud para la atención pre y post-aborto, en lo que se llamó un modelo de reducción de riesgos dentro del marco legal vigente hasta el momento. La consulta inicial de una mujer que desea abortar debía ir acompañada de información sobre las características y connotaciones del aborto, asesoramiento que desestimule su práctica como medida anticonceptiva, espacio para un período de reflexión, examen clínico, información sobre los cuidados pre-aborto, incluyendo la administración de antibióticos y el asesoramiento en el uso de medidas farmacológicas en caso que decidiera seguir adelante con el aborto (Briozzo, 2002; Briozzo et al, 2007)<sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup> La normativa fue aprobada por unanimidad por el Consejo de la Facultad de Medicina de la Universidad de la Republica, el Sindicato Médico del Uruguay y la Sociedad de Ginecología del Uruguay en 2001 y aprobada por el Ministerio de Salud Pública en 2004.

<sup>3</sup> El misoprostol, considerado el medicamento más eficaz para inducir el parto, es de venta controlada en farmacias y sólo estaba permitido su uso con fines obstétricos en pacientes hospitalizadas a partir del

En este marco, Uruguay reinicia en 2007 la discusión parlamentaria sobre la problemática del aborto a partir de una nueva Ley de “Salud Sexual y Reproductiva” (Ley 18.426). En noviembre de 2008, luego de ser aprobada la referida ley por la Cámara de Senadores, un veto presidencial deroga los artículos que reconocían el derecho de la mujer a decidir la interrupción voluntaria del embarazo.

A fines de 2011 se reedita la discusión sobre la despenalización del aborto a partir de la presentación en la Cámara de Diputados del Poder Legislativo de un nuevo proyecto de ley. Finalmente, el 22 de octubre de 2012 es sancionada la Ley 18.987 y reglamentada en diciembre de 2012 (Decreto 375/012).

El debate público sobre el tema, si bien continúa hasta el día de hoy, fue atenuado luego de que el 23 de junio de 2013 se realizara una consulta popular de voto no obligatorio para derogar la Ley, no alcanzándose el número requerido de adhesiones (votaron un 9% del total de habilitados cuando el número requerido era el 25%).

La Ley 18.987 permite la IVE dentro de las primeras 12 semanas de gestación, durante las cuales la mujer deberá comparecer ante una comisión integrada por al menos tres profesionales de los cuales uno deberá ser médico ginecólogo, otro especializado en el área de la salud psíquica y el tercero en el área social. Los profesionales deben explicarle los alcances de su decisión (riesgos inherentes a la práctica, alternativas al aborto provocado incluyendo los programas disponibles de apoyo social, económico y adopción, asesorarla para prevenir embarazos futuros, etc.) y la mujer debe informar sobre “*las circunstancias derivadas de las condiciones en que ha sobrevenido la concepción, situaciones de penuria económica, sociales o familiares o etarias que a su criterio, le impiden continuar con el embarazo en curso*” (artículo 2, Ley 18.987). Luego de un período de reflexión de cinco días, la mujer informa su decisión y en caso de ratificar su voluntad de interrumpir el embarazo ante el médico ginecólogo tratante, se le coordina de inmediato el procedimiento. En el caso de mujeres menores de 18 años, en la medida que el equipo interdisciplinario considere que tiene autonomía progresiva, pueden solicitar y consentir el procedimiento sin la opinión de sus padres.<sup>4</sup>

---

2006 por decreto del MSP. Esta situación restringió el acceso al medicamento en el mercado formal, generando un mercado informal y clandestino de venta de misoprostol.

<sup>4</sup> La autonomía progresiva reconoce la calidad de niños y adolescente de ejercer sus derechos y de asumir responsabilidades específicas conforme a la edad que esté viviendo (Convención Internacional de

De acuerdo a la Ley, los profesionales de la salud podrán manifestar objeción de conciencia para la realización del procedimiento de IVE, pudiendo revocarse de forma expresa en cualquier momento, bastando la comunicación a las autoridades de la institución. En el primer año de implementación, el 30% de los cargos de ginecólogos de las instituciones del Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS) manifestaron objeción.<sup>5</sup> Al existir elevada concentración de profesionales en la capital del país, Montevideo, se ha dado la situación que en un departamento del interior del país el 100% de los ginecólogos son objetores, debiéndose derivar los casos a departamentos vecinos.

Del mismo modo, las instituciones pueden manifestar objeciones de ideario, debiendo acordar con el Ministerio de Salud Pública (MSP) la forma de prestar este servicio a sus usuarias de forma tercerizada o permitir el cambio de institución. Al momento, dos instituciones por principios cristianos manifestaron no estar dispuestas a realizar abortos o prescribir medicación abortiva en sus instalaciones.

En octubre de 2014 el Tribunal de lo Contencioso Administrativo, ante una demanda presentada por un grupo de médicos, suspendió la aplicación de once artículos del decreto reglamentario de la Ley 18.987 referidos a la objeción de conciencia, entendiendo que si bien garantiza a los médicos el derecho de objeción de conciencia, el decreto reglamentario lo restringe. La suspensión de los artículos exime al personal de la salud de participar de los procedimientos previos y posteriores a la interrupción del embarazo, permite brindar información sobre alternativas destinadas a mantener el embarazo y exonera de la obligación de presentar por escrito su objeción de conciencia

---

Derechos del Niño (1989) y Código de la Niñez y la Adolescencia - Ley 17823). En el caso del procedimiento a seguir para la IVE de una adolescente menor de 18 años, el equipo interdisciplinario se encuentra obligado a la consideración de su autonomía progresiva (prevista además por las Leyes 18987 y 18426). De acuerdo al Manual de procedimientos para el manejo sanitario de la IVE (MSP, 2012) si se evalúa que la adolescente tiene “*Habilidad para comprender y comunicar informaciones relevantes y habilidad de reflexionar y elegir con un cierto grado de independencia*”, que “*la adolescente debe ser capaz de efectuar una elección sin que nadie lo obligue o manipule y considerar detalladamente la cuestión por sí misma*” y que tiene “*capacidad de comprender cuáles son las alternativas disponibles, manifestar una preferencia, formular sus preocupaciones y plantear las preguntas pertinentes*”; su sola voluntad definirá la continuidad del proceso. En caso contrario, se deberá consultar con padres y/o adulto referente. Si no existiera consenso la adolescente podrá concurrir ante Juez. “*En ningún caso la voluntad de interrupción de la gestación por parte de padres/adulto podrá imponerse a la voluntad contraria de la adolescente*” (MSP, 2012).

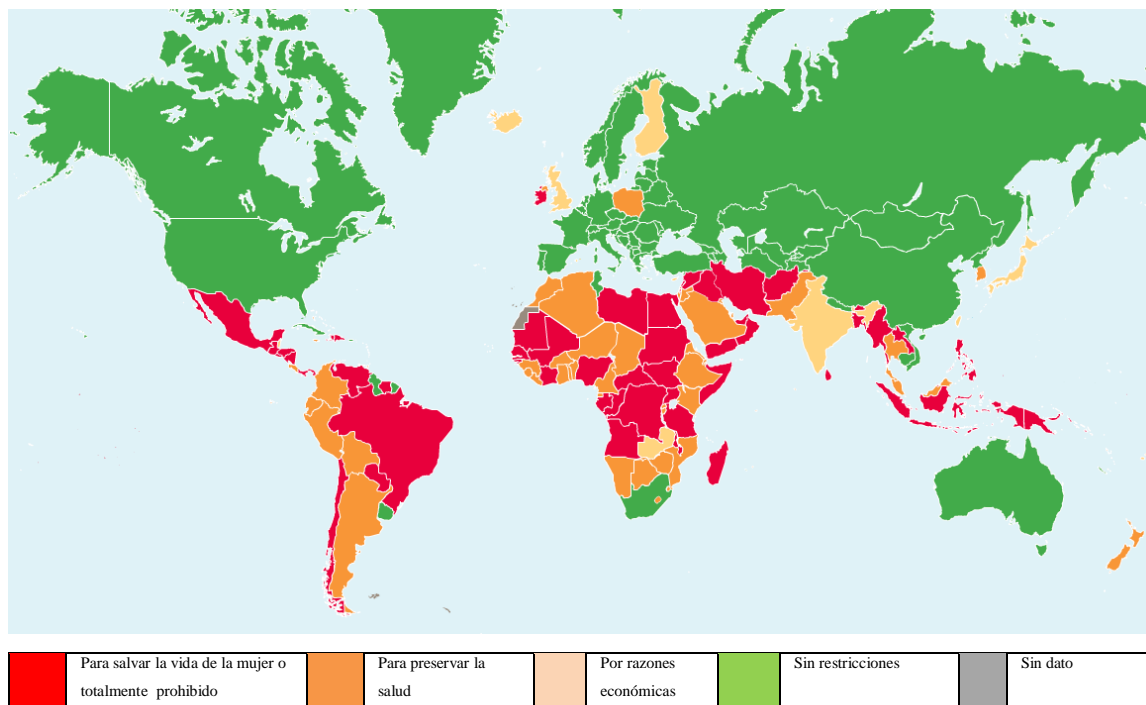
<sup>5</sup> Conferencia de prensa del MSP, balance del primer año de implementación de la Ley 18.987 ([http://www.msp.gub.uy/sites/default/files/archivos\\_adjuntos/conferencia%20prensa%20IVE%20FEBRE%20RO%202014.pdf](http://www.msp.gub.uy/sites/default/files/archivos_adjuntos/conferencia%20prensa%20IVE%20FEBRE%20RO%202014.pdf)). Se trata del único documento oficial que, al momento de escribir este trabajo, realiza un balance sobre las IVEs realizadas bajo la cobertura de la nueva normativa.

ante las instituciones para las que trabajan. Lo anterior podría tener consecuencias sobre la aplicación de los plazos establecidos en el decreto reglamentario, aunque no afecta el presente estudio debido a que el período analizado culmina en diciembre de 2013.

Entre diciembre de 2012 y noviembre de 2013 se realizaron 6.676 IVE, de los cuales el 19% fueron de mujeres menores de 20 años, el 41% se realizó en instituciones públicas y el 64% en Montevideo.<sup>6</sup> Estas cifras pueden estar subestimadas debido a que recién en junio de 2013 el 100% de las instituciones cumplieron con el envío de la información al MSP<sup>7</sup>.

A nivel mundial 69 países de un total de 196 permiten el aborto legal sin restricciones (Naciones Unidas, 2013). En el Gráfico 1 se observa que la mayoría de los países donde el aborto es legal se encuentran en Europa, América del Norte y Oceanía, constatándose la excepcionalidad del caso uruguayo en América Latina.

**Figura 1: Legislaciones sobre aborto en el mundo, 2014.**



Fuente: Centro para los derechos reproductivos ([www.reproductiverights.org](http://www.reproductiverights.org))

<sup>6</sup> Op. cit. nota 5.

<sup>7</sup> De acuerdo a información del MSP, en 2014 se registraron 8.500 IVE, lo que implica una tasa de aborto de 12 cada mil mujeres entre 15 y 45 años. Del total de IVE de 2014, el 18% fueron en menores de 20 años (<http://www.msp.gub.uy/noticia/interrupci%C3%B3n-voluntaria-de-embarazo>)

De acuerdo a estos datos, en el primer año de implementación de la Ley, Uruguay registró una tasa de aborto del 9 por cada 1000 mujeres entre 15 a 44 años, cifra similar al registro para Portugal, Italia o España, y bastante menor que la de países de la región como Cuba (ver Cuadro 1). El 6% de las mujeres que consultaron, optaron por no realizar la IVE después del período de reflexión.<sup>8</sup>

**Cuadro 1: Tasas de aborto (por mil mujeres de 15-44 años), fecundidad y mortalidad materna para países seleccionados.**

	Tasa de aborto (por cada 1.000 mujeres de 15-44)	Tasa de fecundidad (nacimientos por mujer)	Tasa de mortalidad materna (por cada 100.000 nacidos vivos)
Portugal (2010)	9,0	1,3	8
Italia (2010)	10,0	1,5	4
Finlandia (2010)	10,4	1,9	5
España (2010)	11,7	1,5	6
Guyana (2007)	12,2	2,2	280
Canadá (2009)	13,7	1,7	12
Australia (2010)	14,2	1,9	7
Francia (2009)	17,4	2,0	8
Estados Unidos (2008)	19,6	2,1	21
Suecia (2010)	20,8	1,9	4
Cuba (2010)	28,9	1,5	73

Fuente: Selección propia de países en base a datos de Naciones Unidas, Departamento de Asuntos Sociales y Económicos, División Población. Políticas mundiales de aborto, 2013.

<sup>8</sup> Op. cit. nota 5.

#### 4. Perfil demográfico global de Uruguay

Desde hace décadas se sitúa a Uruguay en una etapa avanzada de la transición demográfica<sup>9</sup> como consecuencia del temprano descenso de la fecundidad y la mortalidad. Este proceso se inicia en Uruguay mucho antes que la mayoría de los países latinoamericanos. En 1950 Uruguay presentaba una tasa global de fecundidad (TGF10) de 2.7 hijos por mujer, valor similar al de América Latina para el quinquenio 1995-2000 (2.8 hijos por mujer). En el transcurso de los siguientes años la fecundidad ha descendido hasta llegar en la actualidad a 2 hijos por mujer. Esto sumado a una estructura por edades en donde el 14% son personas mayores de 65 años, lleva a delinear las características del mapa demográfico uruguayo: alto grado de urbanización (95%), con un envejecimiento progresivo de la población y bajo crecimiento de la población (2,9% para el período 2005-2010)<sup>11</sup>.

**Cuadro 2: Indicadores demográficos seleccionados por países de la región, 2013.**

País/Región	Tasa global de fecundidad	Edad media de la fecundidad	Tasa de mortalidad infantil (por 1000)*	Esperanza de vida al nacer	Índice de envejecimiento (por 100)**	Tasa de crecimiento total (por 1000)
América Latina	2,2	27,0	18,6	74,3	39,6	10,6
Argentina	2,2	27,9	12,3	76,0	62,7	8,5
Brasil	1,8	26,1	19,0	73,2	47,2	7,8
Chile	1,8	27,6	6,8	78,9	67,4	8,4
Paraguay	2,7	28,3	27,4	72,4	25,8	15,9
Uruguay	2,0	27,6	8,9	77,0	86,5	3,4

Nota:\*Tasa de mortalidad infantil por 1000 nacidos vivos.\*\* Personas de 60 años y más por cada 100 menores de 15. Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL, revisión de 2013. La tasa de mortalidad infantil para Uruguay surge del Anuario Estadístico 2014 del Instituto Nacional de Estadística.

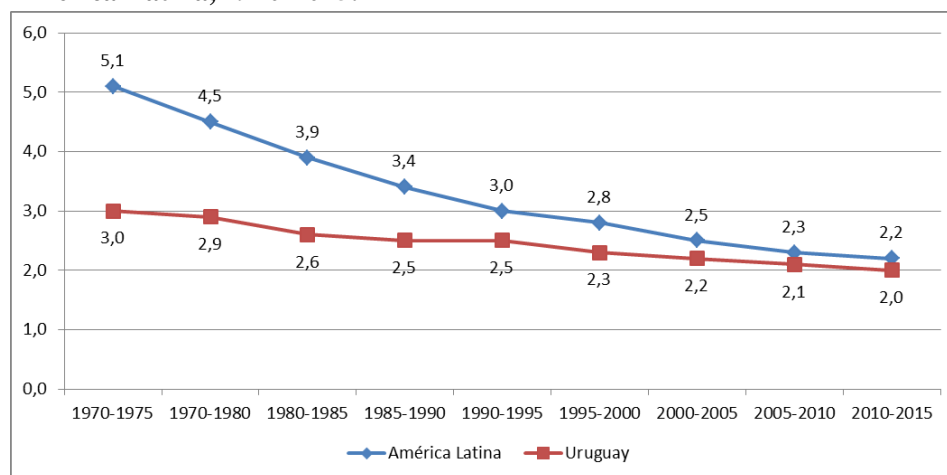
<sup>9</sup> La teoría de la transición demográfica intenta explicar los cambios que experimenta la dinámica demográfica de la población mundial. La primera etapa del proceso se caracteriza por el descenso sostenido de la mortalidad, y posteriormente de los niveles de fecundidad. A medida que se avanza se registran niveles bajos en ambas variables lo que provoca una reducción del crecimiento demográfico (CEPAL, 2014).

<sup>10</sup> La Tasa Global de Fecundidad es el número de hijos que en promedio tendría cada mujer de una cohorte hipotética de mujeres que cumpliera con dos condiciones: a) durante su período fértil tenga sus hijos de acuerdo a las tasas de fecundidad por edad de la población en estudio y b) no estuviera expuesta a riesgo de mortalidad desde su nacimiento hasta el término de su período fértil.

<sup>11</sup> Fuente: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL, revisión de 2013.

Al igual que la mayoría de los países de la región, las primeras dos décadas del siglo XXI, muestran un descenso sostenido de la fecundidad. En el caso de Uruguay este descenso ha sido más lento que el promedio de América Latina, alcanzando una tasa global de fecundidad menor a la del reemplazo poblacional<sup>12</sup> (2,04) recién en 2004, a pesar de haber comenzado el proceso hace ya más de 50 años.

**Gráfico 1: Tasa global de fecundidad, según quinquenios. Uruguay y promedio de América Latina, 1970-2015.**



Fuente: CELADE, Proyecciones de población 2013.

Este enlentecimiento es explicado por Varela et al (2008) en el desigual comportamiento reproductivo de mujeres de distintas áreas geográficas y fundamentalmente de estratos socioeconómicos. El incremento en la fecundidad de los sectores más pobres de la sociedad y el aumento de la fecundidad adolescente contribuyeron a promediar los bajos niveles reproductivos de las mujeres de nivel socioeconómico medio y alto, controlando de esa manera la velocidad del descenso de la fecundidad.

<sup>12</sup> Reemplazo poblacional refiere a la capacidad de una población de auto reemplazarse a través la reposición numérica de mujeres. El reemplazo de la población se sitúa en una tasa global de fecundidad por debajo de 2.1% hijos por mujer.

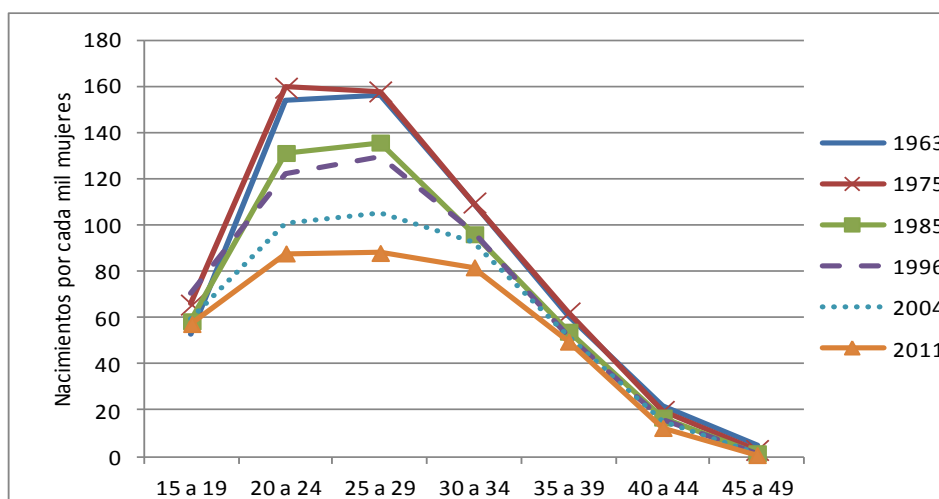


**Cuadro 3: Tasas de fecundidad por edad (por mil) y tasa global de fecundidad. Uruguay, 1963-2013.**

Tramos de edad	1963	1975	1985	1996	2004	2011	2013
10 a 14	1,1	1,2	1,2	1,8	1,4	1,7	1,5
15 a 19	53,1	65,7	58,5	70,6	59,5	57,3	60,9
20 a 24	153,5	159,4	131,2	122,3	100,7	87,8	91,6
25 a 29	155,7	157,8	135,7	129,4	105,5	88,0	89,0
30 a 34	109,6	109,8	96,1	97,4	92,4	81,8	83,9
35 a 39	60,6	62,3	54	52,2	51,9	49,7	50,5
40 a 44	21,5	19,8	16,9	15,6	15	12,4	13,1
45 a 49	4,7	2,9	1,5	1,0	1,0	0,7	0,8
TGF	2,80	2,89	2,48	2,45	2,08	1,90	1,96

Fuente: 1963-2004: Varela, (2007). 2011-2013: elaboración propia en base a Certificados de Nacido Vivo (MSP) y Proyecciones de Población 2013 (INE).

**Gráfico 2: Tasas de fecundidad por edad (por mil). Uruguay, 1963-2011.**



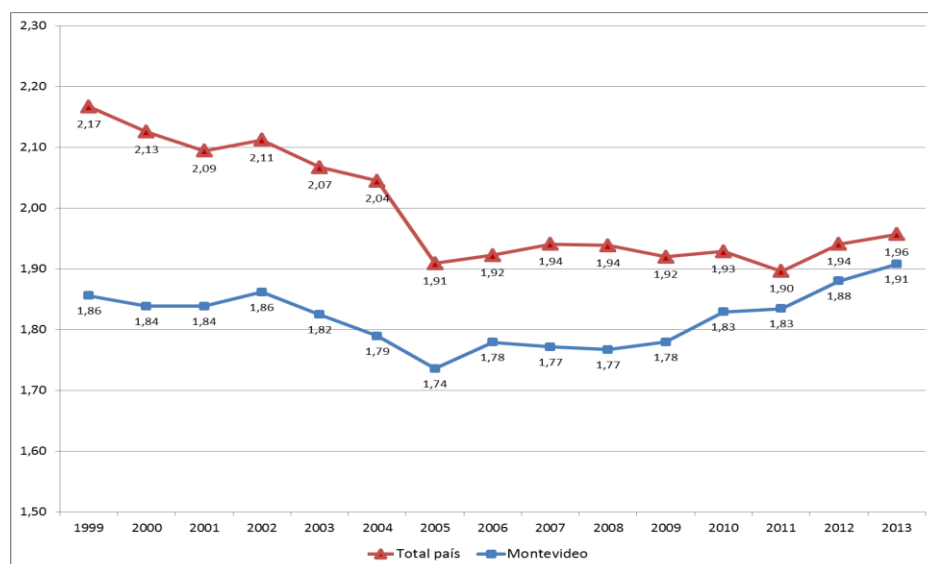
Fuente: 1963-2004: Varela, (2007). 2011-2013 Elaboración propia en base a Certificados de Nacido Vivo (MSP) y Proyecciones de Población 2013 (INE).

Uruguay registra en el entorno de los 50.000 nacimientos al año, de los cuales aproximadamente el 50% ocurren en la capital. Dado que Montevideo concentra la mayoría de los servicios de salud, un alto número de los nacimientos que ocurren allí provienen de localidades cercanas que no cuentan con centros hospitalarios o son casos de alto riesgo que son derivados a la capital. A los efectos de analizar el

comportamiento de la fecundidad de la población de Montevideo<sup>13</sup> se opta por elegir como variable de referencia el lugar de residencia de la madre a fin de depurar los casos antes mencionados y en el entendido que el lugar de residencia tiene efectos en los comportamientos de las personas a través de pautas de socialización o de modelos culturales diversos. En particular la fecundidad sigue trayectorias y ritmos diferentes dependiendo el espacio geográfico de residencia de la madre (Varela et al, 2008; Rodríguez, 2008).

Si bien históricamente Montevideo ha tenido tasas de fecundidad menores que el promedio general (en 1999 el promedio general era de 2.17 hijos por mujer, mientras que en Montevideo era de 1.86), el último quinquenio presenta una evolución ascendente en la fecundidad montevideana. Este comportamiento diferencial ha contribuido a que el promedio de hijos por mujer para el total del país se mantenga en cercano a 2.

**Gráfico 3: Tasa global de fecundidad. Total del país y Montevideo. 1999-2013.**



Fuente: Elaboración propia en base a Certificados de Nacido Vivo (MSP) y Proyecciones de Población 2013 (INE).

El Cuadro 4 permite analizar las variaciones de la fecundidad en la última década para Montevideo, encontrando en las edades más tempranas (15-19 años) y las más avanzadas (35-39 y 40-44) importantes variaciones positivas que estarían explicando el cambio de tendencia de la fecundidad en Montevideo en los últimos años.

<sup>13</sup> Ya que como se explicará más adelante trabajaremos exclusivamente con datos para Montevideo.

Cabe señalar que, consistentemente con otros estudios, la fecundidad en las edades cúspide de la fecundidad (20 a 29 y 30 a 34 años) mantiene la tendencia a la baja tanto para Montevideo como para el promedio general (Varela et al, 2008).

**Cuadro 4. Tasas de fecundidad por edad. Total del país y Montevideo. 2000 a 2013.**

Tramos de edad	Región	2000	2005	2010	2013	Variación 2000-2013 (%)
15-19	Total país	64,5	59,9	59,9	60,9	-5,6
	Montevideo	50,5	50,3	53,9	59,8	18,3
20-24	Total país	98,0	89,5	90,5	91,6	-6,5
	Montevideo	75,1	71,1	75,1	79,2	5,5
25-29	Total país	99,3	92,1	88,3	89,0	-10,3
	Montevideo	84,5	83,0	78,0	77,6	-8,1
30-34	Total país	100,8	79,6	83,5	83,9	-16,7
	Montevideo	97,8	82,6	88,3	89,5	-8,5
35-39	Total país	47,9	46,0	49,0	50,5	5,4
	Montevideo	47,6	46,8	56,3	58,0	21,9
40-44	Total país	12,4	12,6	12,4	13,1	6,0
	Montevideo	10,5	11,4	12,4	15,2	44,3

Fuente: Elaboración propia en base a Certificados de Nacido Vivo (MSP) y Proyecciones de Población 2013 (INE).

## **5. Las adolescentes uruguayas**

### **5.1. Perfil demográfico de las adolescentes uruguayas**

En lo que respecta a la fecundidad adolescente, el fenómeno cobra relevancia en Uruguay a partir de la constatación a comienzos de la década del noventa, de que una de cada cuatro jóvenes entre 15 y 24 años había tenido su primer hijo antes de los 20 años (Lauraga, 1995). Los datos del censo de 1996, comparados con los de 1963, mostraban un crecimiento de la fecundidad adolescente del 33% para las mujeres entre 15 y 19 años y 66% para las mujeres entre 10 y 14 años y un descenso sostenido de la reproducción en las mujeres de 20 a 29 años (Cuadro 2), aumentando así la contribución de las adolescentes a la tasa de fecundidad total (Cuadro 4).

La fecundidad adolescente presenta un comportamiento que es atípico si se lo compara con la tasa de fecundidad general. Mientras que el número de hijos por mujer disminuye de forma constante desde hace décadas, la reproducción en edades tempranas ha mostrado un comportamiento oscilante y una fuerte resistencia a descender (Varela, 2004; Paredes y Varela, 2005; Varela y Fostik, 2011). En 2013 se registraron 8000 nacimientos de madres entre 15 y 19 años, lo que implica que 61 de cada mil adolescentes fueron madres en ese año, cifra que si bien es inferior a la de 1996, está muy por encima de las registradas en 1963. Para Varela et al (2008) el aumento de la fecundidad adolescente en los últimos 50 años ha sido el cambio más importante en el comportamiento reproductivo de las mujeres uruguayas, siendo el principal responsable del mantenimiento del nivel de reproducción del país.

**Cuadro 5: Estructura de la fecundidad por edad. Uruguay, 1963-2013.**

Tramos de edad	1963	1975	1985	1996	2004	2011	2013
10 a 14	0,2	0,2	0,2	0,4	0,4	0,4	0,4
15 a 19	9,5	11,3	11,8	14,4	15,1	15,1	15,6
20 a 24	27,4	27,5	26,5	24,9	24,3	23,1	23,4
25 a 29	27,8	27,3	27,4	26,4	25,7	23,2	22,8
30 a 34	19,6	19	19,4	19,9	20,3	21,6	21,4
35 a 39	10,8	10,8	10,9	10,6	10,7	13,1	12,9
40 a 44	3,8	3,4	3,4	3,2	3,3	3,3	3,4
45 a 49	0,8	0,5	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: 1963-2004: Varela, (2007). 2011-2013 Elaboración propia en base a Certificados de Nacido Vivo (MSP) y Proyecciones de Población 2013 (INE).

A nivel mundial, la tendencia general de los últimos 30 años ha sido la disminución de las tasas de fecundidad adolescente, con excepción de América Latina y el Caribe que aparece como un caso excepcional. Entre 1970 y 2000 es la única región que incrementa la tasa de fecundidad adolescente, no acompañando el dramático descenso que tuvo la fecundidad total en la región (Rodríguez, 2014). Por su parte, Estados Unidos, aparece como el país desarrollado con mayores cifras de embarazo adolescente, ubicándose inclusive con tasas mayores a las de algunas regiones de África, explicando, en parte, la abundante literatura del tema proveniente de ese país (Singh y Darroch, 2000; Santelli et al, 2007).

**Cuadro 6: Indicadores demográficos por regiones mundiales. 1950-2013.**

	1950-1955		2005-2010		2013
	TGF	Tasa 15-19	TGF	Tasa 15-19	Tasa de mortalidad materna*
Mundo	4,9	89,8	2,5	48,9	210
África	6,6	146,6	4,9	109,0	460
Asia	5,8	101,3	2,3	34,8	150
Europa	2,7	26,9	1,5	19,2	15
América Latina y el Caribe	5,9	101,2	2,3	73,2	80
América del Norte	3,4	82,6	2,0	37,3	20
Oceanía	3,8	52,7	2,5	32,8	93

Nota: \*Por cada 100000 nacidos vivos. Fuente: <http://esa.un.org/wpp/Excel-Data/fertility.htm>

## 5.2. Determinantes del embarazo adolescente

El embarazo adolescente se asocia con un contexto social complejo y desfavorable para las mujeres con fuertes implicancias a nivel individual, familiar y social. A nivel individual, la entrada prematura a la vida adulta disminuye las posibilidades de formación educativa de las adolescentes, así como la participación en actividades de esparcimiento y recreación características de esta etapa. En lo familiar, la maternidad adolescente provoca cambios en el funcionamiento de las familias dado que la dependencia económica y afectiva de la madre (o la pareja, en el mejor de los casos) adolescente conlleva a que los restantes miembros del hogar deban brindar apoyo en la crianza. A esto se suma la alta proporción de embarazos adolescentes fuera de uniones consensuales, lo cual puede llevar a procesos de crianza con múltiples desventajas (Rodríguez, 2005). En lo social, la preocupación viene dada por la prematura ubicación de la mujer en un rol preponderantemente doméstico, desplazándola de los ámbitos de socialización propios de la edad, limitando el desarrollo personal, de formación y de inserción en el mercado laboral.

El fenómeno ha estado aún más en el centro de atención ya que desde los primeros estudios para Uruguay se muestra la fuerte asociación que tiene la maternidad adolescente con la pobreza (Paredes y Varela, 2005; Varela et al, 2008; Varela et al, 2013).

A efectos de contribuir a la descripción de este fenómeno, se analiza una encuesta específica a mujeres adolescentes montevidéanas, que a través de un análisis multivariado nos permite confirmar algunas de las características del fenómeno de la fecundidad adolescente, de la cual estudios previos ya nos han informado.

En el año 2011, a partir de la iniciativa de la División de Salud Sexual y Reproductiva del MSP se realizó la Encuesta sobre Salud Sexual y Reproductiva (ESSR) en adolescentes mujeres de 14 a 19 años residentes en Montevideo.<sup>14</sup> El 65% de

---

<sup>14</sup> La ESSR fue aplicada por la consultora Equipos Mori entre agosto y setiembre de 2011. El diseño muestral fue aleatorio, estratificado por zonas y nivel socioeconómico. Con el objetivo de contar con al menos un grupo de 150 adolescentes madres o embarazadas, se realizó una búsqueda de adolescentes en estas condiciones dentro de las zonas sorteadas en la muestra. Finalmente se aplicó un cuestionario en la modalidad entrevista cara a cara a 470 jóvenes. La encuesta releva información específica y detallada sobre historia reproductiva, relaciones afectivas, actitudes y valores acerca del sexo, hábitos y prácticas habituales sobre sexualidad, conocimiento y uso de métodos anticonceptivos, proyectos y expectativas

las adolescentes que experimentaron un embarazo, indican que el mismo no fue planificado. Este porcentaje es mayor cuando la edad del primer embarazo es menor (81% para las adolescentes entre 14 y 15 años) y con menor nivel educativo de la madre de la encuestada. Si bien un alto porcentaje de jóvenes abandona el sistema educativo antes de quedar embarazada (45%), el porcentaje de asistencia de aquellas que estuvieron embarazadas o son madres actualmente se reduce significativamente (15%).

Del total de jóvenes que no experimentaron un embarazo, el 47,7% indican haberse iniciado sexualmente. En lo que respecta al conocimiento de métodos anticonceptivos, los preservativos y las pastillas anticonceptivas aparecen como los métodos de más conocidos, encontrándose diferencias significativas entre el grupo de adolescentes que estuvo alguna vez embarazada y aquellas que nunca experimentaron un embarazo (pastillas anticonceptivas 96% y 87%; preservativo masculino 97% y 92% respectivamente). En el caso del uso frecuente de algún método, el preservativo aparece como el método más frecuente, aunque sin diferencias estadísticamente significativas para ambos grupos (80% y 87% respectivamente)<sup>15</sup>. Estos resultados son coincidentes con estudios posteriores sobre adolescentes en Uruguay (MYSU, 2013).

A efectos de avanzar en el estudio de los determinantes del embarazo en la adolescencia se aplica un análisis multivariado de la ESSR. En este sentido, es necesario tener presentes una serie de problemas metodológicos asociados con los clásicos problemas de endogeneidad: variables relevantes omitidas (características biológicas que tengan que ver con la capacidad reproductiva de la mujer, etc.), errores de medida en los regresores, sesgo de selección, o simultaneidad. En este último caso, la probabilidad de que una adolescente experimente un embarazo es el resultado de un proceso endógeno a otras decisiones de la vida (inicio sexual, casarse o vivir en pareja, decisiones sobre el método anticonceptivo a usar, permanencia o no en el sistema educativo, inicio de la vida laboral, etc.).

---

futuras, conductas saludables y riesgosas; así como información sobre trayectoria educativa, vínculos con el ámbito laboral, vínculos con familiares y amigos, y nivel socioeconómico del hogar.

<sup>15</sup> Se realizan pruebas de diferencia de proporciones al 95% de confianza. En primer lugar, se contrasta la diferencia en la proporción del conocimiento de preservativo y del conocimiento de pastillas anticonceptivas en ambos grupos. En segundo lugar, la diferencia en la proporción del uso frecuente de preservativo en ambos grupos.

Por tal motivo, y a efectos de avanzar en la caracterización de los determinantes de la maternidad en la adolescencia, se estima un modelo bivariado para la probabilidad de que la adolescente se inicie sexualmente y la de tener un embarazo en la adolescencia. A estos efectos, se especifican las variables dicotómicas, *embarazo\_adolescente*, que toma el valor 1 si la adolescente declara haber estado embarazada al menos una vez e *inicio\_sexual*, que toma el valor 1 si la joven se inició sexualmente y 0 en caso contrario. En la medida que se trata de dos variables binarias, se emplea un modelo econométrico del tipo *probit bivariado* (Maddala, 1983), en donde los términos de error de ambas ecuaciones ( $u_1, u_2$ ) se asumen como iid y siguen una distribución normal bivariada con media cero y varianza unitaria, siendo  $\rho = corr(u_1, u_2)$ . La condición de exogeneidad puede ser establecida en términos de  $\rho$ , el cual puede ser interpretado como la correlación de las variables explicativas inobservables y/o observables omitidas de ambas ecuaciones. La prueba de Wald para  $\rho$ , implica que en caso de no rechazar la hipótesis nula, no es necesaria la estimación conjunta de ambas decisiones.

Los controles a considerar se clasificarán de acuerdo a aquellos factores determinantes próximos de la fecundidad, determinantes socioeconómicos individuales o del hogar y determinantes contextuales (Flórez, 2005; Di Cesare y Rodríguez, 2006; Davis y Blake, 1956). Los determinantes próximos son factores biológicos y de conducta a través de los cuales variables económicas, culturales y ambientales afectan los niveles y patrones de la fecundidad. La situación conyugal, la edad a la primera relación sexual y el uso de métodos anticonceptivos determinan el grueso de la exposición al embarazo (Bay et al, 2003).

#### *Determinantes próximos*

Se consideró el estado conyugal, definiendo una variable binaria, *casada* que toma el valor 1 si la adolescente estaba casada o en unión libre al momento de quedar embarazada por primera vez. La edad de la mujer en la primera relación sexual, se incluye en el modelo condicional a haberse iniciado sexualmente y se especifica a través de una variable continua (*edad\_inicio*), que permite captar parte del comportamiento sexual de las adolescentes. Una iniciación sexual más precoz aumenta el riesgo de exposición al embarazo y empíricamente se verifica que una iniciación más temprana conduce a mayores niveles de embarazo adolescente (Manlove et al, 2000). Otro



aspecto del comportamiento sexual debería captarse a través de la regularidad de las relaciones sexuales pero este es un aspecto del cual se tiene escasa o nula información en la mayoría de las encuestas. Si bien el uso de métodos anticonceptivos ha sido el factor relevante a la hora de explicar las caídas abruptas en el nivel de fecundidad en el mundo (CEPAL/CELADE, 2004), su utilización efectiva depende de diversos factores tales como la disponibilidad, la voluntad individual, así como de la aceptación social de los mismos. A los efectos de captar el efecto de su uso, se especifica una variable binaria *usó\_método* que vale 1 si la joven usó un método anticonceptivo en la primera relación sexual. Elegir utilizar la información relativa a la primera relación sexual en lugar de la última resulta más adecuado, no porque represente una garantía de continuación en el cuidado anticonceptivo, sino porque muestra una actitud e intención de protegerse y por tanto de prevenir embarazos no planeados. El 74% de las adolescentes encuestadas declara haber usado condón, 12% pastillas o píldoras y el 1% otros métodos (DIU y coito interrumpido) en su primera relación sexual.

#### *Determinantes individuales y del hogar*

Se especifica edad actual de la encuestada, medida a través de variables binarias por tramos de edad (*edad\_14a16* -omitida-, *edad\_17a19*). A modo de captar la educación y la inserción en el sistema educativo de la adolescente, y dadas las limitaciones de la encuesta y que la adolescente se encuentra en etapa formativa, se optó por especificar la variable binaria *repitió\_primaria* que toma valor 1 en tal caso. Como forma de capturar el capital social de la adolescente, se especificó la variable binaria *participa* si la adolescente declara participar en al menos una de las siguientes actividades: grupos religiosos, organizaciones estudiantiles, grupos de teatro, música o danza, asociaciones juveniles, partidos o grupos políticos, organizaciones sociales del barrio o clubes deportivos. Como determinantes del hogar, y dada la escasa información socioeconómica brindada por la ESSR, se construye un *Índice de privación* a partir de la disponibilidad de un conjunto de bienes y servicios en el hogar (heladera con freezer, más de dos televisores a color, automóvil, tarjeta internacional, dos o más baños, servicio doméstico). El mismo pondera cada bien por la inversa de su varianza en la muestra, toma el valor 1 si el hogar tiene una carencia total de los bienes considerados y 0 en el caso de poseerlos todos. Como forma de capturar el ambiente educativo del hogar, se especifican un conjunto de variables que den cuenta del nivel educativo de la madre de la adolescente. La correlación positiva entre educación materna y desempeño

de los hijos está ampliamente estudiada (Carneiro et al, 2013). En este sentido, se especifican cuatro variables binarias del nivel educativo de la madre de la adolescente: *madre\_primaria* toma el valor 1 para aquellas madres con primaria completa o incompleta; *madre\_ciclo\_básico* toma el valor 1 para aquellas con primer ciclo de secundaria (hasta 9 años de educación); *madre\_segundo\_ciclo* con valor 1 para quienes alcanzaron segundo ciclo de secundaria; y *madre\_terciaria* toma valor 1 para quienes tienen estudios terciarios. La influencia que la familia ejerce en la joven no solo se ejerce a través de su estructura sino también por medio del control o supervisión que los padres ejercen y que pueden afectar las decisiones de la adolescente en lo que respecta a su conducta sexual y reproductiva. En este sentido se especifica una variable que da cuenta del grado de control parental que los padres ejercen sobre la joven. La variable *control\_parental* toma el valor 1 si la joven declara que sus padres siempre saben dónde y con quién está cuando no está en su casa. Para detectar el efecto intergeneracional de la maternidad adolescente, se especifica *madre\_adolescente* que toma el valor 1 si la madre de la adolescente fue madre por primera vez durante su adolescencia.

En lo que refiere al comportamiento reproductivo, si bien la evidencia aún no es contundente, se encuentra que las elecciones que realizan los adolescentes en esa materia están, en parte determinadas por la aceptación o difusión que ese comportamiento tiene entre el grupo de pares. Por ejemplo, algunos trabajos encuentran que la proporción de amigos cercanos que son sexualmente activos es un importante predictor de la iniciación sexual (Romer et al, 1994; Ali, 2011). En este sentido, se especifica una variable que intenta de alguna manera recoger este efecto de pares: *amigas\_adolescente* y que toma el valor 1 si la adolescente tiene una hermana o amiga que haya sido madre durante la adolescencia.

#### *Determinantes contextuales*

Finalmente, el contexto sociocultural y normativo en el que la adolescente vive, pauta las prácticas y discursos sobre la sexualidad, la vida en pareja, el comportamiento reproductivo o la familia. Como forma de aproximar a estos procesos, se agrupan las opiniones de la adolescente en tres tópicos: actividad sexual, pareja y maternidad. Utilizando análisis factorial por componentes principales, se definen los valores propios de cada componente, como la suma de las correlaciones al cuadrado de dicho componente con las variables originales, lo que se interpreta como la cantidad de la

varianza total que es explicada por el componente. Se optó por utilizar el número de factores que tengan un valor propio mayor o igual a 1 (regla de Guttman- Kaiser). En el primer grupo de opiniones (*opinión\_sex*) los factores evaluados refieren a respuestas de acuerdo o muy de acuerdo con alguna de estas afirmaciones: “*para tener relaciones sexuales es imprescindible estar enamorada*”; “*yo no podría tener relaciones sexuales con alguien al menos que antes estuviese comprometida con esa persona*”; “*la mejor forma de evitar embarazos no deseados para las adolescentes es esperar a casarse para tener relaciones sexuales*”; y en desacuerdo con “*podría sentirme bien teniendo una relación sexual con una persona que me resultase atractiva aunque no la conozca bien*”. En segundo lugar, se intentó agrupar el conjunto de opiniones relacionadas con la relación con la pareja. La existencia de relaciones de poder desiguales entre hombres y mujeres puede contribuir a pautar el comportamiento sexual entre los adolescentes. Si la capacidad de decisión, de negociación o la adopción de conductas preventivas tales como la abstinencia sexual o el uso de métodos anticonceptivos de las jóvenes está pautada por relaciones desiguales, es probable que existan efectos relacionados a embarazos no deseados o enfermedades de transmisión sexual (Stern, 2004; Rodríguez, 2008). En este sentido, la variable *opinión\_pareja* evalúa los siguientes factores: estar de acuerdo o muy de acuerdo con: “*es muy difícil convencer a los varones de que usen preservativo*”; “*usar preservativo interfiere con el disfrute sexual*”; “*pedirle a tu novio o pareja que use preservativo es un signo de falta de confianza*”; “*es responsabilidad exclusiva del varón llevar los preservativos*”. Por último, se agruparon aquellas opiniones referentes a la maternidad (*opinión\_maternidad*), si la joven está de acuerdo o muy de acuerdo con: “*cuidar a los hijos es tarea principalmente de la mujer*”; “*para mí lo más importante es formar una familia*”; “*una mujer se realiza plenamente cuando se convierte en madre*”.

Por último, y con el objetivo de capturar algún efecto de política se incluye la variable *educación\_sexual* que vale 1 si la adolescente indica haber recibido cursos formales de educación sexual. En el cuadro 7 se presentan los estadísticos descriptivos.

**Cuadro 7: Estadísticos descriptivos (promedio y desviación estándar) de la Encuesta sobre Salud Sexual y Reproductiva, Montevideo 2011.**

Variable	Media	Desvio estándar
Embarazo adolescente	0,303	0,460
Iniciación sexual	0,668	0,471
Embarazo no planificado	0,655	0,477
Edad_inicio	15,122	1,349
Usó_método	0,872	0,335
Casada	0,324	0,470
Edad de la encuestada		
Edad_14 a 16	0,423	0,495
Edad_17 a 19	0,577	0,495
Repitió_primaria	0,360	0,480
Madre_adolescente	0,481	0,500
Amigas_adolescente	0,651	0,477
Educación de la madre de la encuestada		
Madre_primaria	0,368	0,483
Madre_ciclo_básico	0,291	0,455
Madre_segundo_básico	0,201	0,401
Madre_terciaria	0,140	0,347
Índice de privación	0,312	0,185
Participa	0,302	0,460
Control_parental	0,536	0,499
Educación_sexual	0,768	0,423

Nota: Para las variables binarias la media corresponde con la frecuencia

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la ESSR

La estimación del *probit bivariado* (Cuadro 8), muestran que no se rechaza la hipótesis de exogeneidad de la iniciación sexual en el embarazo adolescente ( $\rho = 0$ ), por lo tanto los factores inobservables que afectan ambas decisiones son diferentes, debiéndose realizar estimaciones por separado. Es importante tener en cuenta que no se cuenta con restricciones de exclusión lo cual puede estar afectando este resultado.

**Cuadro 8: Resultados de la estimación *probit* bivariada de embarazo adolescente e iniciación sexual.**

	Embarazo adolescente	Iniciación sexual
Edad_17a19	0.954*** (5.530)	1.295*** (7.134)
Repetió_primaria	0.226 (1.309)	-0.0548 (-0.249)
Madre_adolescente	0.0676 (0.407)	0.287 (1.505)
Amigas_adolescente	0.417** (2.288)	0.613*** (3.170)
Madre_primaria	0.723** (2.190)	0.614* (1.919)
Madre_ciclo_básico	0.414 (1.360)	0.742** (2.533)
Madre_segundo_ciclo	-0.0762 (-0.231)	0.249 (0.886)
Índice de privación	0.262 (0.520)	0.0522 (0.0994)
Participa	-0.553*** (-3.035)	-0.390** (-2.233)
Control_parental	-0.369** (-2.341)	-0.200 (-1.204)
Opiniónsexo	-0.188*** (-2.897)	-0.169** (-2.485)
Opinión_pareja	-0.132** (-2.126)	-0.544*** (-6.570)
Opinión_maternidad	0.259*** (3.953)	0.135* (1.947)
Educación_sexual	-0.0922 (-0.549)	0.190 (0.939)
Constante	-1.773*** (-5.381)	-1.108*** (-3.663)
Test de Wald $\rho = 0$	chi2(1) = 2.40373	Prob > chi2 = 0.1210
Observaciones	400	400

Nota: \*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%. Entre paréntesis se muestran los errores estándar robustos. Fuente: Elaboración propia en base a datos de la ESSR

Por tanto, se estima un modelo *probit* de la probabilidad de quedar embarazada en la adolescencia solo para aquellas que declaran haber iniciado la vida sexual. El Cuadro 9 muestra los efectos parciales del modelo *probit*. La edad, el haber repetido primaria, la educación de la madre de la adolescente y opiniones más tradicionales sobre el rol de la maternidad tienen una correlación positiva con la probabilidad de experimentar un embarazo en la adolescencia. La educación vuelve a aparecer como un factor de protección frente a embarazos en etapas tempranas, a través de dos mecanismos. Por un lado, el de la propia inserción de la adolescente en el sistema

educativo; y por el otro la transmisión intergeneracional de valores, conductas e información, a través de la educación de su madre.

Por otra parte, el atraso en la iniciación sexual, la participación de la adolescente en grupos y actividades sociales, opiniones menos liberales sobre el comportamiento sexual en las adolescentes y un alto grado de control parental aparecen correlacionados negativamente con la probabilidad de experimentar un embarazo en la adolescencia.

Sin embargo, no se encuentra ninguna asociación entre el embarazo adolescente y la influencia de los pares, el nivel socioeconómico del hogar, el haber recibido educación sexual, el haber usado métodos anticonceptivos en la primera relación sexual, ni con tener opiniones conservadoras sobre el uso de métodos anticonceptivos.

**Cuadro 9: Resultados de las estimaciones *probit* de tener un embarazo en la adolescencia, efectos marginales.**

	Efectos marginales
Edad_17a19	0,300*** (0,071)
Edad_inicio	-0,068** (0,028)
Usó_método	-0,129 (0,112)
Repitió_primaria	0,129** (0,075)
Madre_adolescente	0,003 (0,072)
Amigas_adolescente	0,073 (0,079)
Madre_primaria	0,246*** (0,094)
Madre_ciclo_básico	0,137 (0,092)
Índice de privación	0,091 (0,233)
Participa	-0,168* (0,074)
Control_parental	-0,132* (0,068)
Opiniónsexo	-0,052* (0,027)
Opinión_pareja	0,037 (0,038)
Opinión_maternidad	0,104*** (0,033)
Educación_sexual	-0,028 (0,077)
Observaciones	265
Proporciones correctas	72,83
Pseudo_R2	0,226

Nota: Los efectos marginales están evaluados en la media de las variables. \*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%. Entre paréntesis se muestran los errores estándar robustos.

Finalmente, y dado que como fue mencionado anteriormente el 65% de los embarazos de las adolescentes fue no planificado, se estima a través de un modelo *probit* la probabilidad de tener un embarazo no planificado durante la adolescencia para aquellas mujeres que experimentaron un embarazo. El Cuadro 10 muestra los efectos parciales del modelo, encontrando que los determinantes próximos (haber usado un método anticonceptivo en la primera relación sexual y estar casada) son los que tienen una mayor correlación con la probabilidad de tener un embarazo no planificado.

**Cuadro 10: Resultados de las estimaciones *probit* de tener un embarazo no planificado en la adolescencia, efectos marginales.**

	Efectos marginales
Edad_17a19	-0,070 (0,123)
Edad_inicio	-0,046 (0,039)
Usó_método	-0,222*** (0,072)
Casada	-0,338*** (0,096)
Repitió_primaria	-0,055 (0,091)
Madre_adolescente	-0,071 (0,090)
Amigas_adolescente	-0,094 (0,098)
Madre_primaria	-0,219 (0,167)
Madre_ciclo_basico	-0,137 (0,219)
Índice_privación	-0,635** (0,265)
Participa	-0,041 (0,139)
Opinión_maternidad	0,042 (0,047)
Control_parental	-0,127 (0,091)
Observaciones	127
Proporciones correctas	75,59
Pseudo_R2	0,225

Nota: Los efectos marginales están evaluados en la media de las variables. \*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%. Entre paréntesis se muestran los errores estándar robustos.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la ESSR

## 6. Datos y metodología

### 6.1. Base de datos

Se utiliza los nacimientos de madres menores de 20 años registrados en la base de datos del Sistema de Información Perinatal (SIP). El SIP es creado por el Centro Latinoamericano de Perinatología y Desarrollo Humano (CLAPDH, OPS/OMS) en el año 1983 con el objetivo de monitorear la salud maternal, perinatal e infantil en América Latina y el Caribe. Los instrumentos que utiliza el sistema son los formularios de uso clínico en ginecología y neonatología (Historia Clínica Perinatal, Carné Perinatal y Hospitalización Neonatal), los cuales buscan estandarizar la información y facilitar su utilización a través del uso común de un software. La información es completada por un profesional de la salud y después ingresada al SIP.<sup>16</sup>

La base de datos del SIP cuenta con características únicas al brindar información temporal y espacial muy precisa que incluye datos de la madre (edad, estado civil, nivel educativo, así como indicadores de su salud), de su embarazo (calendario de controles prenatales, fecha de parto, semanas de gestación, terminación del parto, análisis clínicos, etc.) y del recién nacido (peso al nacer, resultado del Test de Apgar, etc.). Por otra parte, y tal como como se ha mencionado, permite conocer si el embarazo que culmina en un nacimiento fue planeado o no, variable clave para este estudio. El carácter planeado o no del embarazo es completado en la Historia Clínica Perinatal y preguntado por el ginecólogo tratante en la primer consulta del embarazo. Es importante destacar que lo que aquí se pregunta es “embarazo planeado” y no “embarazo deseado”. Tal como señalan Abracinskas y López Gómez (2007), un embarazo no planeado puede convertirse en uno deseado si la mujer continúa adelante con el mismo. Si bien podrían existir dudas respecto a la confiabilidad de esta variable, es considerada fiable a nivel de la clínica por parte de los ginecólogos, presentando menos de un 5% de no respuesta.

Si bien Uruguay incorpora el SIP en 1990, a partir del 2008 con la reforma del sistema sanitario y la incorporación de un conjunto de metas prestacionales, se amplía la cobertura del SIP. Dichas metas, que entraron en vigencia en julio de 2008, están asociadas a una serie de indicadores de desempeño, por el cual el MSP paga un

---

<sup>16</sup> <http://www.clap.ops-oms.org/sistemas/>



incentivo económico a las instituciones de asistencia médica. En el área de atención a la maternidad, un objetivo cuantitativo fue aumentar la proporción de embarazos con una visita inicial en el primer trimestre y al menos seis visitas prenatales antes del parto y mejorar el registro de las historias clínicas de las pacientes embarazadas en el SIP (JUNASA, 2010; González et al., 2010). La cobertura del SIP es comparada con la de los Certificados de Nacido Vivo (CNV) y de Defunción Fetal, ambos de registro universal en todo el país, observándose el aumento sistemático de la misma en los últimos años. El incremento en la cobertura se ha dado particularmente en el interior del país, debido tanto a la mejora del registro por parte de centros que ya lo completaban, como a la incorporación en el registro de algunos hospitales.

Por este motivo, para este trabajo se opta por considerar los nacimientos ocurridos en Montevideo para los 15 principales centros de salud (públicos y privados), para los cuales el SIP ofrece una cobertura universal en el período de análisis. Los nacimientos de esas instituciones representan, según los CNV, el 90% del total de nacimientos de Montevideo y el 47% del total país.

A efectos de considerar años pre y post cambio normativo respecto a la IVE, se trabaja con los nacimientos de adolescentes de Montevideo ocurridos entre 2010 y 2013, siendo el 2013 el último año disponible. Se elige 2010 como año de inicio del análisis por dos razones. Por una parte, la metodología utilizada no requiere utilizar largos períodos de tiempo, de hecho como se verá en el siguiente apartado, cuanto mayor sea el período considerado mayores posibilidades de que cambie la tendencia. Por otra parte, previo a 2010 no se encuentra disponible la variable clave en la estrategia de identificación de esta investigación, el carácter planeado del embarazo.<sup>17</sup>

Además de la cobertura, esta base de datos tiene la fortaleza de contar con datos diarios que surgen del registro de la fecha exacta de parto, lo cual permite controlar por la estacionalidad de la fecundidad. En la práctica, la fecha de mayor interés para llevar a cabo la investigación consiste en aquella en la cual las mujeres pueden acogerse o no a la ley de IVE, es decir la fecha en la que cumplen 12 semanas de gestación. Sin embargo, debido a que las semanas de gestación pueden estar codificadas con cierto margen de error (por problemas de unidad de registro- semanas/días-, o por error de

---

<sup>17</sup> En el año 2007 se implementó un nuevo sistema del SIP, pero muchas instituciones, en particular el Centro Hospitalario Pereira Rossell, la principal maternidad de Montevideo, lo incorporaron recién en el año 2009.

cálculo de las semanas de gestación) y que se desconoce el tratamiento que recibieron aquellas mujeres que estaban en el límite; es que se centra la atención en la fecha en la cual las mujeres embarazadas alcanzan las 13 semanas de gestación, lo cual les impediría acogerse a la ley.

Ahora bien, una misma fecha de concepción y, por tanto, una misma fecha en la que el embarazo alcanza las 13 semanas de gestación y una exposición similar a la ley de IVE, pueden tener, eventualmente, una fecha de parto diferente, desde la semana 28 a la 42 del embarazo. Por este motivo, se excluyen del análisis aquellos nacimientos correspondientes a mujeres que habrían cumplido las 13 semanas de gestación con posterioridad al 11 de junio de 2013, puesto que no habría certeza de que se estuviesen recogiendo estos nacimientos en 2013 y en caso de dejarlos incurriríamos en una subvaloración del número de nacimientos al no considerar los gestados en el 2013 que nacieron en el 2014.

En consecuencia, la base de datos final que se emplea en el análisis incluye los nacimientos de madres menores de 20 años que alcanzan la 13ª semana de gestación entre el 1 de enero de 2010 y el 11 de junio de 2013. Se utilizan semanas completas de gestación, en lugar de días, para evitar la presencia de ceros que impedirían la utilización de la variable nacimientos en logaritmos. Los datos considerados muestran que el 66,6% de los embarazos son planeados, el 29,5% a madres con educación primaria o inferior y el 41,5% a madres solteras. Mientras que no existen diferencias estadísticamente significativas entre los niveles educativos de las madres con embarazos planeados y no planeados, en el total del periodo analizado, la proporción de madres solteras es mayor en el segundo grupo (48% frente a 27%, diferencia que resulta estadísticamente significativa).<sup>18</sup> Es importante destacar que la estrategia de identificación empleada, no requiere que las características de ambos grupos sean similares sino que, por el contrario, como se detalla a continuación, es condición que el crecimiento de la variable de interés en los grupos tratado y de control en ausencia de la política a evaluar sea similar.

---

<sup>18</sup> En el primero de los casos, se realiza prueba de diferencia de medias de los años de educación y, en el segundo, prueba de igualdad de la proporción de solteras en ambos grupos. Ambos al 95% de confianza.

## 6.2. Metodología

Se opta por una aproximación metodológica de dobles diferencias (DD) explotando la información sobre la planificación del embarazo contenida en la base de datos<sup>19</sup>. Esto es, la estrategia de identificación se basa en el hecho que el cambio normativo de IVE puede generar un impacto en aquellos casos en los que el embarazo no estaba planeado pero no en los que sí. El carácter planeado o no del embarazo, aunque no sea una variable de carácter aleatorio, se asume que no se encuentra influida por la existencia o no de una ley de despenalización de la IVE. Esta estrategia de identificación no requiere, por otra parte, igualdad en las características de ambos tipos de nacimientos, sino simplemente que estos evolucionan de forma paralela. Por lo tanto, se asume que las tendencias observadas en el grupo de control, embarazos planeados, constituyen un buen contrafactual, esto es, son una buena aproximación de la tendencia que hubieran tenido en caso de que la Ley de IVE no se hubiera implementado. Asimismo, es conveniente señalar que en un periodo tan corto de tiempo (menos de 3 años), es improbable que, de existir fuertes cambios en los patrones de la fecundidad, estos respondiesen a cambios en los patrones de planificación del embarazo, relacionados con características demográficas o patrones sociológicos o culturales.

En primer lugar, para explorar el efecto de la IVE sobre la fecundidad adolescente se plantea la siguiente ecuación:

$$N_{gt} = \alpha + \beta * No\ planeado_g + \gamma * No\ planeado_g * IVE_t + \theta * D_t + \varepsilon_{gt} \quad (1)$$

La variable de resultado  $N_{gt}$  corresponde a la cantidad de nacimientos de mujeres menores de 20 años del grupo  $g$  (embarazos planeados o no planeados) en la semana  $t$  (-152,...,-1, 0, 1, ..., 26). La variable  $No\ planeado_g$  es una variable binaria que toma el valor 0 para la serie de nacimientos planeados y el valor 1 para la de nacimientos no planeados.  $D_t$  son efectos fijos temporales (variables binarias que hacen referencia a la semana).  $IVE$  es una variable binaria que toma el valor 0 hasta la entrada en vigor de la legislación de la IVE y 1 a partir de este momento. De esta forma, el coeficiente estimado  $\gamma$ , correspondiente a la interacción de las variables binarias

---

<sup>19</sup> La estrategia de dobles diferencias (o diferencias-en-diferencias) se enmarca dentro de los métodos cuasi-experimentales que permiten evaluar el impacto de políticas. Este tipo de metodología, ampliamente usada en la literatura económica, es cada vez de mayor uso en otras áreas de las ciencias sociales como la sociología, psicología y demografía (un ejemplo de esto se puede ver en Torche, 2011).

grupales y temporales identifica el efecto de la IVE sobre el grupo de tratamiento (los embarazos no planeados). No se incluyen controles individuales, como podrían ser edad, nivel educativo, estado civil, por estar trabajando con un grupo homogéneo en lo que respecta a dichas características. Como se mencionó anteriormente, no se observan diferencias para los dos grupos considerados (embarazos planeados/ no planeados).

Es importante realizar algunas precisiones del análisis. En primer lugar, como se señaló en el apartado anterior, se calcula como fecha relevante aquella en la cual las mujeres con embarazos que terminan en nacimiento, que son las recogidas en la base de datos, alcanzan las 13 semanas de gestación (cuando el aborto ya no sería posible legalmente). Esto es, para contar con un efecto del tratamiento razonablemente homogéneo, solo se consideran como tratadas a aquellas mujeres que han estado expuestas durante aproximadamente 12 semanas a la ley de IVE.<sup>20</sup> En las fechas próximas a las de entrada en vigor de la reforma, incluso asumiendo un acceso total a la IVE, resulta difícil determinar qué mujeres se encuentran expuestas a la legislación. Por ejemplo, es discutible saber si una mujer que alcanza la 13ª semana de embarazo varios días después de la reforma se encuentra expuesta al cambio normativo de la IVE de igual manera que otra mujer que haya estado expuesta un mes. Asimismo, tomando la semana número 13, en principio, excluimos la posibilidad de que haya algún embarazo interrumpido que cumplió el plazo legal ligeramente antes que la reforma y que pudiese haber accedido al aborto por la imprecisión en el cálculo de las semanas de gestación o en la aplicación de la ley. De este modo, consideramos que, en las primeras 12 semanas de entrada en vigor de la ley, el efecto de la legislación puede haber sido muy distinto que posteriormente, tanto debido a los propios avatares asociados a la puesta en marcha de un cambio de este tipo, como debido al menor tiempo de exposición de las embarazadas en estos primeros momentos. En particular, es de esperar que una mujer embarazada de 11 semanas que sólo ha estado 2 semanas expuesta a la ley es posible que se vea afectada de forma distinta que una mujer que ha podido tener la posibilidad de interrumpir el embarazo mucho antes. El posible efecto de la legislación durante estas 12 primeras semanas de vigencia de la ley se codifican a través de una variable de resultado de la interacción entre la variable temporal correspondiente a ese periodo transitorio y la pertenencia al grupo de tratamiento. Esta variable se denomina

---

<sup>20</sup> Las primeras mujeres totalmente tratadas serían aquellas que alcanzan las 13 semanas de embarazo, 12 semanas después de la entrada en vigor de la reforma.

*transición* y lo esperable es que, de recoger algún efecto, este fuese inferior al de la variable de tratamiento posterior, que contempla el impacto de una exposición total a la ley (durante las 12 primeras semanas de embarazo).

En tercer lugar, para aproximarse a la cuestión de cuán razonable es el supuesto de tendencias paralelas y, al mismo tiempo, constatar la robustez de las estimaciones, siguiendo la literatura especializada (Angrist y Pischke, 2008) se incluye una tendencia lineal temporal específica para los embarazos no planeados. Además, esto permitiría, incluso si no se observan trayectorias paralelas, obtener estimadores consistentes bajo el supuesto de crecimientos paralelos de las series (Mora y Reggio, 2014). A fin de arrojar evidencia adicional sobre la validez de la estrategia de identificación se plantea la inclusión en los modelos de dos intervenciones con carácter de “placebo”, esto es, intervenciones que afectarían a los nacimientos no planeados que nunca se llevaron a cabo. La primera de estos “placebos” consiste en un “tratamiento” aplicable a las 12 semanas anteriores a la fecha de entrada en vigor de la IVE. La segunda de las intervenciones ficticias consiste, simplemente, en considerar si hay un efecto diferencial en el mismo lapso temporal para el que se aplica el tratamiento real en 2013 pero en el año anterior. En el modelo considerado, simplemente, se trata de incluir una variable que resulta de la interacción *No planeado<sub>g</sub>* y el periodo de interés (en el que tiene lugar la intervención “ficticia”) en cada caso. En otras palabras, se trata de ver si los dos grupos tienen un comportamiento diferencial en el periodo anterior a la ley de IVE. En este sentido, la ausencia de diferencias significativas entre ambos sería un elemento que contribuiría a dar soporte a la estrategia de identificación utilizada. La segunda parte del análisis empírico se centra en determinar si ha habido un cambio en la composición de los nacimientos derivada de la entrada en vigor de la ley de IVE. Si se produce una caída de la fecundidad adolescente, puede ocurrir que dicha disminución de la natalidad no sea aleatoria, sino que se concentre en las madres, embarazos y nacimientos con determinadas características. En virtud de la evidencia de la literatura previa sobre el tema, en principio, no está claro que en caso de que la selección exista, sobre qué características observables (y, por supuesto, no observables) se manifestaría e incluso, qué signo tendría.<sup>21</sup> Este ejercicio puede, incluso, ser interesante en ausencia de efectos sobre la fecundidad de la IVE en la primera etapa del análisis, puesto que puede ser

---

<sup>21</sup> Por ejemplo, en el caso de Estados Unidos, se encuentra una selección positiva de los nacimientos, mientras que en Rumanía, por el contrario, la evidencia, basada en la abolición a mediados del siglo XX y la reintroducción del aborto en 1990, es mixta.

visto como un análisis adicional de robustez. Por ejemplo, en ausencia de un efecto negativo sobre la fecundidad, no hay motivos para esperar un cambio en la composición de los nacimientos asociados a la despenalización de la IVE. En este caso, la ecuación a estimar, que se beneficia de la posibilidad de utilizar datos individuales de los nacimientos es la siguiente:

$$Y_{it} = \alpha + \beta * No\ planeado_i + \gamma * No\ planeado_i * IVE_t + \theta * D_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$Y_{it}$  es una variable de resultado del nacimiento para la madre  $i$  en la semana  $t$ , como ser bajo peso al nacer (variable binaria que toma el valor 1 si el recién nacido pesa <2,500 gramos) parto prematuro (variable binaria que toma el valor 1 si el parto es anterior a las 37 semanas de gestación), controles prenatales durante el embarazo. En éste último caso, se consideraron dos medidas. En primer lugar, un indicador de la adecuación de los controles prenatales basado en el Índice de Kessner (Kotelchuck, 1994). De acuerdo a este criterio, una mujer realiza controles adecuados si tiene su primera visita en el primer trimestre (captación precoz) y al menos nueve visitas al término del embarazo, o entre cuatro y ocho en caso de ser pre-término. Se define, por lo tanto, la variable binaria *controles adecuados\_Kessner* que toma el valor 1 si la mujer tuvo controles adecuados según el Índice de Kessner. Una segunda categoría, está basada en las directrices del MSP de 2010, las cuales se toman en cuenta para el pago de metas prestacionales. En este sentido, se define la variable *controles adecuados\_MSP* que toma el valor 1 si la mujer inició los controles prenatales en el primer trimestre y tiene al menos seis controles al momento del parto. Por ser un grupo relativamente homogéneo en cuanto a edad, estado civil y educación no se ha controlado por éstas características de la madre.

Todos los modelos se estiman por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con errores estándares robustos a la heteroscedasticidad en lugar de otras alternativas (modelos de Poisson o de regresión binomial negativa, *probit*, *logit*), debido a que los requerimientos de estos últimos para obtener estimadores consistentes dependen de la correcta especificación de la forma funcional, siendo más exigentes para la consistencia de las estimaciones que el modelo de regresión lineal, que únicamente precisa la ausencia de variables relevantes omitidas (Angrist y Pischke, 2008). Para tener en cuenta la posible correlación serial de los nacimientos a nivel grupal se utilizan distintas versiones del estimador Newey-West robustos a la existencia de autocorrelación de

distintos órdenes (Newey y West, 1987). Asimismo, en la segunda etapa, para tener en cuenta la posible correlación intra-grupo de los nacimientos se procede a la agregación de los datos y utilización de los promedios de cada característica cuando procede. Se presentan más detalles sobre estos procedimientos en la siguiente sección.<sup>22</sup>

---

<sup>22</sup> Todas las estimaciones se realizaron utilizando el paquete estadístico Stata 13.1.

## 7. Resultados

En primer lugar, el Cuadro 11 recoge las principales estadísticas descriptivas de los nacimientos de madres adolescentes en el período de análisis. Esta información se complementa con la ofrecida por los Gráficos 4 y 5, que presentan la evolución de los estos embarazos, en términos mensuales para permitir una mejor apreciación, tanto en niveles como en logaritmos, mostrando trayectorias paralelas que fundamentan la estrategia de diferencias en diferencias seguida. Por otra parte, no parece existir un fuerte cambio en la evolución de la serie de nacimientos no planeados con la introducción de la ley de IVE. Ambos elementos son abordados de forma más formal en los resultados del análisis econométrico.

**Cuadro 11: Estadísticas descriptivas de nacimientos semanales, período 2010-2013.**

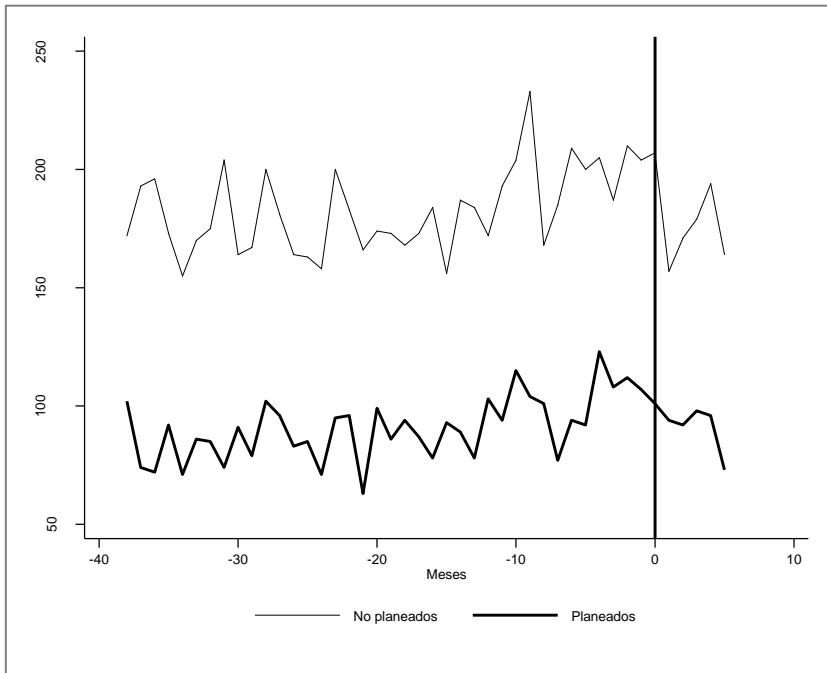
	Antes de la IVE		Después de la IVE	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Número de nacimientos promedio semanales de madres adolescentes	67,9	10,0	66,5	7,6
Número de nacimientos promedio semanales planeados de madres adolescentes	22,5	5,4	23,0	4,0
Número de nacimientos promedio semanales no planeados de madres adolescentes	45,3	7,7	43,5	6,2

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del SIP.

Por lo tanto, el 68% de los embarazos de madres adolescentes fue reportado como no planeado para los nacimientos previos al cambio normativo, mientras que el 65% lo fue para los ocurridos con posterioridad.

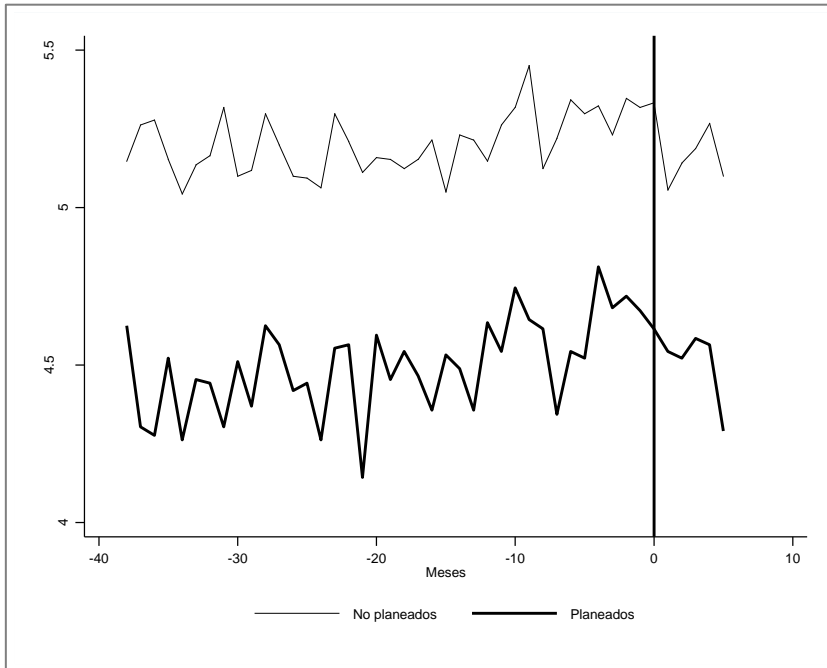


**Gráfico 4: Evolución de los nacimientos planeados y no planeados de adolescentes (menores de 20 años) en Uruguay antes y después de la reforma, niveles.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del SIP.

**Gráfico 5: Evolución de los nacimientos planeados y no planeados de adolescentes (menores de 20 años) en Uruguay antes y después de la reforma, logaritmos.**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del SIP.

En los Cuadros 12 y 13 se presentan los resultados de la estimación del modelo de DD del efecto de la IVE en la fecundidad, medida a través del número semanal de nacimientos y del logaritmo neperiano del número semanal de nacimientos, respectivamente. El primero de los modelos identifica correctamente los efectos de la intervención si el número de nacimientos se mueve de forma paralela en ambas series (planeados/ no planeados), mientras que, en el segundo caso, se asume que la magnitud que evoluciona paralelamente es el crecimiento porcentual de los nacimientos semanales. Solo en el caso de ausencia de cambios en los niveles de nacimientos ambos supuestos podrían cumplirse de forma simultánea. En cada una de las tablas se recogen seis modelos econométricos distintos a fin de analizar la sensibilidad de los resultados frente a distintos problemas. Una breve descripción de estos modelos y los problemas que pretenden abordar se presenta a continuación.

El modelo 1, incluye efectos fijos por grupo (nacimientos planeados/no planeados) y tiempo (una variable ficticia para cada una de las semanas incluidas en el análisis).

El modelo 2 añade una tendencia lineal específica a la especificación anterior, con un doble objetivo: primero, tratar de determinar cuán robusto es el supuesto de tendencias paralelas y, segundo, si existiesen diferencias en las tendencias, esta estrategia podría permitir obtener, si la diferencia en la evolución de ambas series puede razonablemente capturarse a través de un término lineal, estimadores consistentes. Tanto el modelo 1 como el modelo 2 se calculan errores estándar robustos a la heteroscedasticidad.

El modelo 3 trata de dar cuenta de la posible existencia de correlación serial en los nacimientos planeados y no planeados. Dado que no es posible calcular errores estándar robustos a todo tipo de correlación serial (*clustered standard errors*), debido a que únicamente se cuenta con dos grupos, se opta por calcular errores estándar robustos a distintos tipos de autocorrelación. Así, en el modelo 3 se presentan errores estándar robustos a la existencia de autocorrelación de primer orden, común en el caso de series de fecundidad anuales (Brehm y Engelhardt, 2015), aunque de difícil fundamentación en este caso, se utiliza como forma de robustez.

El modelo 4, por su parte, resulta idéntico al anterior con la única excepción de que, en esta ocasión, se permite la existencia de autocorrelación de hasta orden 4.

El modelo 5 añade a la especificación del modelo 3 una política “placebo”, consistente en explorar si existe algún efecto en las 12 semanas anteriores a la aprobación del IVE. Encontrar un efecto significativamente distinto de cero en esta variable significaría que la estrategia de identificación utilizada puede no ser apropiada.

El sexto y último modelo es idéntico al quinto con la salvedad de que la política “placebo” cuyo impacto se investiga consiste en determinar si, durante el año anterior, en el mismo periodo para el cual se analiza la IVE de finales de 2012 y principios de 2013, existe algún efecto temporal específico sobre los nacimientos no planeados. La interpretación es la misma que en el modelo 5, en el sentido de que lo coherente con la estrategia de DD utilizada sería no encontrar ningún efecto de dicha “política simulada”. Tanto en el modelo 5 como en el modelo 6 se utilizan errores estándar robustos a la heteroscedasticidad y a la autocorrelación de primer orden. Se contempla autocorrelación de primer orden porque no existen diferencias apreciables si se controla por autocorrelación de órdenes superiores.

Los resultados que se presentan en el Cuadro 12, referidos al efecto de la IVE en el número de nacimientos expresado en niveles apuntan de forma clara a la ausencia de efectos sobre la fecundidad. En ninguno de los modelos, el coeficiente estimado de la variable de tratamiento es distinto de cero (aunque el coeficiente estimado tenga signo negativo), la tendencia lineal específica tampoco resulta significativa y, por último, ninguna de los dos “placebos” parece tener un efecto estadísticamente relevante. Los resultados de la estimación en la que la variable de interés se presenta en logaritmos (Cuadro 13) resultan muy similares. Por lo tanto, la estimación en niveles apunta a que la ley de IVE en Uruguay no ha tenido impacto sobre la fecundidad de las adolescentes.

**Cuadro 12: Efectos de la ley de IVE sobre el número de nacimientos (en niveles).**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Transición	-2,759 (2,191)	-3,028 (2,662)	-3,028 (2,641)	-3,028 (2,641)	-3,313 (2,805)	-2,957 (2,732)
Tratamiento	-2,109 (1,967)	-2,422 (2,630)	-2,422 (2,422)	-2,422 (2,422)	-2,742 (2,646)	-2,344 (2,536)
Tendencia lineal x no planeado		0,003 (0,018)	0,003 (0,017)	0,003 (0,017)	0,006 (0,020)	0,003 (0,018)
Placebo I					-0,909 (3,081)	
Placebo II						0,164 (2,063)
Efectos fijos temporales	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos planeado/no planeado	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Autocorrelación	No	No	AR(1)	AR(4)	AR(1)	AR(1)
Nº de observaciones	358	358	358	358	358	358
R <sup>2</sup> ajustado	0,78	0,78	0,78	0,78	0,78	0,78

Notas: \*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%. Entre paréntesis se muestran los errores estándar robustos a la heteroscedasticidad y a distintos tipos de autocorrelación, de acuerdo con el estimador Newey-West.

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del SIP.

**Cuadro 13: Efectos de la ley de IVE sobre el número de nacimientos (en logaritmos).**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Transición	-0,102 (0,067)	-0,026 (0,081)	-0,026 (0,079)	-0,026 (0,079)	-0,044 (0,085)	-0,032 (0,085)
Tratamiento	-0,054 (0,066)	0,034 (0,085)	0,034 (0,078)	0,034 (0,078)	0,013 (0,086)	0,027 (0,085)
Tendencia lineal x no planeado		-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Placebo I					-0,060 (0,091)	
Placebo II						-0,015 (0,058)
Efectos fijos temporales	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos planeado/no planeado	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Autocorrelación	No	No	AR(1)	AR(4)	AR(1)	AR(1)
Nº de observaciones	358	358	358	358	358	358
R <sup>2</sup> ajustado	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77

Notas: \*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%. Entre paréntesis se muestran los errores estándar robustos a la heteroscedasticidad y a distintos tipos de autocorrelación, de acuerdo con el estimador Newey-West.

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del SIP.

La segunda parte del análisis persigue un objetivo complementario. Resulta obvio que, dado que no se detecta un impacto de la ley de IVE sobre los nacimientos, no resulta esperable que exista un cambio relevante en la composición de los nacimientos. En este sentido, lo que se pretende es, precisamente, explorar dicha cuestión, con el ánimo de verificar que no existen cambios apreciables en los nacimientos, lo que sería coherente con la ausencia de un proceso de selección que podría haber eventualmente inducido una caída de la fecundidad asociada a la ley de IVE. De esta forma, a través de un modelo de DD, se explora si existen cambios en las características de los nacimientos asociados a la entrada en vigor de la legislación de despenalización del aborto, en particular, en las siguientes variables: peso al nacer (gramos), bajo peso del recién nacido (<2500 gramos), existencia de un parto prematuro (< 37 semanas de gestación) y embarazo sujeto a los controles prenatales adecuados (según el índice de Kessner y de acuerdo a las recomendaciones del MSP).

El Cuadro 14 recoge el promedio y la desviación estándar de cada una de las características analizadas. El número de observaciones varía ligeramente en algunas características, debido a la existencia de valores perdidos asociados a la falta de codificación de la respuesta en el registro SIP, aunque, en general, el número de observaciones se encuentra en torno a las 12.000 observaciones.

**Cuadro 14: Estadísticos descriptivos (promedio y desviación estándar) de los nacimientos de adolescentes antes y después de la IVE.**

	Antes de la IVE				Después de la IVE			
	Planeados		No planeados		Planeados		No planeados	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Peso del recién nacido (gramos, en niveles)	3.166,5	579,3	3.144,8	613,4	3193,9	560,5	3178,9	576,1
Peso del recién nacido (gramos, en logaritmos)	8,038	0,232	8,027	0,258	8,049	0,219	8,043	0,221
Probabilidad de nacer con bajo peso (<2500 gramos)	0,097	0,296	0,112	0,316	0,084	0,277	0,093	0,290
Bebé prematuro (<37 semanas gestación)	0,102	0,303	0,123	0,328	0,096	0,295	0,108	0,311
Controles prenatales adecuados_ Kessner	0,419	0,493	0,325	0,468	0,463	0,499	0,429	0,495
Controles prenatales adecuados_MSP	0,575	0,494	0,463	0,499	0,611	0,488	0,548	0,498

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del SIP.

Los principales resultados del análisis de DD se presentan en el Cuadro 15, que contiene los resultados de 4 modelos econométricos distintos. Los dos primeros utilizan las observaciones individuales y calculan errores estándar permitiendo una correlación arbitraria entre los nacimientos dentro de cada periodo y categoría (*clustered errors* al nivel grupo-semana). Dado que, a través de este método no se tiene en cuenta la posible existencia de correlación serial, se procede a calcular la media de cada serie en cada semana, permitiendo la existencia de autocorrelación de distintos órdenes a través del estimador Newey-West, también robusto a la heteroscedasticidad.<sup>23</sup> En este último caso, se incluye un modelo sin tendencia temporal específica para el grupo de embarazos no planeados, y otro con tendencia, permitiendo la existencia de autocorrelación de primer orden o superior. Estos dos últimos modelos, que se basan en datos agrupados, sólo se estiman cuando existen resultados significativamente distintos de cero en los dos primeros modelos. La razón para ello es que, en los dos primeros casos, al estar ignorando la posible correlación serial, los errores estándar estimados podrían encontrarse subestimados. Cuando el coeficiente no es estadísticamente distinto de cero, es obvio que mayores errores estándar no cambiarían la interpretación de los resultados, por lo que sólo se realiza este ejercicio cuando son significativos.

Los resultados se encuentran en la línea de lo esperado, apuntando a la ausencia de cualquier cambio relevante en la composición de los nacimientos. De hecho, al encontrar algún efecto, éstos no son robustos a la inclusión de tendencias lineales específicas o a la existencia de autocorrelación de grado 1 (como en el caso de los controles prenatales).

De todos modos, es importante destacar que en la primera etapa aunque no se encuentra un efecto significativo, el signo era el esperable a priori, es decir, negativo. Por otra parte, podrían estar operando otros factores, por ejemplo debe tenerse en cuenta la reforma del sistema sanitario de 2008, que amplió la cobertura y la libertad de elección de prestador, un hecho que afectó especialmente adolescentes, las cuales aumentaron sustancialmente la cobertura privada. Posibles efectos dinámicos de esta

---

<sup>23</sup> No es posible utilizar errores estándar robustos que permitan la existencia de una correlación arbitraria dentro de cada grupo (*clustered standard errors* dentro de cada grupo) ya que, únicamente, se dispone de dos categorías, embarazos planeados y no planeados. Para un número tan reducido de conglomerados – lejos de cualquier interpretación de una cifra tendiente a infinito-, la literatura no ha propuesto hasta el momento soluciones apropiadas. Véanse, por ejemplo, Bertrand *et al.* (2004), Angrist y Pischke (2008) y Cameron y Miller (2015).

reforma y heterogeneidad de los efectos para nacimientos planeados y no planeados podrían, eventualmente, desempeñar cierto rol en los resultados. No obstante, la magnitud de los coeficientes, el escaso número de nacimientos afectados y la amplia gama de indicadores para los que no se encuentra efecto alguno, hacen que se deba interpretar este resultado con precaución.

En resumen, los resultados del análisis de diferencia-en-diferencias apuntan a que la reforma no ha tenido efecto alguno sobre la fecundidad adolescente en Uruguay, que, a priori, representaba uno de los grupos demográficos donde el cambio de política podría haber tenido un mayor impacto potencial. Estos resultados son coherentes con el número de abortos realizados en Uruguay durante el primer año de implementación de la ley (MSP, 2014), en el cual se registraron 6.676 abortos legales, muy lejos de la estimación de 33.000 abortos anuales de Sanseviero (2003) para el año 2000.

**Cuadro 15: Efectos de la ley de IVE sobre las características de los nacimientos.**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Peso del recién nacido (gramos, niveles)	-4,60 (25,82)	15,56 35,06		
Peso del recién nacido (gramos, logaritmos)	0,002 (0,010)	0,014 0,014		
Bajo peso del recién nacido (<2500 gramos)	-0,004 (0,015)	-0,015 0,019		
Bebé prematuro (<37 semanas de gestación)	-0,018 (0,020)	-0,027 0,023		
Controles prenatales adecuados_Kessner	0,045 *	0,041	0,048 *	0,036
	0,027	0,034	0,028	0,034
Controles prenatales adecuados_MSP	0,049 *	0,034	0,043	0,018
	0,029	0,038	0,030	0,038
Tendencia temporal específica por grupo	No	Sí	No	Sí
Autocorrelación	No	No	AR(1)	AR(1)

Notas: \*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%. En la tabla se muestra el coeficiente de la variable de tratamiento sobre cada una de las variables de la primera columna. Todos los modelos incluyen efectos fijos temporales y por grupo. Entre paréntesis se muestran los errores estándar robustos a la heteroscedasticidad. Los modelos 3 y 4 se estiman agregando los datos para controlar por la posible existencia de correlación intra-grupo.

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del SIP.

## 8. Conclusiones

Este trabajo se centra en analizar el impacto del cambio normativo ocurrido en el año 2012 con la Ley 18.987 de la Interrupción Voluntaria del Embarazo, en la fecundidad adolescente.

Uruguay, país pequeño de América del Sur, cuenta con características políticas y sociales que lo distinguen de los países de la región. Sus estadísticas vitales lo hacen comparable a países desarrollados, a saber bajas tasas globales de fecundidad, bajas tasas brutas de natalidad, alta esperanza de vida al nacer y bajas tasas de mortalidad infantil. A su vez, cuenta con acceso universal a servicios de salud (proveedores públicos o privados) y gratuitos en lo que tiene que ver con cuidados prenatales. Sin embargo, esos indicadores globales encubren condiciones de desigualdad de la reproducción biológica y social del país, con tasas de fecundidad mayores en los hogares pobres y altas tasas de maternidad adolescente.

El desarrollo temprano de la protección social, que se inicia a fines del siglo XIX, ha delineado un conjunto de políticas públicas claves para el desarrollo del Uruguay contemporáneo. Por ejemplo, las vinculadas al trabajo (seguro por enfermedad, seguro de paro, accidentes de trabajo, indemnización por despido, jornada de ocho horas, protección del trabajo femenino), a la infancia y adolescencia (educación pública laica, gratuita y obligatoria, asignaciones familiares), entre otros.

Considerado uno de los países más seculares de América Latina, Uruguay inicia este proceso en 1861 con la secularización de los cementerios, seguido de la no obligatoriedad de la educación religiosa en las escuelas, para culminar con la separación de la Iglesia del Estado en la Constitución de 1917. Leyes como la del divorcio (1907-1913) y la legalización total del aborto entre 1934 y 1938 profundizaron este proceso. En este último caso, el mismo no estuvo exento de marchas y contra marchas, de hecho el aborto estuvo prohibido entre 1938 y 2012, permitido sólo ante problemas económicos, riesgo de salud de la mujer o violación.

El análisis descriptivo realizado en base a los datos de las estadísticas vitales y de la Encuesta sobre Salud Sexual y Reproductiva en adolescentes montevideanas del año 2011, muestra que el fenómeno de la fecundidad adolescente cobra relevancia en



Uruguay a partir de la década del noventa. Tuvo un crecimiento muy importante entre los censos de 1963 y 1996, mientras que se constaban caídas de la fecundidad en las edades cúspides. El comportamiento posterior ha sido oscilante pero con una fuerte resistencia a descender. Para los demógrafos, la fecundidad adolescente en los últimos 50 años ha sido el cambio más importante en el comportamiento reproductivo de las mujeres uruguayas, siendo el principal responsable del mantenimiento del nivel de reproducción del país. A esto se adiciona la fuerte asociación encontrada entre la maternidad adolescente y la pobreza.

Por otra parte, la encuesta mencionada, a pesar de estar sesgada en su muestra por haber tenido el objetivo de captar un número mínimo de madres adolescentes o embarazadas, permite dar indicios de algunas correlaciones importantes. En línea con la literatura se encontró una correlación negativa con el nivel educativo de la joven y positiva con el de su madre, mostrando la vigencia de los procesos de transmisión intergeneracional. Es importante destacar una riqueza particular de la encuesta que permite aproximarnos a las opiniones de la mujer en cuanto al rol de la maternidad, comportamiento sexual y uso de métodos anticonceptivos. Se observa una correlación positiva entre haber experimentado un embarazo en la adolescencia con opiniones más tradicionales sobre el rol de la maternidad, negativa con opiniones menos liberales sobre el comportamiento sexual en las adolescentes y nula con tener opiniones conservadoras sobre el uso de métodos anticonceptivos. Finalmente, el control parental y la participación de la adolescente en grupos y actividades sociales aparecen correlacionados negativamente con la probabilidad de experimentar un embarazo en la adolescencia.

A su vez, el análisis permitió observar que el 65% de los embarazos de las adolescentes fue no planificado, hecho que determinó el estudio en profundidad de este fenómeno, analizando todos los nacimientos ocurridos en Montevideo.

A estos efectos, se utilizó el Sistema Informático Perinatal (SIP) de los nacimientos ocurridos entre 2010 y 2013 en Uruguay. Al comparar los registros con los de los Certificados de Nacido Vivo (CNV) de registro universal en el país, se observa que la cobertura del SIP aumenta sistemáticamente, en particular en el interior del país, debido tanto a la mejora del registro por parte de centros que ya lo completaban, como a la incorporación en el registro de algunos hospitales. Por tal motivo, para este trabajo se

optó por considerar los nacimientos ocurridos en Montevideo para los quince principales centros de salud (públicos y privados), para los cuales el SIP ofrece una cobertura universal en el período de análisis. Dichos nacimientos corresponden al 90% del total de nacimientos de Montevideo y al 47% del total país. Si bien históricamente Montevideo ha tenido tasas de fecundidad menores que el promedio general, el último quinquenio presenta una evolución ascendente en la fecundidad montevideana.

La base de datos cuenta con características únicas al brindar información temporal y espacial muy precisa y permite conocer si el embarazo que culmina en un nacimiento fue planeado o no. El 67% de los embarazos de mujeres menores de 20 años reporta que fue no planeado en relación a un 38% para las mayores antes del cambio normativo de IVE (2012), y 65% y 34% respectivamente después de dicha fecha. La estrategia metodológica fue la estimación de modelos de diferencia-en-diferencias, donde la estrategia de identificación está fundamentada en el supuesto de que el cambio normativo de IVE únicamente afecta a aquellos embarazos que no fueron planeados, utilizando a la natalidad planeada como grupo de control.

Los resultados de las estimaciones muestran que la ley de IVE en Uruguay no ha tenido impacto sobre la fecundidad de las adolescentes. Se analizó además si en el período analizado, existió un cambio en la composición de los nacimientos. Este análisis de alguna manera permite dar robustez a los hallazgos anteriores, brindando evidencia de ausencia de un proceso de selección que podría eventualmente haber inducido a cambios en la fecundidad asociados a la ley de IVE. Las estimaciones de diferencia-en-diferencias exploraron la existencia de cambios en el peso al nacer (gramos), bajo peso del recién nacido (<2500 gramos), existencia de un parto prematuro (< 37 semanas de gestación) y embarazo sujeto a los controles prenatales adecuados (según el índice de Kessner y de acuerdo a las recomendaciones del MSP).

Los resultados apuntan a la ausencia de cambios relevantes en las dimensiones analizadas respecto a la composición de los nacimientos. De hecho, al encontrar algún efecto, éstos no son robustos a la inclusión de tendencias lineales específicas o a la existencia de autocorrelación.

Históricamente la mayoría de las sociedades han regulado la fecundidad a través de una combinación de métodos anticonceptivos y prácticas de aborto (han existido

casos en los que se han impuesto restricciones al matrimonio o a la edad de iniciación sexual). La literatura, a través de diferentes tipos de modelos teóricos, ha intentado demostrar como los cambios en las políticas que regulan el aborto afectan el comportamiento reproductivo de las mujeres, específicamente a través de la observación de embarazos, abortos y nacimientos. Los cambios de política pueden tener impactos ambiguos en el número de nacimientos, ya que dependerá de cómo sea la respuesta de la mujer referente al embarazo y el aborto; y el impacto en sí mismo tiene que ver con la gradualidad de las medidas. La mayoría de los estudios, provenientes de Estados Unidos, encuentran un impacto negativo en la fecundidad del pasaje de políticas de aborto restrictivas a liberales.

El contexto social, político y sanitario de Uruguay en 2012 era muy distinto al de los años setenta en Estados Unidos. Por una parte, si bien el aborto en Uruguay hasta dicho año era ilegal, las acciones que el grupo Iniciativas Sanitarias implementó desde el año 2002, referidas al otorgamiento de información con respecto a prácticas seguras, realización de paraclínicas, acompañamiento sanitario, psicológico y social de una mujer que considera como alternativa el aborto, probablemente tuvieron un impacto en la sociedad uruguaya y por tanto en las decisiones de la mujer relativas a su reproducción. En segundo lugar, el cambio tecnológico del procedimiento producido en los últimos años ha llevado a que la mayoría de los abortos en la actualidad sean farmacológicos y no quirúrgicos. Se estima que, al menos hasta 2002, el 80% de los abortos voluntarios se realizaba con procedimientos quirúrgicos (Sanseviero, 2003). Algunos estudios muestran que el crecimiento del mercado ilegal de misoprostol desde el 2002 desplazó las tradicionales clínicas clandestinas dedicadas a abortos quirúrgicos. Las mujeres mostraron rápidamente su preferencia al aborto farmacológico, más seguro y barato (López Gómez et al, 2011). Todo lo anterior hace pensar que las condiciones de acceso a la práctica ilegal del aborto eran mayores en los años dos mil que en los noventa. Por último, Uruguay tiene una difusión amplia de métodos anticonceptivos (incluido el acceso libre a la pastilla del día después), elemento que también debe ser considerado para evaluar el impacto de la ley en las decisiones reproductivas.

Por tanto, es de esperar que el cambio normativo que introdujo la ley de interrupción voluntaria del embarazo no implicara un cambio radical en el comportamiento reproductivo de las adolescentes montevidéanas. Los primeros años de

aplicación de la Ley muestran que el número de abortos realizado es muy inferior a las estimaciones previas. Entre las principales consecuencias que cabe extraer de este estudio para los responsables nacionales de las políticas públicas, es que muy posiblemente, la ausencia de impacto en la caída de la fecundidad adolescente en el corto plazo no esté pautada por un cambio en el comportamiento reproductivo (incremento del número de abortos), sino a un cambio en el marco que se realizan (ilegal vs legal). En este sentido, es de esperar una mejora en las condiciones de seguridad médica, vital para la etapa de la vida de las mujeres analizadas, así como un ahorro para las mujeres, al estar incluida esta intervención médica dentro del conjunto de prestaciones garantizadas por el sistema de salud.

El estudio que aquí se presenta, se podría profundizar en al menos tres direcciones. La primera de ellas tiene que ver con el horizonte temporal considerado. En particular, solo se han considerado los primeros meses después de la entrada en vigor de la legislación. Es posible que, transcurridos unos años, el efecto pueda ser diferente. En segundo término, el estudio se circunscribe únicamente a las adolescentes montevidéanas y sus conclusiones no pueden, en principio, extrapolarse al resto de la población de Uruguay. En este sentido, si se desea estudiar el efecto sobre otras subpoblaciones, es preciso mostrar que la estrategia de identificación utilizada (dobles diferencias u otra) es válida en ese contexto. A su vez, contar con un grupo de control externo fortalecería la estrategia metodológica, por ejemplo disponer de la base de datos del SIP para Argentina o Buenos Aires en particular. En el corto plazo, resulta asumible, en principio, que un entorno tan próximo con características similares y aislado de la aplicación de la ley (pues se requiere la residencia en Uruguay para poder acogerse a la IVE) pudiese haber constituido un buen grupo de control. Por último, en el período considerado podrían estar operando otros factores sobre la fecundidad, por ejemplo debe tenerse en cuenta la reforma del sistema sanitario de 2008, que amplió la cobertura y la libertad de elección de prestador, un hecho que afectó especialmente adolescentes pobres, las cuales aumentaron sustancialmente la cobertura privada. Posibles efectos dinámicos de esta reforma y heterogeneidad de los efectos para nacimientos planeados y no planeados podrían, eventualmente, desempeñar cierto rol en los resultados.

## Referencias bibliográficas

- Abracinskas, L. y A. López Gómez (2004): “Mortalidad materna, aborto y salud en Uruguay: un escenario cambiante”, MYSU, Montevideo.
- Abracinskas L. y A. López Gómez (2007): “El aborto en debate. Dilemas y desafíos del Uruguay democrático. Proceso político y social 2001-2004”, MYSU, Montevideo.
- Ali, M. y D. Dwyer (2011): “Estimating peer effects in sexual behavior among adolescents”, *Journal of Adolescence*, 34:183-190.
- Amorín, D., E. Carril, y C. Varela (2006): “Significados de maternidad y paternidad en adolescentes de estratos bajos y medios de Montevideo”, En Proyecto género y generaciones, reproducción biológica y social de la población uruguaya, López, A. (coord.), Ediciones Trilce, Montevideo.
- Ananat, E., E. Oltmans, J. Gruber y P. Levine (2007): “Abortion legalization and life-cycle fertility”, *Journal of Human Resources*, 42(2): 375-397.
- Ananat, E., E. Oltmans, J. Gruber, D. Staiger y P. Levine (2009): “Abortion and selection”, *Review of Economics and Statistics*, 91(1): 124-136.
- Angrist, J. D. y J. S. Pischke (2008): “Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion”, Princeton university press.
- Angrist, J.D. y W.N. Evans (2000): “Schooling and labor market consequences of the 1970 state abortion reforms”, *Research in Labor Economics*, 18: 75-113.
- Ashcraft, A., I. Fernández.Val y K. Lang (2013): “The Consequences of Teenage Childbearing: Consistent Estimates When Abortion Makes Miscarriage Non-random”, *The Economic Journal*, 123(571), 875-905.
- Balsa, A. y P. Triunfo (2012). ¿Son los cuidados prenatales efectivos? Un enfoque con datos individuales de panel. DT N° 6/12, dECON-FCS-UdelaR.
- Bay, G., F. Del Popolo, y D. Ferrando (2003): Determinantes Próximos de la fecundidad. Una aplicación a países latinoamericanos. CEPAL-Serie Población y Desarrollo, 43, 7-25.
- Bertrand, M, E. Duflo y S. Mullainathan (2004): “How much should we trust differences-in-differences estimates?”, *Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-275.
- Brehm, U. y E. Engelhardt (2015). “On the age-specific correlation between fertility and female employment: Heterogeneity over space and time in OECD countries”, *Demographic Research*, 32(23): 691-722.
- Briozzo, L., G. Vidiella, B. Vidarte, G. Ferreiro, J.E. Pons y J. C. Cuadro (2002): “El aborto provocado en condiciones de riesgo emergente sanitario en la mortalidad materna en Uruguay.: Situación actual e iniciativas médicas de protección maternal”. *Revista Médica del Uruguay*, 18(1), 4-13.
- Briozzo, L. (2002): “Iniciativas sanitarias contra el aborto provocado en condiciones de riesgo: Aspectos clínicos, epidemiológicos, médico-legales, bioéticos y jurídicos”, <http://www.clacaidigital.info:8080/xmlui/handle/123456789/298>
- Briozzo, A. L., Labandera, M. Gorgoroso y JE. Pons (2007): “«Iniciativas Sanitarias»: una nueva estrategia en el abordaje del aborto de riesgo”, en *Iniciativas Sanitarias Contra El Aborto Provocado En Condiciones De Riesgo*, Ed. Arena, Montevideo, 21-45.
- Buvinic, M. (1998): “Costos de la maternidad adolescente en Barbados, Chile, Guatemala y México”, Informe técnico, N° WID-102, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.

- Cameron, A. y D. Miller (2015): "A practitioner's guide to cluster-robust inference", *Journal of Human Resources*, aceptado para su publicación.
- Carneiro, P., C. Meghir C y M. Parey (2013): "Maternal education, home environments, and the development of children and adolescents", *Journal of the European Economic Association*, 11(s1), 123-160.
- Centro Latinoamericano de Perinatología y Desarrollo Humano (CLAP-OPS/OMS). <http://www.clap.hc.edu.uy>.
- CEPAL/CELADE (2004): "La fecundidad en América Latina: ¿Transición o revolución?", Serie Seminarios y conferencias, núm. 36, LC/L.2097-P.
- CEPAL (2014): "Observatorio Demográfico, 2013", (LC/G.2615-P), Santiago de Chile.
- Charles, K.K. y M. Stephens (2006): "Abortion legalization and adolescence substance abuse", *Journal of Law and Economics*, 49(2): 481-505
- Cook, P., A.M. Parnell, M. Moore y D. Pagnini (1999): "The effects of short-term variation in abortion funding on pregnancy outcomes", *Journal of Health Economics*, 18(2): 241-257.
- Davis, K., y J. Blake (1956): "Social structure and fertility: An analytic framework". *Economic development and cultural change*, 211-235.
- Di Cesare, M. y J. Rodríguez (2006): "Análisis micro de los determinantes de la fecundidad adolescente en Brasil y Colombia", *Papeles de población*, 12(48), 107-140.
- Donohue, III JJ. y S.D. Levitt (2001): "The impact of legalized abortion on crime", *Quarterly Journal of Economics*, 116(2): 379-420.
- Fergusson, D. y L. Woodward (2000): "Teenage pregnancy and female educational underachievement: perspective study of a New Zealand birth cohort", *Journal of Marriage and Family*, 62(1):147-161.
- Ferre, Z., M. Gerstenblüth, M. Rossi, y P. Triunfo (2013): "The impact of teenage childbearing on educational outcomes", *The Journal of Developing Areas*, 47(2), 159-174.
- Flórez, C.E. (2005): "Factores socioeconómicos y contextuales que determinan la actividad reproductiva de las adolescentes en Colombia". *Revista Panamericana Salud Publica*, 18(6):388-402.
- Forste, R. y M. Tienda (1992): "Race and ethnic variation in the schooling consequences of adolescent sexual activity", *Social Science Quarterly*, 73 (1):12-30.
- Francesconi, M. (2008): "Adult outcomes for children of teenage mothers", *The Scandinavian Journal of Economics*, 110(1), 93-117.
- Frisco, M. (2008): "Adolescents' Sexual Behavior and Academic Attainment", *Sociology of Education*. 81(3):284-311.
- Furstenberg, F. (1998): "When will teenage childbearing become a problem? The implications of western experience for developing countries", *Studies Family Planning*, 29(2):246-253.
- Furstenberg, F. (2007): "Destinies of the disadvantaged. The politics of teen childbearing". The Russell Sage Foundation, New York.
- Geronimus A.R. & S. Korenman (1992), "The socioeconomic consequences of teen childbearing reconsidered", *The Quarterly Journal of Economics*; 107:1187-1214.
- Goldin, C. y L. Katz (2002): "The power of the pill: Oral contraceptives and women's career and marriage decisions", *Journal of Political Economy*, 110(4): 730-770.
- González T., D. Olesker, I. Oreggioni, M. Setaro, G. Pradere, M. Buglioli, P. Carrasco, M. Rodríguez y A. Dean (2010): "La construcción del Sistema Nacional

- Integrado de Salud, 2005-2009”, Montevideo, Uruguay, Ministerio de Salud Pública.  
[http://www.psico.edu.uy/sites/default/files/cursos/nas\\_la\\_construccion.pdf](http://www.psico.edu.uy/sites/default/files/cursos/nas_la_construccion.pdf).
- Grimes, D.A., J. Benson y S. Singh S, et al. (2006): “Unsafe abortion: the preventable pandemic”. *Lancet*: 368:1908–19.
- Gruber, J., P. Levine y D. Staiger (1999): “Abortion legalization and child living circumstances: who is the marginal child”, *Quarterly Journal of Economics*, 114(1): 263-291.
- Guldi, M. (2008): “Fertility effects of abortion and birth control pills access for minors”, *Demography*, 46(4): 817-827.
- Hoffman S.D., E.M. Foster & F. Furstenberg (1993), “Reevaluating the cost of teenage childbearing”, *Demography*; 30(1):1-13.
- Hoffman S. (1998), “Teenage Childbearing Is Not So Bad After All. . . Or Is It? A Review of the New Literature”, *Family Planning Perspectives*; 30(5):236-243.
- Hoffmann, J. y S. Johnson (2005): “Attitudes Toward Abortion among Religious Traditions in the United States: Change or Continuity?”, *Sociology of Religion*, 66 (2): 161-182.
- Hotz, V.J., S. McElroy y S. Sanders (1995): “Assessing the effects of teenage childbearing on maternal outcomes in the U.S.: exploiting a very natural experiment”, Unpublished paper, Carnegie Mellon University.
- INE (2014): “Anuario estadístico 2014”, Montevideo.  
<http://www.ine.gub.uy/biblioteca/anuario2014/anuario2014.html>
- Jelen, T. y C. Wilcox (2003): “Causes and consequences of public attitudes toward abortion: a review and research agenda”, *Political Research Quarterly*, 56: 489-500.
- Jewell, R.T. y P. Triunfo (2006): “The impact of prenatal care on birthweight: the case of Uruguay”, *Health Economics* 15: 1245-1250.
- Jewell, R.T., J. Martinez y P. Triunfo (2014): “Infant mortality in Uruguay: the effect of socioeconomic status on survival”, *The Journal of Developing Areas*, 48(2), 307-328.
- Joyce, T. (2009): “A simple test of abortion and crime”, *Review of Economics and Statistics*, 91(1): 112-123.
- Joyce, T.J. y M. Grossman (1990): “Pregnancy wantedness and the early initiation of prenatal care”, *Demography*, 27:1-17.
- Junta Nacional de Salud –JUNASA- (2010): “Rendición de Cuentas, Ejercicio 2009”, Montevideo, Uruguay, Ministerio de Salud Pública.
- Junta Nacional de Salud –JUNASA- (2014): “Rendición de Cuentas, Ejercicio 2013”, Montevideo, Uruguay, Ministerio de Salud Pública.
- Klepinger, D. H., S. Lundberg y R.D. Plotnick (1995): “Adolescent fertility and the educational attainment of young women”, *Family Planning Perspectives*, 27:23-28.
- Klepinger, D. H., S. Lundberg y R.D. Plotnick (1999): “How does adolescent fertility affect the human capital and wages of young women?”, *The Journal of Human Resources*, 34(3):421-448.
- Koch, E., M. Chireau, F. Pliego, J. Stanford, S. Haddad, B. Calhoun ... y J. Thorp (2015): “Abortion legislation, maternal healthcare, fertility, female literacy, sanitation, violence against women and maternal deaths: a natural experiment in 32 Mexican states”, *BMJ open*, 5(2), e006013.

- Kotelchuck, M. (1994): “An evaluation of the Kessner adequacy of prenatal care index and a proposed adequacy of prenatal care utilization index”, *American journal of public health*, 84(9), 1414-1420.
- Lauraga, M.E. (1995): “Uruguay adolescente, Maternidad adolescente y reproducción intergeneracional de la pobreza”, Instituto Nacional de la Mujer y la Familia/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (INFM/UNICEF), Montevideo.
- Levine, P. B., D. Staiger, T.J. Kane, y D. Zimmerman (1999): “Roe v Wade and American fertility”, *American Journal of Public Health*, 89(2), 199-203.
- Levine, P. B., y D. Staiger (2004): “Abortion Policy and Fertility Outcomes: The Eastern European Experience”, *Journal of Law and Economics*, 47(1), 223-243.
- López Gómez, A., G. Arribeltz, A. Alemán, E. Carril y G. Rey (2011): “La realidad social y sanitaria del aborto voluntario en la clandestinidad y la respuesta institucional del sector salud en Uruguay”, en Johnson, N. et al: (Des)penalización del aborto en Uruguay: Prácticas, actores y discursos, Abordaje interdisciplinario sobre una realidad compleja, Montevideo.
- Maddala, G. (1983): “Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics”, Cambridge University Press, Inglaterra.
- Manlove, J., E. Terry, L. Gitelson, A.R. Papillo y S. Russell (2000): “Explaining demographic trends in teenage fertility, 1980-1995”, *Family Planning Perspectives*, 166-175.
- Marcotte, D. E. (2013): “High school dropout and teen childbearing”, *Economics of Education Review*, 34, 258-268.
- Miller, A. (2011): “The effects of motherhood timing on career path”, *Journal Population Economics*; 24:1071-1100.
- Ministerio de Salud Pública (2010<sup>a</sup>): “La construcción del Sistema Nacional Integrado de Salud 2005-2009”, [www.paho.org](http://www.paho.org).
- Ministerio de Salud Pública (2010b): “Cuentas nacionales de salud 2005-2008”, En [http://www.msp.gub.uy/ucecsalud\\_4971\\_1.html](http://www.msp.gub.uy/ucecsalud_4971_1.html).
- Ministerio de Salud Pública (2012): “Manual de procedimientos para el manejo sanitario de la Interrupción Voluntaria del Embarazo (IVE) según Ley 18.987”.
- Ministerio de Salud Pública de Uruguay (2014): “Balance del 1er año de implementación de la Ley 18.987 –interrupción voluntaria del embarazo, decreto 375/012 reglamentación de la ley de IVE”, disponible en [http://www.msp.gub.uy/sites/default/files/archivos\\_adjuntos/conferencia%20prensa%20IVE%20FEBRERO%202014.pdf](http://www.msp.gub.uy/sites/default/files/archivos_adjuntos/conferencia%20prensa%20IVE%20FEBRERO%202014.pdf)
- Mitrut, A. y F. Wolff (2011): “The impact of legalized abortion on child health outcomes and abandonment. Evidence from Romania”, *Journal of Health Economics*, 30(6): 1219-1231.
- Moore K., D. Myers, D. Morrison, C. Nord, B. Brown & B. Edmonston (1993), “Age at first childbirth and poverty”, *Journal of Research on Adolescence*; 3:393-422.
- Mora, R. y I. Reggio (2014): “dqd: A command for treatment effect estimation under alternative assumptions”, UC3M Working Papers 14-07.
- MYSU (2013): “Estudio 2011-2012: Necesidades y demandas en salud sexual y reproductiva en mujeres adolescentes uruguayas”, Observatorio Nacional en Género y Salud Sexual y Reproductiva, Montevideo.
- Naciones Unidas (2013): *World Abortion Policies*, Nueva York, <http://www.un.org/en/development/desa/population/publications/policy/world-abortion-policies-2013.shtml>



- Newey, W. K. y K. D. West (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica* 55(3): 703-708.
- Pantelides, Edith (2004) "Aspectos sociales del Embarazo y la Fecundidad Adolescentes en América Latina"
- Paredes, M. y C. Varela (2005): "Aproximación sociodemográfica al comportamiento reproductivo y familiar en Uruguay", *Unidad Multidisciplinaria-Programa Población-FCS*; N° 67.
- Parkes, A., D. Wight, M. Henderson y P. West (2010): "Does early sexual debut teenagers' participation in tertiary education? Evidence from the share longitudinal study", *Journal of Adolescence*, 33:741-754
- Plotnick, R. (2004): "Teenage expectations and desires about family formation in the United States", *Centre for Analysis of Social Exclusion Lond School of Economic. CASEpaper* 90.
- Pop-Eleches, C. (2006): "The Impact of an Abortion Ban on Socioeconomic Outcomes of Children: Evidence from Romania", *Journal of Political Economy*, 114(4): 744-773.
- Pop-Eleches, C. (2010): "The Supply of Birth Control Methods, Education, and Fertility, evidence from Romania", *Journal of Human Resources*, 45(4): 971-997.
- Quinton D., A. Pickles, B. Maughan & M. Rutter (1993), "Partners, peers and pathways: assortative pairing and continuities in conduct disorder", *Development and Psychopathology*; 5:763-783.
- Ribar D.C. (1994a), "Teenage fertility and high school completion", *Review of Economics and Statistics*; 76:413-424.
- Ribar D.C. (1994b), "The socioeconomic consequences of young women's childbearing: reconciling disparate evidence", *Working Paper 4-94-1*, Department of Economics, Pennsylvania State University.
- Rodríguez Vignoli, J. (2005): "Reproducción en la adolescencia", *Revista de la CEPAL*, 86, 123.
- Rodríguez Vignoli, J. (2008): "Reproducción en la Adolescencia en América Latina y el Caribe: ¿Una Anomalía a Escala Mundial?", *Córdoba: Centro Latinoamericano y Caribeño de Población (CELADE)*, 35.
- Rodríguez Vignoli, J. (2014): "La reproducción en la adolescencia y sus desigualdades en América Latina. Introducción al análisis demográfico, con énfasis en el uso de microdatos censales de la ronda de 2010", *Documento de Proyecto*, Santiago de Chile, Naciones Unidas.
- Romer, D., M. Black, I. Ricardo, S. Feigelman, L. Kaljee, J. Galbraith, R. Nesbit, R. Hornik, y B Stanton (1994): "Social influences on the sexual behavior of youth at risk for HIV exposure", *American Journal of Public Health*, 84(6):977-985.
- Rossi, M. y P. Triunfo (2012): "Aborto en Uruguay y América Latina: el posicionamiento de los ciudadanos", *Revista Equidad y Desarrollo* 18: 9-21, Universidad de la Salle, Colombia, 2012.
- Sanseviero, R. (2003): "Condena, tolerancia y negación. El aborto en Uruguay", *Montevideo: Ediciones del Centro Internacional de Investigación e Información para la Paz*.
- Santelli, J., L. Durbestein, L. Finer y S. Singh (2007): "Explaining recent declines in adolescent pregnancy in the United States: the contribution of abstinence and improved contraceptive use", *American Journal of Public Health*, 97(1):1-7.

- Sapriza, G. (2011): “Historia de la (des)penalización del aborto en Uruguay. “Aborto libre”: la corta experiencia uruguaya (1934-1938)”, en (Des)penalización del aborto en Uruguay: Prácticas, actores y discursos, Abordaje interdisciplinario sobre una realidad compleja, Niki, J et al, UdelaR.
- Sedgh, G., L.B. Finer, A. Bankole, M.A. Eilers y S. Singh (2015): “Adolescent pregnancy, birth, and abortion rates across countries: levels and recent trends”, *Journal of Adolescent Health*, 56(2): 223-230.
- Singh, S. y J.E. Darroch (2000): “Adolescent pregnancy and childbearing: levels and trends in developed countries”, *Family Planning Perspective*, 32 (1):14-23.
- Stern, C. (2004): “Vulnerabilidad social y embarazo adolescente en México”, *Papeles de Población*, enero-marzo, n° 039. Universidad Autónoma del Estado de México.
- UNICEF (2012): *Observatorio de los Derechos de la Infancia y la Adolescencia en Uruguay 2012*, Álvaro Arroyo, et al, Montevideo: UNICEF.
- Upchurch, D y J. McCarthy (1990): “The timing of a first birth and high school completion”, *American Sociological Review*, 55:224-234.
- Torche, F. (2011): “The effect of maternal stress on birth outcomes: exploiting a natural experiment”, *Demography*, 48(4), 1473-1491.
- UNFPA (2003): “Estado de la población mundial 2003: valorizar a 1000 millones de adolescentes: inversiones en su salud y sus derechos”, Fondo de Población de las Naciones Unidas.
- Valente, C. (2014): “Access to abortion, investments in neonatal health, and sex-selection: Evidence from Nepal”, *Journal of Development Economics*, 107: 225-263.
- Varela, C. (2004): “Programas y políticas nacionales que afectan la fecundidad: el caso de Uruguay. El reemplazo de la población en el Uruguay, un fenómeno ausente en la agenda estatal”. En “La Fecundidad en América Latina y el Caribe: Transición o revolución?”, Santiago de Chile, CEPAL.
- Varela, C (2007): “Fecundidad. Propuestas para la formulación de políticas”. En Calvo J.J. y P. Mieres (eds), *Importante pero urgente. Políticas de población en Uruguay*. Rumbos, UNFPA, Montevideo.
- Varela, C., R. Pollero y A. Fostik (2008): “La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo”. En Varela, C. (eds), *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XXI*, Trilce, Montevideo.
- Varela, C. y A. Fostik (2011): “Maternidad adolescente en el Uruguay: ¿transición anticipada y precaria a la adultez?” *Revista Latinoamericana de Población*, Año 5, Número 8. Enero-Junio, 2011.
- Varela, C. y C. Lara (2011): “Maternidad adolescente en Uruguay: trayectorias de vida de dos generaciones”, trabajo presentado Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, del 23 al 26 de octubre de 2012 [http://alapop.org/Congreso2012/DOCSFINAIS\\_PDF/ALAP\\_2012\\_FINAL43.pdf](http://alapop.org/Congreso2012/DOCSFINAIS_PDF/ALAP_2012_FINAL43.pdf)
- Varela, C., I. Pardo, C. Lara, M. Nathan y M. Tenenbaum (2013): “La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferencias en el comportamiento reproductivo”, en Calvo, C. et al: *Atlas sociodemográfico y de la desigualdad del Uruguay*, Trilce, Montevideo.
- White, L. y K. Moore (1978): “The impact of an early first birth on young women’s educational attainment”, *Social Forces*, 56:845-865.
- Woodward, L.J. y D.M. Fergusson (1999): “Early conduct problems and later risk of teenage pregnancy in girls”, *Development and Psychopathology*, 11:127-141.