



dECON

Facultad de Ciencias Sociales
UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

Documentos de Trabajo

Efectos de corto plazo de la ley de interrupción voluntaria del embarazo en Uruguay sobre los nacimientos

José-Ignacio Antón, Zuleika Ferre y Patricia Triunfo

Documento No. 02/16
Febrero 2016

ISSN 0797-7484

Efectos de corto plazo de la ley de interrupción voluntaria del embarazo en Uruguay sobre los nacimientos

José-Ignacio Antón¹

Zuleika Ferre²

Patricia Triunfo³

Resumen

En el año 2012 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. Evaluamos el impacto de dicho cambio normativo en la cantidad y calidad de los nacimientos en el corto plazo. Usamos una metodología de diferencia-en-diferencias, el registro administrativo de todos los nacimientos ocurridos en el país entre 2010 y 2014, y una estrategia de identificación novedosa, basada en la condición de planificación de los embarazos. Los resultados obtenidos muestran que la despenalización del aborto redujo en un 11% el número de nacimientos de las madres entre 20 y 34 años con educación secundaria. A su vez, para estas madres se observa una mejora en los controles prenatales y en el apgar de los recién nacidos.

Palabras claves: aborto, Uruguay, fecundidad, diferencia en diferencias.

Abstract

Using a differences-in-differences approach, a comprehensive administrative register of births and a novel identification strategy based on the planned or unplanned nature of pregnancies that ends in births, we evaluate the impact of an abortion reform in Uruguay allowing free interruption of pregnancy until 12 weeks of gestation (coming into force in December 2012) on the quantity and quality of births in the short run (19 months after the reform). We find that this policy induced a 11% decline of the number of unplanned births of mothers between 20 and 34 years old with secondary education. This increased the average quality of births in terms of pre-natal control care and probability of having a single mother. Furthermore, we document a positive selection process of births affected by the reform, as adequate pre-natal control care and apgar scores rose among the affected demographic group.

Keywords: abortion, Uruguay, fertility, difference-in-differences.

JEL classification: I12, I18, J13, J18.

¹ Department of Economics, Johannes Kepler University Linz (Austria). E-mail: jose.anton@jku.at.

² Departamento de Economía, Universidad de La República (Uruguay). E-mail: zuleika.ferre@cienciassociales.edu.uy.

³ Departamento de Economía, Universidad de La República (Uruguay). E-mail: patricia.triunfo@cienciassociales.edu.uy.

1. Introducción

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.

En el año 2012 se aprueba la Ley 18.987 que permite la interrupción voluntaria del embarazo (IVE) dentro de las primeras 12 semanas de gestación.⁴

El objetivo de este estudio es brindar evidencia empírica sobre el impacto en la fecundidad en el corto plazo de este cambio normativo, tanto en base al número de nacimientos, como a aquellos indicadores que refieren a la calidad del proceso del embarazo (número de visitas prenatales) que redundan en mejores resultados para el niño (peso al nacer, embarazos a término, apgar).

⁴ <http://www.parlamento.gub.uy>.

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. 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. En tercer lugar, el trabajo presenta una novedad metodológica adicional. Mientras que investigaciones previas se basan en la comparación de antes y 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. Por tanto, la natalidad planeada es tomada como grupo de control.

Utilizando la base de datos del Sistema de Información Perinatal (SIP) para 38 meses entre 2011 y 2014, se estiman los efectos causales de la despenalización del aborto de 2012 en la cantidad y calidad de los nacimientos, a través de diferencia-en diferencias. La información precisa, tanto temporal como espacial, de esta base de datos permite identificar si el embarazo que culmina en un nacimiento fue planeado o no.

Nuestros resultados sugieren que la Ley de IVE en Uruguay provoca una reducción de la fecundidad únicamente en las mujeres entre 20 y 34 años con educación secundaria en el entorno a un 11%. En general, las características observables de los embarazos no planeados de esas mujeres son peores que el embarazo promedio, con lo cual una reducción de estos nacimientos, por sí mismo, significaría una mejora del nacimiento promedio. Asimismo, encontramos un cierto proceso de selección, dado que la calidad de los nacimientos de los embarazos no planeados, experimenta una mejora en términos de apgar y realización de controles prenatales.

2. Antecedentes

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. Los niveles de aceptación sobre ésta práctica son parte también del contexto histórico y social del lugar, en el que influyen aspectos políticos, culturales y religiosos.

Uruguay no ha estado 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 (Ley 18.987). La ley 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 la salud, quienes deben explicarle los alcances de su decisión (riesgos, programas disponibles de apoyo, prevención de futuros embarazos, entre otros) y la mujer informar de las razones por las cuales no puede continuar con el embarazo en curso. 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, se le coordina 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.

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 existen trabajos que estudian los efectos para otros países.

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), 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. Resultados similares encuentran Cook *et al.* (1999) y Ananat *et al.* (2007) y, para la fecundidad adolescente, Angrist y Evans (2000) y Guldi (2008).

Una 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 (peso al nacer, educación futura, comportamientos de riesgo futuros, etc.). En este sentido, 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.). Los autores encuentran que los nacidos en estados afectados por el cambio de legislación presentan mejores indicadores.

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. En efecto, 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 que el efecto encontrado puede no solamente tener que ver con la selección de nacimientos, sino también con el tamaño de las cohortes. Cohortes más pequeñas reducirían los posibles efectos de pares y aumentarían las dificultades de los vendedores de droga para llegar a los jóvenes. A su vez, encuentran 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, Rumania se presenta como un caso particular luego de que las políticas de corte natalistas prohibieran 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, 2010) encuentra variaciones negativas en la fecundidad, a la vez que Mitrut y Wolff (2011) encuentran efectos positivos en el peso al nacer pero no en indicadores de salud en edades tempranas.

Para países de Europa del este, Levine y Staiger (2004), utilizando las variaciones de las políticas de aborto ocurridas entre finales de los ochenta y principios de los noventa, 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). Los autores 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.

Para Nepal, Valente (2014), aprovechando la variación geográfica de la infraestructura médica, estima 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 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.

Por otra parte, se estima que en el mundo, aproximadamente el 41% de los embarazos anuales son no planificados y de estos la mitad culmina en aborto (UNFPA, 2003). 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).

3. Datos y métodos

3.1. Datos

Se utilizan los datos del Sistema de Información Perinatal (SIP- CLAPDH, OPS/OMS), que cuenta con características únicas al brindar información temporal y espacial muy precisa que incluye datos de la madre, de su embarazo y del recién nacido. El SIP fue creado con el objetivo de monitorear la salud maternal, perinatal e infantil en América Latina y el Caribe, utilizando como instrumentos formularios de uso clínico en ginecología y neonatología que son completados por un profesional de la salud y después ingresados al SIP (Díaz-Rosello, 1998; Fescina *et al.*, 2010; OMS, 2010).

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 nuevos resportes de otros 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 50% 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.

Por otra parte, debemos realizar algunas precisiones respecto a la selección temporal elegida. En primer lugar, como se mencionó anteriormente, las mujeres pueden acogerse a la ley de IVE antes de las 12 semanas de gestación. Sin embargo, debido a que esta variable puede estar codificada con cierto margen de error (por problemas de unidad de registro- semanas/días-, o por error de 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. Teniendo en cuenta que el día de nacimiento de embarazos que alcanzaron la 13^a semana de gestación en el mismo momento puede ser distinto (aproximadamente entre la semana 28 y 42), se decide excluir aquellos nacimientos que alcanzaron la semana 13 de gestación posterior al 8 de junio de 2014. Lo anterior evita el incluir gestaciones que podrían haber culminado en nacimientos en el año 2015, base de datos aún no disponible. Esto significa que tenemos 19 meses posteriores a la entrada en vigencia de la ley de IVE. Por lo tanto, decidimos considerar una ventana temporal de 38 meses (152 semanas), simétrica entre antes y después de la ley de IVE, lo que implica incluir los nacimientos que alcanzan la 13^a semana de gestación entre el 20 de junio de 2011 y el 8 de junio de 2014 para Montevideo. En resumen, utilizamos 93.762 nacimientos colapsados en 304 semanas para analizar la fecundidad.

Para analizar la calidad de los nacimientos, se realiza un análisis únicamente de los grupos demográficos cuya fecundidad se ve afectada.

3.2. Métodos: estrategia de identificación

Se opta por una aproximación metodológica de diferencia en diferencias o dobles diferencias (DD) explotando la información sobre la planificación del embarazo contenida en la base de datos. Esto es, la estrategia de identificación se basa en el hecho que el cambio normativo de la Ley 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 planificado 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 período tan corto de tiempo 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:

$$\ln(\text{Nacimientos})_{gt} = \alpha + \beta * \text{No planeado}_g * \text{IVE}_t + \delta * \text{No planeado}_g + \mu_t + \varepsilon_{gt} \quad (1)$$

donde la variable de resultado corresponde al logaritmo del número de nacimientos del grupo g (embarazos planeados o no planeados) en la semana t . 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. IVE_t es una variable binaria que toma el valor 0 hasta la entrada en vigor de la ley de la IVE y 1 a partir de este momento. μ_t son los efectos fijos temporales y ε_{gt} el error aleatorio. De esta forma, el coeficiente estimado β , bajo el supuesto de tendencias paralelas, recoge el efecto causal de la legislación del aborto sobre el grupo de tratamiento (los embarazos no planeados). No se incluyen controles individuales, como podría ser estado civil, edad y educación ya que en sí mismo podrían considerarse como variables de resultado (Angrist y Pischke, 2008), aunque, además del modelo general, optamos por realizar las estimaciones para grupos de edad y educación, como se señaló anteriormente.

Finalmente, debemos realizar tres últimas precisiones. 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.⁵ 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 13^a 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. 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 *transición_{gt}* 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 segundo 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).

Por último, en tercer lugar a fin de arrojar evidencia adicional sobre la validez de la estrategia de identificación se plantea la inclusión en los modelos de dos intervenciones “placebo”, esto es, intervenciones que afectarían a los nacimientos no planeados que nunca se llevaron a cabo. La primera consiste en un “tratamiento” aplicable a las 12 semanas

⁵ 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.

anteriores a la fecha de entrada en vigor de la IVE y la segunda considera si hay un efecto diferencial en el mismo lapso temporal pero un año antes. A estos efectos se incluye una variable que resulta de la interacción *No planeado_g* 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.

El modelo presentado anteriormente es estimado para toda la muestra seleccionada y separadamente para diferentes grupos de edad-educación. Para aquellos grupos en los que encontramos una caída en la fecundidad, se procedió a indagar si hay una selección de los nacimientos en términos de características observables operando detrás. En otras palabras, si se produce una caída de la fecundidad, puede ocurrir que dicha disminución no sea aleatoria, sino que se concentre en 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.⁶ 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 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:

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

donde Y_{it} es una variable de resultado del nacimiento para la madre i en la semana t , como ser peso al nacer (logaritmo del peso en gramos), la condición de parto prematuro (variable binaria que toma el valor 1 si el parto es anterior a las 37 semanas de gestación) o si se trata de un embarazo que tuvo controles prenatales adecuados. 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,

⁶ 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.

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. A su vez, se consideraron algunas características del proceso del embarazo, como ser estados hipertensivos (eclampsia, preclampsia e hipertensión) y si la mujer era soltera. En todos los casos se especifican variables binarias que toman el valor 1 en el caso de poseer la característica y 0 en caso contrario. El resto de los términos de la Ecuación 2 tienen el mismo significado que en la Ecuación 1.

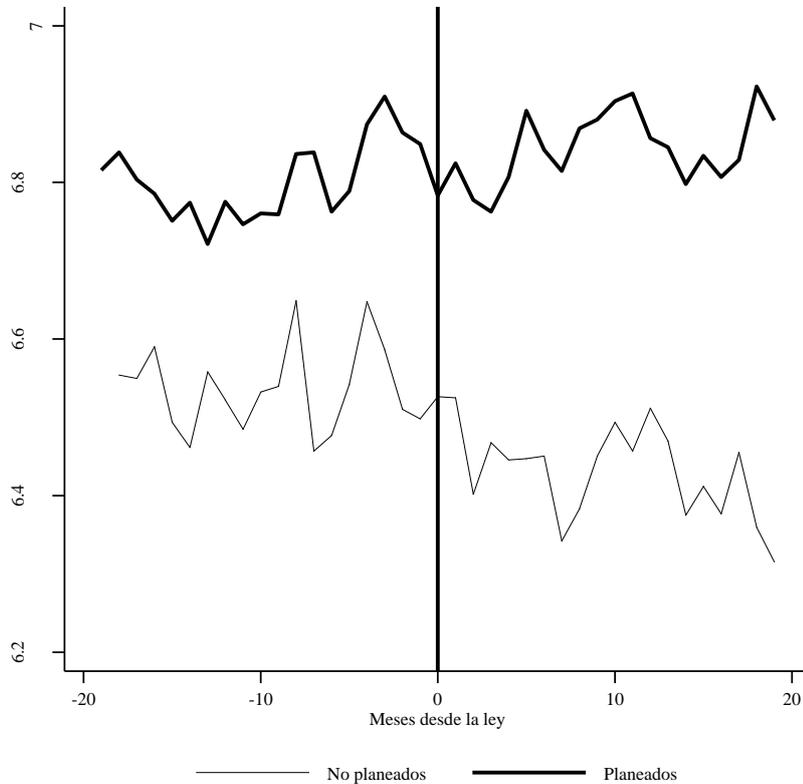
Todos los modelos se estiman por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con errores estándares robustos a la heteroscedasticidad en lugar de otras alternativas (modelos de Poisson o de regresión binomial negativa, *probit*, *logit*), debido a que los requerimientos de estos últimos para obtener estimadores 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, y dada la dificultad que incorpora el tener únicamente dos grupos (embarazos planeados y no planeados), se utilizan distintas versiones del estimador Newey-West robustos a la existencia de autocorrelación de distintos órdenes (Bertrand *et al.*, 2004; Angrist y Pischke, 2008; Newey y West, 1987, 1994; Cameron y Miller, 2015).

En el caso del modelo 2, para tener en cuenta la posible correlación intra-grupo de los nacimientos procedemos a la agregación de los datos a nivel de tiempo-grupo, usando las variables en niveles y ponderando por el número de nacimientos de cada grupo en cada período de tiempo y aplicando el mencionado estimador de Newey-West.

La Figura 1 muestra la evolución del total de nacimientos en logaritmo en el período de interés. Aunque la misma es descriptiva y parece existir una tendencia desde

antes del cambio normativo, muestra una caída de los nacimientos de embarazos no planeados.

Figura 1. Evolución de los nacimientos antes y después de la Ley de IVE.

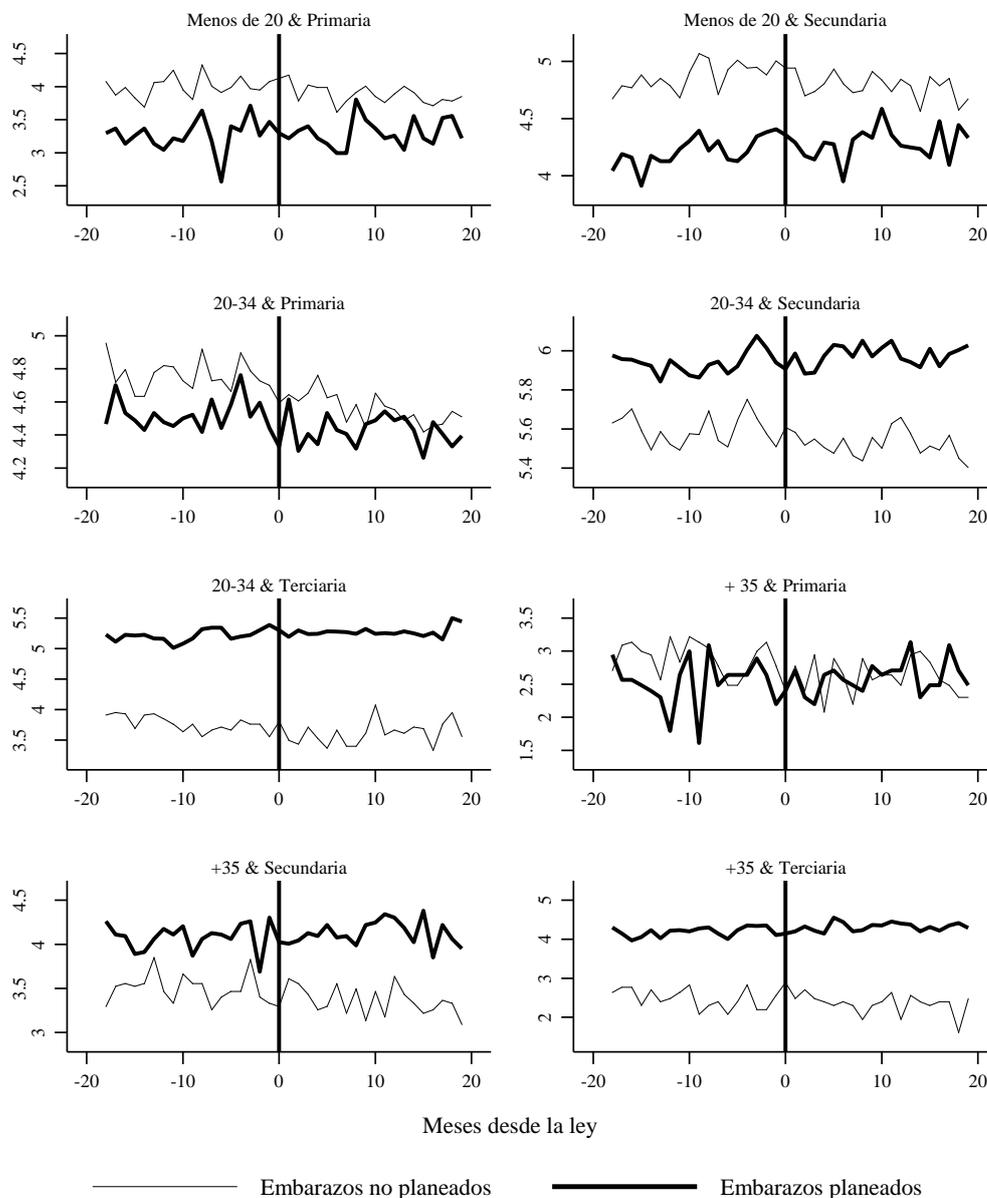


Nota: Los meses representan periodos de 4 semanas.

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

En la Figura 2 se presenta dicha evolución pero para distintos grupos de edad y educación. Si bien es riesgoso inferir tendencias claras, la evolución del número de nacimientos de mujeres entre 20 y 34 años que finalizaron educación secundaria, edades claves en términos de fecundidad y que representan el 41% del total de nacimientos antes del cambio normativo, muestra una reducción en el número de nacimientos de los embarazos no planeados desde la entrada en vigor de la Ley.

Figura 2. Evolución de los nacimientos antes y después de la Ley de IVE por grupos de edad y educación de la madre



Nota: Los meses representan periodos de 4 semanas.

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

Las principales estadísticas descriptivas de la muestra utilizada en el análisis se presentan en las Tablas 1 y 2.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de los nacimientos por grupos de edad y nivel educativo

	Embarazos planeados				Embarazos no planeados			
	Antes		Después		Antes		Después	
	Media	Desv. estándar	Media	Desv. estándar	Media	Desv. estándar	Media	Desv. estándar
Número de nacimientos	225.00	17.51	235.05	16.81	172.59	13.56	155.04	15.35
Número de nacimientos de mujeres menores de 20 años con educación primaria	6.79	2.47	6.93	2.72	13.89	4.51	12.14	3.35
Número de nacimientos de mujeres menores de 20 años con educación secundaria	17.12	3.82	18.26	4.37	32.89	6.28	29.95	5.03
Número de nacimientos de mujeres de 20-34 años con educación primaria	22.99	4.64	21.05	4.82	29.13	5.24	23.97	4.68
Número de nacimientos de mujeres de 20-34 años con educación secundaria	94.97	9.78	98.96	9.79	67.50	8.02	62.64	8.13
Número de nacimientos de mujeres de 20-34 años con educación terciaria	46.39	7.13	48.89	6.58	10.93	3.71	9.39	3.57
Número de nacimientos de mujeres de 35 años o más con educación primaria	3.30	1.95	3.49	1.73	4.58	2.22	3.51	2.06
Número de nacimientos de mujeres de 35 años o más con educación secundaria	14.99	3.90	15.67	4.49	8.32	2.99	7.30	2.77
Número de nacimientos de mujeres de 35 años o más con educación terciaria	16.67	4.16	18.93	4.73	3.14	1.64	2.67	1.53
Número de observaciones (semanas)	152		152		152		152	

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

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de las variables de resultado para las madres de 20 a 34 años con educación secundaria completa

	Embarazos planeados				Embarazos no planeados			
	Antes		Después		Antes		Después	
	Media	Desv. estándar	Media	Desv. estándar	Media	Desv. estándar	Media	Desv. estándar
Peso al nacer (en gramos)	3,289	571	3,299	575	3,256	592	3,285	570
Prematuros (<37 semanas de gestación)	0.089	0.285	0.085	0.279	0.093	0.291	0.090	0.287
Controles prenatales adecuados según Kessner	0.691	0.462	0.722	0.448	0.455	0.498	0.508	0.500
Controles prenatales adecuados según MSP	0.823	0.382	0.849	0.358	0.585	0.493	0.632	0.482
Apgar 1 minuto	8.465	1.220	8.499	1.206	8.449	1.231	8.518	1.146
Apgar 5 minutos	9.585	0.998	9.604	1.012	9.558	1.000	9.603	1.014
Madre soltera	0.098	0.298	0.110	0.312	0.243	0.429	0.254	0.435
Hipertensión	0.020	0.138	0.020	0.141	0.025	0.155	0.019	0.138
Pre-eclampsia	0.032	0.177	0.035	0.183	0.030	0.171	0.037	0.189
Eclampsia	0.001	0.026	0.001	0.035	0.002	0.044	0.001	0.032
Número de observaciones (nacimientos)	7,218		7,521		5,130		4,761	

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

4. Resultados

En la Tabla 3 se presentan los resultados de la estimación de la Ecuación 1 bajo diferentes estrategias. Estos resultados sugieren que la ley de IVE tuvo un impacto negativo en el número de nacimientos, aunque cuando se controla por tendencia temporal el impacto cae del 17% al 8%. Lo anterior es robusto cuando se controla por correlación serial, hasta orden cuatro, consistente con la regla de Newey-West. Aún más las pruebas de placebo dan mayor confianza acerca de efectos causales de la intervención de esta política.

Tabla 3. Efectos de la Ley de IVE en el número de nacimientos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tratamiento	-0.171*** (0.017)	-0.081** (0.038)	-0.171*** (0.020)	-0.081** (0.037)	-0.103** (0.048)	-0.078** (0.037)
Placebo I					-0.032 (0.034)	
Placebo II						0.011 (0.041)
R ₂	0.933	0.936	0.933	0.936	0.936	0.936
Número de observaciones	304	304	304	304	304	304
Efectos fijos semanales	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efecto fijo planeado/no planeado	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Tendencia temporal	No	Si	No	Si	Si	Si
Controles por correlación serial	No	No	AR(4)	AR(4)	AR(4)	AR(4)

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. Todas las especificaciones incluyen una constante y la variable de transición. Efecto fijo planeado/no planeado es una variable dummy que toma el valor 0 si fue un embarazo planeado y 1 en caso de embarazo no planeado.

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

En segundo lugar, como se mencionó en la sección anterior procedimos a replicar el análisis para diferentes grupos de edad y educación de la madre, con el objetivo de identificar cuál grupo demográfico es el responsable del resultado encontrado. En este sentido, es posible afirmar que la caída en la fecundidad es causada exclusivamente por el grupo de mujeres entre 20 y 34 años con educación secundaria completa (ver Tabla 4).⁷ Dicha reducción es de aproximadamente 11%.

⁷ En la Tabla 4 no se presentan los resultados de las estimaciones que controlan por correlación serial, pero los resultados son similares al hacerlo.

Tabla 4. Efectos de la Ley de IVE en el número de nacimientos por grupos de edad y educación

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Menos de 20 años con primaria	Menos de 20 años con secundaria	20-34 años con primaria	20-34 años con secundaria	20-34 años con terciaria	35 años o más con primaria	35 años o más con secundaria	35 años o más con terciaria
Tratamiento	0.002	-0.055	0.023	-0.109**	-0.054	-0.245	-0.057	-0.180
	(0.188)	(0.109)	(0.111)	(0.052)	(0.165)	(0.324)	(0.204)	(0.243)
R ²	0.747	0.828	0.659	0.901	0.942	0.523	0.771	0.926
No.de observaciones	304	304	304	304	304	292	304	297
Efectos fijos semanales	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Efecto fijo planeado/no planeado	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Tendencia temporal	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

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. Todas las especificaciones incluyen una constante y la variable de transición. Efecto fijo planeado/no planeado es una variable dummy que toma el valor 0 si fue un embarazo planeado y 1 en caso de embarazo no planeado. En algunos grupos fueron excluidas algunas semanas dado que el número de nacimientos registrado es 0 y por tanto no se puede aplicar la transformación logarítmica.

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

Aun cuando no exista selección de los nacimientos, ni por características observables como no observables, el hecho que la caída encontrada en la fecundidad corresponda a un grupo demográfico particular, debería tener algún efecto en la calidad promedio de los nacimientos. A estos efectos, en la Tabla 5 se analizan las características de los nacimientos de las madres entre 20 y 34 años con educación secundaria completa respecto al resto de los nacimientos. Como se observa no existen grandes diferencias de media entre ambos grupos antes del cambio normativo, salvo algunas excepciones. Las mujeres de entre 20 y 34 años con educación secundaria completa se caracterizan por tener controles prenatales menos adecuados y una mayor proporción de madres solteras. Asimismo, el porcentaje de nacimientos con eclampsia es ligeramente mayor, pero a pesar que esta diferencia es estadísticamente significativa, el tamaño es insignificante en términos económicos o sociales.

Tabla 5. Diferencias de medias de características observables entre embarazos no planeados de mujeres entre 20 y 34 años con educación secundaria y el resto de mujeres antes de la Ley de IVE

	(1)	(2)	(3)
	Nacimientos no planeados de mujeres de 20 a 34 años con educación secundaria completa	Resto de los nacimientos	Diferencia [(3) = (1)-(2)]
Peso al nacer (logaritmo del peso en gramos)	8.067 (0.003)	8.063 (0.001)	0.004 0.004
Prematuros (<37 semanas de gestación)	0.093 (0.004)	0.098 (0.002)	-0.005 0.005
Controles prenatales adecuados según Kessner	0.455 (0.007)	0.597 (0.003)	-0.142*** 0.008
Controles prenatales adecuados según MSP	0.585 (0.007)	0.729 (0.003)	-0.144*** 0.007
Apgar 1 min. (logartimo)	2.124 (0.003)	2.119 (0.001)	0.005 0.003
Apgar 5 min. (logartimo)	2.257 (0.002)	2.254 (0.001)	0.003 0.002
Madre soltera	0.243 (0.006)	0.171 (0.002)	0.073*** (0.006)
Hipertensión	0.025 (0.002)	0.021 (0.001)	0.003 (0.002)
Pre-eclampsia	0.032 (0.002)	0.030 (0.001)	0.003 (0.003)
Eclampsia	0.002 (0.001)	0.001 (0.000)	0.001** (0.000)

Nota: Errores estándares entre paréntesis.

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

Tal como indicamos en la sección 3, la segunda parte del análisis investigará los resultados de los nacimientos de aquellas mujeres que son afectadas por el cambio normativo. En este sentido, estimamos la Ecuación 2 para el grupo de mujeres de 20 a 34 años con educación secundaria completa. Es importante mencionar que la literatura previa no provee una hipótesis razonable de cómo la caída en la fecundidad provocada por los cambios en las legislaciones sobre el aborto, podría afectar la calidad de los nacimientos. Se han observado procesos de selección positivos y negativos.

Los resultados presentados en la Tabla 6, sugieren que solamente hay una pequeña selección positiva de los nacimientos en términos de mejora de los controles prenatales y apgar.⁸

Hay dos temas adicionales a ser mencionados. En primer lugar, los efectos de la despenalización del aborto pueden ir más allá de lo reportado aquí. Dado que el aborto en condiciones de riesgo es considerado uno de los principales factores de la mortalidad materna, la despenalización del aborto debería contribuir a la reducción de abortos ilegales hechos en condiciones no seguras. A pesar que podrían existir errores de registro, de acuerdo al MSP se registraron apenas dos muertes maternas debido a prácticas ilegales de aborto en los primeros dos años de implementación de la nueva ley (Quian, 2015). En segundo lugar, la ausencia de grandes efectos del cambio normativo podría estar asociada a la acción del grupo denominado Iniciativas Sanitarias que a partir del año 2002 propuso e implementó un protocolo de asistencia. El mismo implica el otorgamiento de información por parte del personal de la salud sobre prácticas seguras, realización de paraclínicas, acompañamiento sanitario, psicológico y social de una mujer que considera como alternativa el aborto. Estas acciones probablemente tuvieron un impacto en la sociedad uruguaya y por tanto en las decisiones de la mujer relativas a su reproducción, así como en el procedimiento en sí mismo que pasó de ser quirúrgico a ser farmacológico (Briozzo, 2002; Briozzo *et al*, 2007; López Gómez *et al*, 2011).

⁸ Para estos cuatro casos, de forma de controlar la existencia de correlación serial, repetimos el análisis colapsando los datos en celdas grupo-semana, esto es, utilizando los promedios semanales de cada variable de interés para los nacimientos planeados y no planeados, respectivamente, y ponderando por el número de nacimientos de cada celda. Los coeficientes son lógicamente los mismos y solamente cambian los errores estándar, calculados por el método Newey-West y robustos a heteroscedasticidad de distinto orden. Los resultados de este análisis, disponible bajo petición a los autores, apuntan a que estos efectos continúan siendo significativos.

Tabla 6. Efecto de la Ley de IVE en las características de los nacimientos de mujeres de 20 a 34 años con educación secundaria

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Peso al Nacer (en logaritmo)	Prematuros (<37 semanas de gestación)	Controles prenatales adecuados según Kessner	Controles prenatales adecuados según MSP	Apgar 1 min (en logaritmo)	Apgar 5 min (en logaritmo)	Madre soltera	Hipertensión	Pre- eclampsia	Eclampsia
Tratamiento	0.006	-0.001	0.052**	0.041**	0.022***	0.010**	0.009	-0.008	-0.003	-0.002
	(0.008)	(0.013)	(0.023)	(0.018)	(0.008)	(0.004)	(0.018)	(0.007)	(0.008)	(0.001)
R ²	0.006	0.006	0.062	0.075	0.008	0.007	0.043	0.007	0.006	0.007
No.de obs.	24,613	24,630	24,146	24,095	24,442	24,447	24,117	24,630	24,630	24,630
Efectos fijos semanales	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efecto fijo planeado/no planeado	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Tendencia temporal	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si

Notas: *** significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%. Errores estándar corregidos por *cluster* a nivel de grupo-semana. Todas las especificaciones incluyen una constante y la variable de transición. Efecto fijo planeado/no planeado es una variable dummy que toma el valor 0 si fue un embarazo planeado y 1 en caso de embarazo no planeado.

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

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.

5. Discusión y conclusiones

Los dos primeros años de aplicación de la ley de interrupción voluntaria del embarazo en Uruguay muestran que el número de abortos realizado es muy inferior a las estimaciones previas, 15.176 de los cuales el 18% fueron de mujeres menores de 20 años, el 40% se realizó en instituciones públicas y el 62% en Montevideo (MSP, 2014, 2015). Por lo tanto, en 2014 Uruguay registró una tasa de aborto del 12 por cada 1000 mujeres entre 15 a 44 años, cifra similares a Portugal (9‰), Italia (10‰) o España (12‰), y bastante menor que la de países de la región como Cuba (29‰) (Naciones Unidas, 2013).

Este trabajo ha explorado el cambio normativo en la legislación del aborto en la cantidad y calidad de los nacimientos. El principal resultado obtenido sugiere que hay una caída en la fecundidad, asociada a un 11% de reducción de los embarazos no planeados de mujeres de 20 a 34 años con educación secundaria completa, colectivo en el que los nacimientos presentan peores indicadores que el promedio. Asimismo, encontramos que la reducción de estos nacimientos es no ortogonal con algunas características de calidad, sino que existe un proceso de selección positivo en controles prenatales adecuados y apgar.

Serán necesarios trabajos posteriores a fin de profundizar en el efecto del aborto en el mediano y largo plazo, en indicadores socioeconómicos de niños y adultos y en los posibles efectos que las condiciones seguras de los abortos tienen en la salud materna.

Referencias Bibliográficas

- Ananat E, Oltmans E, Gruber J, Levine P. 2007. Abortion legalization and life-cycle fertility. *Journal of Human Resources*, 42(2): 375-397.
- Ananat E, Oltmans E, Gruber J, Staiger D, Levine P. 2009. Abortion and selection. *Review of Economics and Statistics*, 91(1): 124-136.
- Angrist JD, Evans WN. 2000. Schooling and labor market consequences of the 1970 state abortion reforms. *Research in Labor Economics*, 18: 75-113.
- Angrist JD, Pischke JS. 2008. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S. 2004. How much should we trust differences-in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-275.
- 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 L, Labandera A, Gorgoroso M, Pons JE. 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.
- Cameron AC, Miller DL. 2015. A practitioner's guide to cluster-robust inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317-372.
- Charles KK, Stephens M. 2006. Abortion legalization and adolescence substance abuse. *Journal of Law and Economics*, 49(2): 481-505.
- Cook P, Parnell AM, Moore M, Pagnini D. 1999. The effects of short-term variation in abortion funding on pregnancy outcomes. *Journal of Health Economics*, 18(2): 241-257.
- Díaz-Rosello JL 1998. Health services research, outcomes, and perinatal information systems, *Current Opinion in Pediatrics*, Vol. 10, No. 2, pp- 117-122.
- Donohue III JJ, Levitt SD. 2001. The impact of legalized abortion on crime. *Quarterly Journal of Economics*, 116(2): 379-420.
- Fescina, RH, De Mucio B, Martínez G, Díaz-Rosello JL, Serruya S, Mainero L, Rubino M. 2010. *Perinatal Information System (SIP): Perinatal clinical record and complementary forms: filling instructions and definition of terms*, Montevideo: Latin American Perinatology Center/Women's Reproductive Health.
- Gruber J, Levine P, Staiger D. 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.
- Joyce TJ, Grossman M. 1990. Pregnancy wantedness and the early initiation of prenatal care. *Demography*, 27:1-17.
- 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.
- Levine PB, Staiger D, Kane TJ, Zimmerman D. 1999. Roe v Wade and American fertility. *American Journal of Public Health*, 89(2), 199-203.
- Levine PB, Staiger D. 2004. Abortion policy and fertility outcomes: The Eastern European experience. *Journal of Law and Economics*, 47(1), 223-243.
- López Gómez A, Arribeltz G, Alemán A, Carril E, Rey G. 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.
- Ministerio de Salud Pública. 2014. Balance del primer año de implementación de la Ley 18.987. Disponible en: http://www.msp.gub.uy/sites/default/files/archivos_adjuntos/conferencia%20prensa%20IVE%20FEBRERO%202014.pdf. [acceso 31 enero 2016].
- Ministerio de Salud Pública. 2015. Interrupción voluntaria del embarazo. Disponible en <http://www.msp.gub.uy/noticia/interrupci%C3%B3n-voluntaria-de-embarazo> [acceso 31 enero 2016].
- Mitrut A, Wolff F. 2011. The impact of legalized abortion on child health outcomes and abandonment. Evidence from Romania. *Journal of Health Economics*, 30(6): 1219-1231.
- Mora R, Reggio I. 2014. dtd: A command for treatment effect estimation under alternative assumptions, UC3M Working Papers 14-07.
- Naciones Unidas. 2013. World abortion policies. Nueva York, <http://www.un.org/en/development/desa/population/publications/policy/world-abortion-policies-2013.shtml>
- Newey WK, West KD. 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3): 703-708.
- Newey WK., West KD. 1994. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies*, 61(4): 631-653.

- Organización Mundial de la Salud 2010. History of the Perinatal Information System. Making Pregnancy Safer. A Newsletter of Worldwide Activity, 8.
- 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.
- Quián J. 2015. Impacto de la iniciativa de reducción de riesgo y daños: modificación de la ley de aborto, presentación en *Salvando mujeres y recién nacidos: intervenciones para reducir la mortalidad materna y neonatal*, Centro Latinoamericano de Perinatología, Salud de la Mujer y Reproductiva, 14th-16th September 2015, Panama City (Panamá). Disponible en http://www.paho.org/clap/index.php?option=com_docman&task=doc_download&gid=491&Itemid=219&lang=es [acceso 31 enero 2016].
- 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.