

Jornada escolar extendida y fecundidad adolescente en la República Dominicana

Santiago Garganta
María Florencia Pinto
Joaquín Zentner

Departamento de Países de
Centroamérica, Haití, México,
Panamá, y la República
Dominicana

NOTA TÉCNICA N°
IDB-TN-2559

Jornada escolar extendida y fecundidad adolescente en la República Dominicana

Santiago Garganta
María Florencia Pinto
Joaquín Zentner

Septiembre, 2022

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo

Garganta, Santiago.

Jornada escolar extendida y fecundidad adolescente en la República Dominicana /
Santiago Garganta, María Florencia Pinto, Joaquín Zentner.

p. cm. — (Nota técnica del BID ; 2559)

Incluye referencias bibliográficas.

1. School day-Dominican Republic. 2. Teenage pregnancy-Dominican Republic. 3. Teenage parents-Government policy-Dominican Republic. I. Pinto, María Florencia. II. Zentner, Joaquin. III. Banco Interamericano de Desarrollo. Instituto Interamericano para el Desarrollo Económico y Social. IV. Título. V. Serie. IDB-TN-2559

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2022 Banco Interamericano de Desarrollo. Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas (CC-IGO 3.0 BY-NC-ND) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>) y puede ser reproducida para cualquier uso no-comercial otorgando el reconocimiento respectivo al BID. No se permiten obras derivadas.

Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la CNUDMI (UNCITRAL). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia CC-IGO y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones adicionales de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



Jornada escolar extendida y fecundidad adolescente en la República Dominicana*

Santiago GARGANTA†

María Florencia PINTO‡

Joaquín ZENTNER§

Esta versión: 15 de septiembre de 2022

Resumen

Este trabajo investiga el posible impacto de una extensión en la jornada escolar sobre la fecundidad adolescente. En particular, se estudia el caso del programa “Jornada Escolar Extendida” (JEE) en la República Dominicana, que duplicó la jornada escolar de 4 a 8 horas diarias, explotando la variación geográfica y temporal que generó su implementación gradual para identificar su impacto causal. Los resultados muestran que una mayor exposición a la JEE en el municipio, medida como el porcentaje de estudiantes de educación secundaria cubiertos por el programa, reduce la incidencia de embarazos adolescentes. Asimismo, este efecto es más fuerte una vez que la cobertura del programa ha alcanzado al menos a la mitad de los estudiantes de nivel secundario en el municipio. Las estimaciones son robustas a distintas especificaciones y chequeos alternativos. Estos resultados sugieren que las políticas de ampliación de la jornada escolar pueden tener efectos indirectos sobre las decisiones de fecundidad de las adolescentes.

Clasificación JEL: H52; I18; I28; J13; O15

Palabras clave: Ampliación de la jornada escolar, comportamiento de riesgo, fecundidad adolescente, República Dominicana.

*Agradecemos a los participantes del seminario interno del BID y del seminario del CEDLAS por sus útiles observaciones. Agradecemos asimismo a un revisor anónimo por sus valiosos comentarios, y al MINERD y a la ONE por brindarnos acceso a los datos. Todos los errores son nuestra responsabilidad.

†CEDLAS - IIE - Universidad Nacional de La Plata; sgarganta@cedlas.org

‡CEDLAS - IIE - Universidad Nacional de La Plata; florencia.pinto@econo.unlp.edu.ar

§Banco Interamericano de Desarrollo; joaquinz@iadb.org

1 Introducción

El embarazo precoz es un gran obstáculo para las oportunidades educativas y laborales de las mujeres. Debido a las normas sociales y a las políticas públicas actuales, la mayor demanda de tiempo y recursos asociada a las actividades de crianza recae de forma desproporcionada sobre las mujeres (Berniell *et al.*, 2022). Se ha demostrado ampliamente que el embarazo adolescente conlleva impactos socioeconómicos negativos, como menores logros educativos, menor participación en el mercado laboral (o retraso en la inserción laboral) y acceso a empleos de menor calidad, con menores salarios y beneficios (Angrist y Evans, 1996, Arceo-Gomez y Campos-Vazquez, 2014, Black *et al.*, 2008, Chevalier y Viitanen, 2003, Fletcher y Wolfe, 2008, 2009, Goodman *et al.*, 2020, Levine y Painter, 2003). Las consecuencias del embarazo precoz afectan incluso a las generaciones futuras, en la medida en que los hijos de madres adolescentes son más propensos a tener bajo peso al nacer, presentan mayores tasas de mortalidad infantil y son más propensos a tener un menor nivel socioeconómico y comportamientos de riesgo en su adultez (Azevedo *et al.*, 2012, Fletcher y Yakusheva, 2016, Francesconi, 2008). Asimismo, este fenómeno tiene fuertes consecuencias en la distribución de las tareas dentro del hogar, ya que impone limitaciones adicionales a las mujeres y refuerza los roles de género tradicionales.

A pesar de la importante reducción de las tasas de fecundidad en América Latina durante la última década, las tasas de fecundidad adolescente siguen siendo altas (Marchionni *et al.*, 2019). En la República Dominicana la fecundidad adolescente es una preocupación de primer orden, dado que más de 90 de cada 1.000 adolescentes entre 15 y 19 años fueron madres en 2019, lo cual constituye la tasa de fecundidad adolescente más elevada de la región. Además, la prevalencia de la fecundidad adolescente no solo es alta en niveles sino que, a diferencia de otros países de la región, su reducción en el tiempo ha sido lenta.

Existen diferentes opciones de políticas diseñadas para abordar el problema del embarazo adolescente en el mundo en desarrollo. Algunas de ellas, como la educación sexual integral, tienen por objetivo ampliar el acceso a la información sobre anticoncepción por parte de los jóvenes y adolescentes. En general, la evidencia sobre estas intervenciones sugiere que son efectivas para reducir las tasas de embarazo en adolescentes (Agha, 2002, Cabezón *et al.*, 2005), aunque en un estudio realizado por Duflo *et al.* (2011) no se encuentra un impacto significativo de la información sobre salud sexual y reproductiva proporcionada por los docentes sobre la tasa de embarazos precoces. Otro conjunto de políticas con potenciales efectos sobre la fecundidad

adolescente comprende a los programas de Transferencias Monetarias Condicionadas (TMC), que brindan incentivos económicos a las familias con la condición de que cumplan ciertos requisitos sanitarios y educativos para sus hijos. Azevedo *et al.* (2012) estudiaron los efectos de diferentes programas de TMC en América Latina y hallaron que sí tienen un impacto negativo en el embarazo adolescente, aunque de baja magnitud. Otras políticas como los programas de ampliación de la jornada escolar pueden tener efectos indirectos sobre las decisiones de fecundidad de las adolescentes, a pesar de estar diseñadas principalmente para mejorar el rendimiento académico y no para afectar el embarazo adolescente de forma directa. Existe un consenso creciente sobre el rol no académico que puede tener la escuela en la vida de los jóvenes, tanto para reducir la incidencia de los embarazos precoces como la probabilidad de que los adolescentes cometan delitos (Alzúa y Velázquez, 2017, Berthelon y Kruger, 2011, Black *et al.*, 2008).

En este trabajo se estudia el posible efecto de una ampliación de la jornada escolar sobre la fecundidad adolescente en la República Dominicana. El programa Jornada Escolar Extendida (JEE), una intervención emblemática de una estrategia gubernamental más amplia tendiente a mejorar la calidad de la educación en el país, amplió la jornada escolar de 4 a 8 horas.¹ La JEE fue implementada oficialmente en 2013 (después de una prueba piloto aplicada en 2011 y 2012) y luego se fue extendiendo de forma gradual por todo el país, con variaciones en el momento y el grado de implementación en las distintas áreas geográficas. Combinamos información administrativa del programa de JEE con microdatos de las encuestas de hogares de la Encuesta Nacional de Fuerza Laboral con el fin de evaluar si una mayor exposición a la jornada escolar extendida en el municipio incidió en la probabilidad de embarazo adolescente. Para ello, explotamos la implementación gradual del programa, que conlleva variaciones geográficas y temporales en la exposición a la jornada escolar extendida, utilizando un modelo con efectos fijos por municipio y por año.

Existen diferentes canales a través de los cuales un aumento en la duración de la jornada escolar podría afectar la prevalencia de la fecundidad adolescente. En primer lugar, la prolongación de la jornada escolar puede aumentar el capital humano al mejorar el aprendizaje y los logros educativos, aumentando el retorno futuro en el mercado laboral (el efecto "capital humano"). Se prevé que al aumentar el nivel educativo se reduzca la probabilidad de embarazo adolescente, dado el aumento en el costo de oportunidad de ser madre y no trabajar. En segundo lugar, existe un canal

¹ En el marco de esta estrategia del gobierno tendiente a mejorar la educación, se aumentó el gasto público en educación del 2,5% del PIB en 2012 al 4,2% en 2013.

puramente mecánico a través del cual la ampliación de la jornada escolar puede afectar al embarazo precoz, ya que las estudiantes pasan más tiempo bajo la supervisión de adultos responsables y, en consecuencia, tienen menos tiempo para adoptar comportamientos de riesgo como tener relaciones sexuales sin protección (el efecto de "encarcelamiento" o "incapacitación"). Además, los estudiantes que alcanzan un mayor nivel educativo disponen de mejores conocimientos sobre salud reproductiva y mayor acceso a métodos anticonceptivos, lo que contribuye a la disminución de los embarazos precoces (Cleland, 2002). Otro factor relevante a través del cual una mayor exposición a la JEE podría afectar la fecundidad de las adolescentes tiene que ver con los efectos de pares. De la evidencia empírica se desprende que las decisiones de fecundidad y matrimoniales de las adolescentes están influidas por su exposición a conductas sexuales de riesgo y de matrimonio precoz entre sus pares, ya sean sus compañeros de clase, amigos o vecinos (Adamopoulou, 2012, Fletcher y Yakusheva, 2016, Morales, 2015). Esto deja abierta la posibilidad de que una mayor exposición a la JEE en un municipio no solo afecte la probabilidad de embarazos precoces entre las adolescentes que asisten a la escuela, sino también indirectamente entre las que no están escolarizadas, a través de sus pares. Por último, existe la posibilidad de que la JEE altere la fecundidad adolescente en la dirección contraria; si la JEE impone un costo adicional de asistir a la escuela, entonces aquellos estudiantes con un mayor costo de oportunidad podrían verse tentados a abandonar los estudios, lo que generaría un escenario más propicio para los comportamientos de riesgo.

Nuestros resultados muestran que en aquellos municipios con una mayor exposición a la jornada escolar extendida, las mujeres adolescentes son menos propensas a dar a luz, y el impacto es económica y estadísticamente significativo. En concreto, un aumento de 10 puntos porcentuales en la proporción de la matrícula secundaria del municipio cubierta por la JEE provoca una disminución de la probabilidad de que una adolescente sea madre de 0,4 puntos porcentuales, lo que representa una caída del 3% con respecto al valor promedio antes de la introducción de la JEE. Este resultado es robusto a diferentes especificaciones y al uso de fuentes de datos alternativas. En comparación con otros estudios, la magnitud del efecto hallado es importante. Por ejemplo, el impacto duplica el efecto registrado en Chile por Berthelon y Kruger (2011).²

También exploramos la existencia de un efecto umbral, es decir, si el impacto de la

² Sin embargo, se debe tener en cuenta que la tasa de fecundidad adolescente en Chile es la mitad de la de República Dominicana, y que allí la ampliación de la jornada escolar fue menor —de 32 a 39 horas semanales— que en República Dominicana —de 20 a 40 horas semanales. Es probable que la diferencia de efectos hallada obedezca a ambos factores.

exposición a la JEE sobre la fecundidad adolescente se manifiesta a partir de que el programa cubre aun determinado porcentaje de estudiantes de secundaria en el municipio.³ Encontramos que el efecto comienza a ser significativo una vez que la JEE alcanza al 50% y 60% de los alumnos del municipio, pero no sucede lo mismo con otros umbrales. Además, confirmamos este efecto umbral con un estudio de eventos, donde el evento analizado es el que la JEE haya alcanzado al menos la mitad de la matrícula de estudiantes de secundaria en el municipio. Encontramos que luego de alcanzar una cobertura de JEE de al menos el 50% de la matrícula secundaria, la tasa de fecundidad adolescente desciende de forma casi continua: durante los dos años siguientes al evento, la probabilidad de que una mujer adolescente sea madre cae en promedio entre 3 y 4 puntos porcentuales en relación al último año anterior al evento. Este efecto negativo alcanza casi 8 puntos porcentuales cuatro años después del evento.

En general, nuestros resultados muestran que la JEE ha contribuido de forma considerable a la disminución de la fecundidad adolescente. Sin embargo, las limitaciones de los datos no nos permiten desentrañar los diferentes canales que subyacen a este impacto. No obstante, dado que estudiamos el efecto de la política en un plazo relativamente corto, especulamos que nuestros resultados se deben a que los adolescentes pasan más tiempo en la escuela bajo la supervisión de un adulto, lo que es consistente con un “efecto de incapacitación”. Además, si bien no podemos descartar una posible contribución del efecto de los pares, la información disponible no es suficiente para medir su importancia.

Este trabajo contribuye a la evidencia creciente referida a los efectos de la educación sobre la fecundidad adolescente, en general, y sobre el efecto de las jornadas escolares más largas, en particular. Black *et al.* (2008) y Alzúa y Velázquez estudiaron el aumento en la cantidad de años de educación obligatoria y hallaron un impacto negativo de la educación sobre las tasas de fecundidad adolescente. Sin embargo, aunque varios países de la región han implementado políticas de ampliación de la jornada escolar, y que la literatura sugiere que éstas tienen un impacto positivo en el rendimiento académico y en las trayectorias educativas de los estudiantes, sus efectos sobre el embarazo precoz han sido mucho menos estudiados.⁴ Este trabajo se suma a los escasos estudios causales

³ Existe abundante literatura sobre el rol que cumplen las redes sociales en la difusión de información, ideas y comportamientos. Uno de los modelos diseñados para captar este proceso de difusión es el Modelo de Umbral Lineal (MUL). Según el MUL, un individuo adopta una idea o un producto después de que la proporción de sus vecinos que lo han hecho alcanza cierto umbral. Tran y Zheleva (2022) presentan una revisión más detallada.

⁴ Busso *et al.*, 2017 y Veleda, 2013 realizan una revisión de los estudios en los que se analizan los efectos

que lo hacen. Hasta donde sabemos, el único estudio que analiza el impacto de las jornadas escolares extendidas sobre el embarazo precoz es el de Berthelon y Kruger (2011), que se centra en el caso de Chile. Los autores hallaron que las adolescentes que vivían en municipios con mayor acceso a escuelas secundarias de jornada completa tenían menores probabilidades de ser madres, principalmente debido al efecto de encarcelamiento. En la misma línea, para el caso de Perú, Sánchez y Favara (2019) hallaron que ser estudiante en una escuela de jornada escolar extendida aumenta las aspiraciones educativas y las competencias psicosociales, factores que permiten predecir la fecundidad temprana. No obstante, no está claro si estos resultados se mantendrían en contextos de mayor prevalencia de embarazos precoces. Nuestro estudio contribuye a esta literatura a través del estudio de la posible incidencia de la ampliación de la jornada escolar sobre el embarazo adolescente en la República Dominicana, el país con la mayor tasa de fecundidad adolescente de la región.

Por último, la JEE es la política educativa que supuso un mayor aumento del gasto público en la República Dominicana. A través de nuestro estudio contribuimos al análisis específico de los efectos de la JEE. Garganta y Zentner (2021) demostraron que la implantación de jornadas escolares más largas en el país tuvo un impacto positivo en la participación laboral femenina, en particular para aquellas de bajo nivel educativo y que no son las principales generadoras de ingresos del hogar. Con este estudio contribuimos a esta literatura al analizar su impacto sobre las conductas de riesgo entre los jóvenes, en especial sobre la prevalencia de los embarazos adolescentes.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se describen los antecedentes, incluidas tanto la situación de la fecundidad adolescente en la República Dominicana, como las principales características del sistema educativo y del programa de JEE. En la sección 3 se presentan las fuentes de los datos utilizados. En la sección 4 se describe la estrategia empírica y se presentan los principales resultados del trabajo, mientras que en la sección 5 se realizan diferentes chequeos de robustez de nuestros resultados. Por último, la sección 6 concluye.

2 Antecedentes

2.1 La fecundidad adolescente en la República Dominicana

Si bien en los últimos diez años se ha registrado un notable descenso de las tasas de

sobre el rendimiento educativo en la región.

fecundidad en América Latina, este patrón no se refleja en las tasas de fecundidad adolescente (Marchionni *et al.*, 2019). La proporción de mujeres jóvenes que son madres es notablemente alta en la región, no solo en relación con otras regiones del mundo, sino también en relación con sus propios indicadores sociales y económicos (véase el panel (a) de la Figura 1). Además, la incidencia del embarazo precoz es mucho mayor entre las mujeres de menor nivel socioeconómico. Según Marchionni *et al.* (2019), mientras que alrededor del 5% de las niñas del quintil más rico de la distribución del ingreso per cápita son madres, esta proporción alcanza el 20% entre las del quintil más bajo.

En el caso de la República Dominicana el embarazo adolescente es una preocupación de primer orden. Desde hace casi 15 años el país se destaca por tener la tasa de fecundidad adolescente más alta de América Latina: en 2019, más de 90 de cada 1.000 adolescentes de 15 a 19 años dieron a luz. De hecho, incluso en comparación con otros países con niveles similares de PIB per cápita, la tasa de fecundidad adolescente en la República Dominicana es notablemente alta (véase el panel (b) del gráfico 1). Sin embargo, más preocupante aún es la persistencia de estas altas tasas, ya que no parecen seguir la misma tendencia a la baja observada en otros países de la región (véase el panel (c) de la Figura 1).

2.2 El sistema educativo de la República Dominicana

El sistema educativo de la República Dominicana se articula en cuatro niveles, educación preescolar de 0 a 5 años, educación primaria de 6 a 12 años, educación secundaria de 13 a 17 años y educación superior. El proceso de asignación de estudiantes a las escuelas públicas funciona de tal modo que los estudiantes asisten a la escuela en el mismo municipio donde residen.⁵

La escolarización es obligatoria desde los cinco años (último año de preescolar) hasta los 17 años (último año de secundaria superior) y no ha sufrido modificaciones durante el período de análisis.⁶ Sin embargo, las tasas de asistencia varían sustancialmente de un nivel a otro. En 2019 el acceso a la escuela primaria era casi universal: la tasa neta de

⁵ Las escuelas técnicas, llamadas “Politécnicos”, que suelen tener un exceso de demanda y por ello aplican pruebas de admisión, son una excepción a esta regla general.

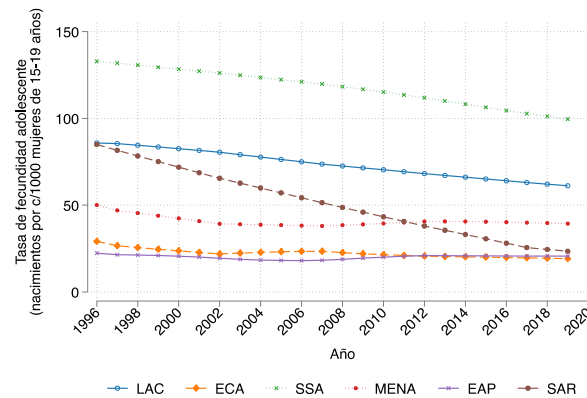
⁶ Hasta 2014, los 12 años de educación primaria y secundaria estaban distribuidos de otro modo, con ocho años de educación primaria —de primero a octavo grado— y cuatro años de educación secundaria. Desde 2015 los dos últimos grados de la educación primaria se convirtieron en los dos primeros años de educación secundaria, lo que dio lugar a dos niveles de seis años cada uno. Dado que el número de años de escolarización obligatoria no ha cambiado no prevemos que este cambio afecte a nuestros resultados.

asistencia para los niños de 6 a 12 años era del 98,2%. Sin embargo, para la población de 13 a 17 años, la deserción escolar se vuelve significativa: en 2019 la tasa neta de asistencia a ese nivel se ubicaba cerca del 70%.⁷

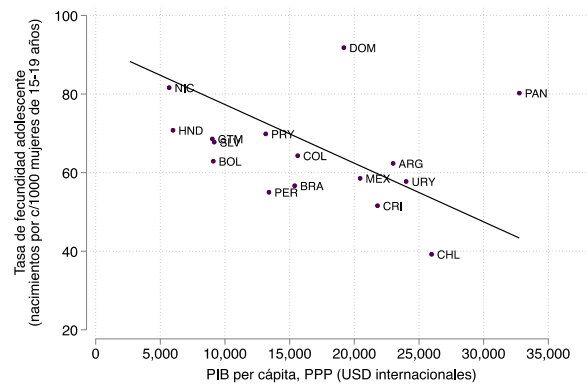
⁷ No obstante, cabe señalar que las tasas netas de asistencia a la enseñanza secundaria han aumentado casi 15 puntos porcentuales en los últimos diez años.

Figura 1: Prevalencia de la fecundidad adolescente (15 a 19 años)

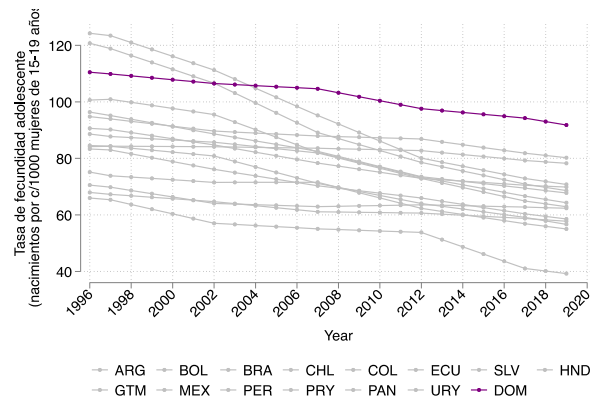
(a) Tasa de fecundidad adolescente, regiones del mundo



(b) Tasa de fecundidad adolescente y PIB per cápita, países de América Latina



(c) Evolución de la tasa de fecundidad adolescente, países de América Latina



Fuente: elaboración propia a partir de los World Development Indicators (Banco Mundial).

Nota: Las siglas de las regiones del mundo en el panel (a) se corresponden con sus acrónimos en inglés: LAC = América Latina; ECA = Europa y Asia Central; SSA = África Subsahariana; MENA = Oriente Medio y África del Norte; EAP = Asia Oriental y Pacífico; SAR = Asia Meridional.

Uno de los factores más importantes asociados a la deserción escolar entre las niñas es el embarazo precoz. Según un estudio realizado en 2015 por el Banco de Desarrollo de América Latina, el 36% de las mujeres de 15 a 25 años en la región manifestó haber abandonado sus estudios por haber quedado embarazada (CAF, 2016). Con la alta prevalencia de embarazos precoces en República Dominicana, este país no es una excepción. De hecho, según las estimaciones de la Encuesta de Demografía y Salud (DHS por sus siglas en inglés) de 2013 realizada en la República Dominicana, el 25% de las adolescentes (de 15 a 19 años) que abandonaron la escuela lo hicieron porque quedaron embarazadas.

2.3 Programa de Jornada Escolar Extendida (JEE)

Con el objetivo de mejorar el rendimiento académico de los estudiantes y reforzar el papel de las escuelas como espacios de protección social para niños y jóvenes vulnerables, el gobierno dominicano lanzó el programa Jornada Escolar Extendida (JEE). Según los documentos oficiales del Ministerio de Educación, la JEE "[...] se adopta como una política de Estado para alcanzar de manera integral la formación de los estudiantes, dirigida a lograr mejores aprendizajes mediante la optimización del tiempo y la diversidad de acciones para el desarrollo de las actividades educativas con calidad y equidad" Además, "[...] la jornada escolar extendida protege a los estudiantes de los desafíos de entornos sociales desfavorables, al proveer apoyos que no siempre puede ofrecer la familia [...]" (MINERD, 2013).

El programa de JEE fue la política estrella de un ambicioso plan del gobierno para mejorar la calidad de la educación en el país. Como parte de este plan, el gasto público en educación aumentó del 2,5% del PIB en 2012 al 4,2% en 2013, es decir, 75% en un solo año. Aunque el porcentaje del gasto asignado a la educación es bajo si se lo compara con otros países de la región, este aumento (como proporción del PIB) es equivalente al costo del programa de construcción de escuelas primarias del INPRES evaluado por Duflo (2001), tal como lo señalan Dinerstein *et al.* (2020).⁸

Tras realizar una prueba piloto en 2011 y 2012 en unas pocas escuelas, en 2013 se lanzó oficialmente el programa de JEE y se amplió de manera paulatina en todo el país. Si bien en 2013 la JEE ya había comenzado a funcionar en una gran cantidad de municipios, en la mayoría de los casos solo abarcaba a una pequeña fracción de

⁸ El programa de construcción de escuelas del INPRES tuvo un costo total de 500 millones de dólares estadounidenses de 1990, aproximadamente el 1,5 % del PIB de Indonesia para 1973 (Duflo, 2001).

estudiantes. Con el tiempo la JEE se extendió a más municipios y a más escuelas dentro de los municipios, lo que supuso una variación tanto temporal como geográfica en su aplicación. La iniciativa estaba dirigida a implantar el modelo de escolarización de jornada completa en todo el país, con el objetivo de que en 2016 el 80% de los estudiantes de la enseñanza pública asistieran a escuelas de jornada completa.

Antes de la puesta en marcha de la JEE, la mayoría de las escuelas públicas funcionaban a máxima capacidad, con un sistema de dos (o tres) turnos de cuatro horas cada uno. En 2012 había casi 36.000 aulas que atendían a 1,75 millones de estudiantes organizados en 73.000 turnos de cuatro horas. Pasar de turnos de media jornada a un único turno de jornada completa sin aumentar el número de aulas, habría supuesto un promedio de 49 estudiantes por aula.⁹ La ampliación de la jornada escolar de cuatro a ocho horas requería importantes inversiones en infraestructura, así como la contratación de más docentes y personal. Con el fin de satisfacer las demandas de una jornada de tiempo completo con tamaños de clase aceptables, se combinó el programa de JEE con el Programa Nacional de Edificaciones Escolares (PNEE) que tenía el objetivo de construir 28.000 aulas en escuelas primarias y secundarias en un plazo de cuatro años, un incremento de más del 75% en el número de aulas disponibles que en 2013 (Damaris, 2014a, Dinerstein *et al.*, 2020).

El proceso de selección de escuelas

El primer paso del proceso era verificar el estado general de cada escuela del país y determinar cuáles de ellas estaban en condiciones de ofrecer escolarización a tiempo completo. Para ello se creó una Comisión Nacional que reunía a las autoridades de cada región y distrito con el fin de llevar a cabo este proceso durante los meses de enero-julio de cada año, y decidía qué escuelas comenzarían a ofrecer la JEE al inicio del siguiente año académico.

Las primeras escuelas en adoptar la JEE eran las que cumplían las siguientes tres condiciones: (i) tenían suficiente espacio disponible para organizar a los estudiantes en un solo turno de jornada completa con no más de 35 estudiantes por clase; (ii) su infraestructura estaba ya en buenas condiciones o en proceso de reparación o construcción y estaría terminada antes del inicio del año académico (esto incluía escuelas construidas a nuevo, ampliadas o renovadas y escuelas subutilizadas o en las que parte

⁹ Según el Anuario Estadístico del Ministerio de Educación, solo el 2 % de los estudiantes asistía a la escuela en modalidad de jornada completa, mientras que el 53 % lo hacía en el turno matutino y el 32 % en el turno vespertino. El resto se distribuía entre los turnos nocturnos de educación de adultos y educación semipresencial (Anuario Estadístico MINERD 2012-2013).

de los estudiantes podían ser fácilmente transferidos a una nueva escuela); y (iii) tenían una matrícula total superior a los 200 estudiantes. Este último requisito tenía como objetivo aprovechar las economías de escala y evitar las complicaciones relacionadas con las escuelas multigrado en las primeras etapas del programa (Damaris, 2014b).¹⁰

No resulta sorprendente que debido a las limitaciones logísticas y de infraestructura, la puesta en funcionamiento de la JEE haya sido gradual (véase la Figura 2). En 2013, un poco menos del 10% de las escuelas públicas operaban bajo la modalidad de jornada completa y esta proporción aumentó a cerca del 70% en 2019. Del mismo modo, alrededor del 10% de los estudiantes de las escuelas públicas asistían a una escuela con JEE en 2013, cifra que alcanzó el 64% en 2019.¹¹ Asimismo, el porcentaje de estudiantes en escuelas públicas bajo JEE (línea negra discontinua) aumentó al inicio más rápido que el porcentaje de escuelas públicas bajo JEE (línea naranja). No obstante, este patrón se invirtió después de 2015, cuando la cobertura de las escuelas públicas comenzó a crecer más rápido que la de estudiantes. Esto es coherente con uno de los criterios del proceso de selección de escuelas mencionado más arriba, según el cual la JEE sería adoptada antes por las escuelas de mayor tamaño.

La implantación del programa de JEE también tuvo sus variantes en las distintas zonas geográficas. En la figura 3 se presenta el porcentaje de estudiantes que asisten a escuelas públicas que operan bajo el sistema de jornada escolar extendida en 2013, 2015, 2017 y 2019 en cada municipio del país. En 2013, el primer año de aplicación de la JEE, la mayoría de los municipios se encontraban en la categoría más baja, es decir, entre el 0 y el 15% de la matrícula de sus escuelas públicas estaba bajo el régimen de jornada escolar extendida.¹² Naturalmente, la JEE aún no se había implantado en un gran número de municipios. En 2015 hubo un cambio sustancial cuando un número considerable de municipios alcanzaron una cobertura de JEE de entre el 30 y el 70% del total de la matrícula de las escuelas públicas. En 2017 y 2019 la intensidad de este programa siguió en aumento pero con ciertas diferencias entre municipios. Esta variabilidad entre municipios, tanto en el momento de adopción como en la intensidad de la aplicación de la JEE, es precisamente la que explotamos en este trabajo para

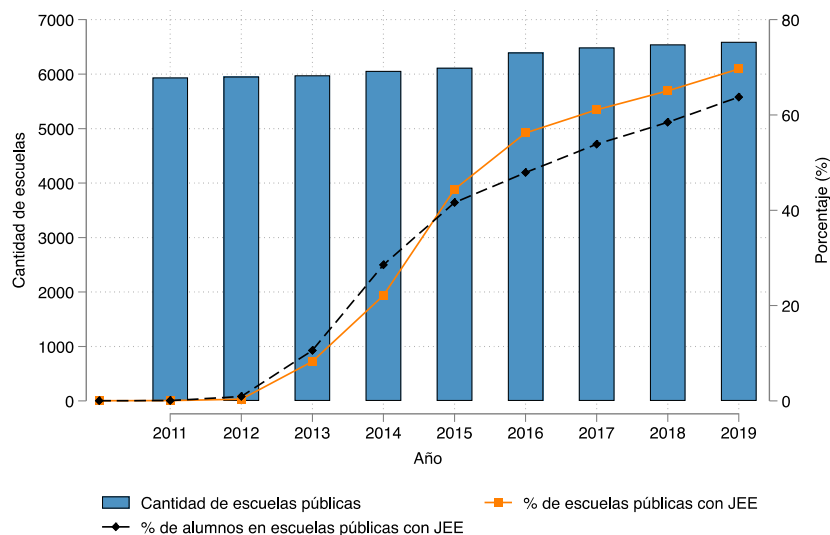
¹⁰ La aplicación de la JEE en las escuelas de baja matrícula se pospuso para los años siguientes.

¹¹ Sin embargo, el número de escuelas públicas apenas aumentó en el tiempo, lo que sugiere que la mayor parte del aumento de la cobertura de la JEE se debió a expansiones al interior de las escuelas.

¹² En 2011-2012 unas pocas escuelas adoptaron la jornada escolar extendida en el marco de una prueba piloto.

identificar el impacto causal del programa sobre el embarazo adolescente.

Figura 2: Porcentaje de escuelas públicas y de estudiantes en escuelas públicas con JEE



Fuente: elaboración propia a partir de datos del MINERD.

Nota: Las barras representan el número de escuelas públicas y las líneas naranja y negra el porcentaje de escuelas públicas y de estudiantes en escuelas públicas, respectivamente, bajo el sistema de JEE.

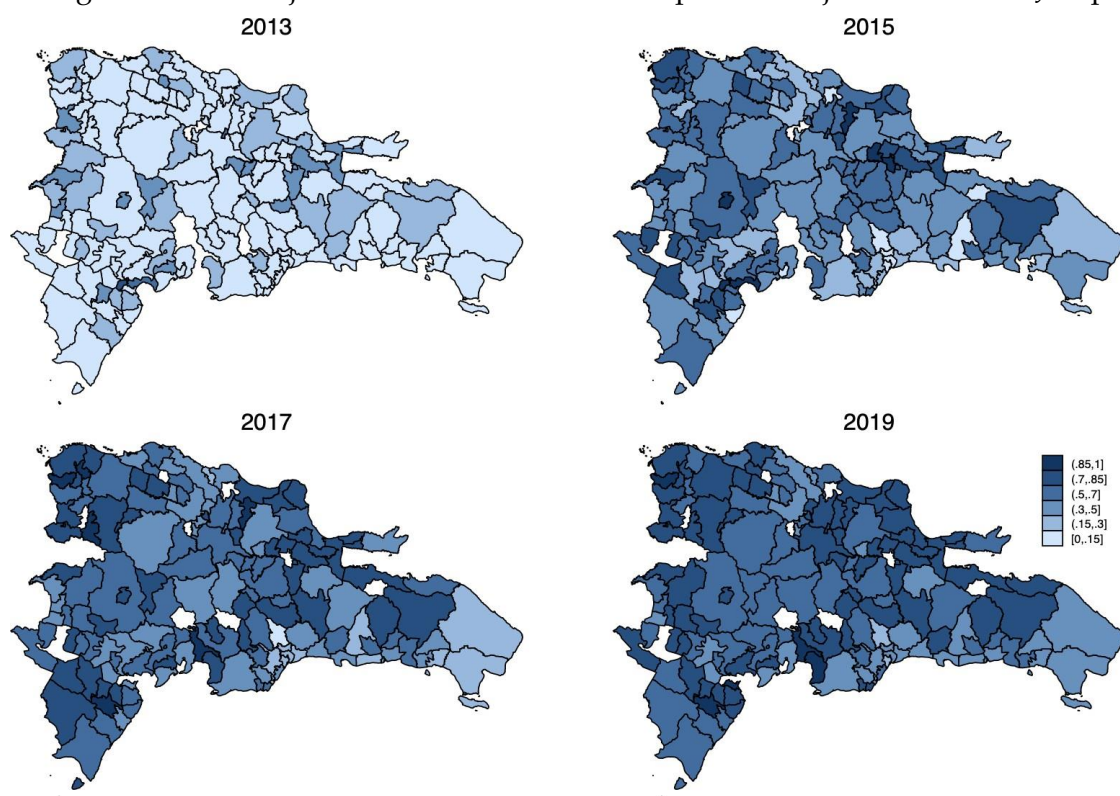
3 Datos

Utilizamos varias fuentes de información para analizar el posible impacto de la JEE sobre la fecundidad adolescente. En primer lugar, utilizamos dos tipos de datos administrativos del Ministerio de Educación dominicano (MINERD). El primero, al que nos referimos como la *base de escuelas*, contiene información anual sobre la matrícula (desagregada por niveles: preescolar, primaria, secundaria y educación de adultos) y la ubicación geográfica exacta de cada escuela. Estos datos comprenden a todas las escuelas del país, incluidas las públicas, las privadas y las semioficiales. El segundo, que denominamos *base de JEE*, contiene información correspondiente al año en que se adoptó la JEE en cada centro educativo, además del número total de estudiantes cubiertos por la JEE en todos los centros públicos del país para cada año.

Con el fin de medir la proporción de escuelas y estudiantes cubiertos por el sistema de JEE en cada municipio por año, combinamos ambos conjuntos de datos

administrativos utilizando los nombres de las escuelas, el municipio y la provincia donde están ubicadas. Cabe señalar que la *base de JEE* contiene la matrícula de cada escuela cubierta por la JEE, pero no distingue entre los diferentes niveles educativos, lo cual es necesario para obtener el porcentaje de estudiantes de educación secundaria bajo la JEE (la medida de exposición a la JEE pertinente al resultado de interés estudiado: la fecundidad adolescente). Sin embargo, de un análisis más detallado de los datos surge que la JEE fue adoptada en general por todos los cursos de cada centro educativo, lo que alivia las posibles preocupaciones sobre cómo asignar el total de estudiantes matriculados en la JEE a cada nivel educativo. En el Apéndice explicamos con detalle los pasos seguidos para resolver esta –inocua– restricción de los datos. A partir de estas dos fuentes de datos administrativos construimos nuestra principal variable de tratamiento: la proporción de estudiantes de enseñanza secundaria que asisten a centros con jornada escolar extendida en un municipio y año determinados.¹³

Figura 3: Porcentaje de estudiantes en escuelas públicas bajo el sistema de JEE por



¹³ Nuestros datos contienen información sobre el horario escolar (es decir, turno matutino, turno nocturno, jornada escolar extendida, etc.) solo para las escuelas públicas. Sin embargo, a partir de conversaciones con expertos del MINERD, supimos que la mayoría de las escuelas privadas funcionan en un solo turno.

municipio

Fuente: elaboración propia de los autores a partir de datos del MINERD y la ONE.

Nota: Los límites corresponden a los municipios.

En segundo lugar, utilizamos los microdatos de la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT) para el período 2009-2019. La ENFT, realizada por el Banco Central de la República Dominicana, es la principal encuesta de hogares del país. Hasta 2016 se aplicaba con frecuencia semestral (abril y octubre) y luego pasó a ser un programa continuo con frecuencia trimestral. Utilizamos las ondas correspondientes a octubre para los años hasta 2016 y el cuarto trimestre para los años siguientes a 2016 con el fin de garantizar la comparabilidad en el tiempo. La ENFT proporciona información demográfica y socioeconómica de todos los miembros del hogar, así como las principales características de la vivienda. La información que aporta la encuesta acerca del municipio en el que reside cada familia nos permitió analizar el despliegue gradual de la JEE a lo largo del tiempo y entre zonas geográficas. Como la mayoría de las encuestas de hogares, la ENFT no identifica a las mujeres embarazadas ni el vínculo directo madre-hijo entre todos los miembros del hogar; sino que proporciona únicamente información sobre el vínculo familiar de cada miembro con el jefe de hogar. A pesar de esta limitación de los datos utilizamos la información disponible de la encuesta (edad, género y parentesco de los encuestados) para construir un indicador de embarazo adolescente, con una precisión relativamente alta.

En concreto, construimos una variable dicotómica igual a uno para las adolescentes de 15 a 19 años que son madres y a cero para las que no lo son. Para ello, primero identificamos todas las posibles relaciones madre-hijo entre las mujeres adolescentes (15-19 años) y los niños de entre 0 y 4 años de cada hogar. Consideramos que una mujer adolescente es madre si y solo si hay un niño en el mismo hogar que podría ser su hija o hijo según la relación con el jefe de hogar informada tanto por las mujeres adolescentes como por los niños. Para minimizar el error de inclusión solo mantenemos en la muestra a aquellas adolescentes que puedan ser clasificadas inequívocamente como madres o, por el contrario, como sin hijos.^{14 15}

¹⁴ Por ejemplo, si hay una adolescente de 15 a 19 años que es jefa de hogar o cónyuge y hay un hijo o hija del jefe de hogar de 0 a 4 años, entonces esa niña se identifica como madre. Otro ejemplo más frecuente es el siguiente: las niñas que declaran ser hijas del jefe de hogar se consideran madres si y solo si hay también un nieto del jefe de 0 a 4 años y la niña es la única hija del hogar. En los casos en los que hay dos o más hijas, no podemos saber con exactitud quién es la madre del niño pequeño, por lo que las excluimos de la muestra correspondiente. En el caso de las mujeres identificadas como madres, también podemos obtener el año de nacimiento del niño (y la edad de la madre adolescente en ese momento) al combinar las edades actuales de la madre y del niño.

¹⁵ Comprobamos la robustez de nuestras estimaciones con la ayuda de datos auxiliares de Estadísticas

En el cuadro 1 se presentan estadísticas descriptivas correspondientes a las 9.956 mujeres adolescentes de nuestra muestra. Tienen 17 años de edad y 10 años de educación en promedio. Además, el 77% asiste a la escuela y el 10% es madre de un niño menor de un año. En cuanto a las características del hogar, viven en hogares conformados por 4,5 miembros y cuyo jefe tiene 43 años y un promedio de nueve años de educación. Casi el 80% de las adolescentes de nuestra muestra viven en zonas urbanas.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas de las mujeres de la muestra (de 15 a 19 años)

Variable	Media -na	Desv.est.
Edad	16,96	1,40
=1 si va a la escuela	0,77	0,42
Años de escolarización	9,98	2,39
=1 si tiene un hijo <1 año	0,10	0,30
Edad del jefe de familia	43,48	11,00
=1 si el jefe de familia es hombre	0,64	0,48
Años de escolarización del jefe de familia	9,03	4,60
Cantidad de integrantes del hogar	4,48	1,60
=1 si urbano	0,78	0,42
Observaciones	9,956	

Fuente: elaboración propia basada en datos de la ENFT 2009-2019.

4 Estrategia empírica y principales resultados

Estimar el efecto de una mayor exposición a la jornada escolar extendida sobre la probabilidad de que las adolescentes sean madres sigue siendo una tarea complicada. Una simple comparación entre los municipios que aplicaron la JEE y los que no lo hicieron, o municipios que lo hicieron antes frente a los que lo hicieron más tarde puede resultar engañosa si la adopción de la JEE no es aleatoria. Por ejemplo, los municipios más ricos, con mejor acceso a recursos financieros y humanos, podrían haber adoptado la JEE antes. A su vez, estos municipios probablemente tengan una menor prevalencia

Vitales (más detalles en la sección 5). Estos datos ofrecen la ventaja de brindar información sobre todos los nacimientos del país, incluyendo información sobre el año, el lugar y la edad de la madre al momento del nacimiento. No obstante, para utilizar estos datos adoptamos un enfoque diferente a la hora de medir el resultado; construimos una variable dicotómica igual a uno para los bebés nacidos de madres de entre 15 y 19 años, y a cero para los bebés nacidos de madres de 20 años o más. Los resultados son robustos al uso de esta fuente de datos alternativa.

de embarazos adolescentes y, por lo tanto, una simple comparación entre los que adoptaron la JEE más temprano y más tarde confundiría el efecto de la JEE con otros factores que no tienen que ver con la aplicación de la JEE, sesgando la estimación. En esta sección detallamos el enfoque empírico aplicado para tratar la posible endogeneidad y estimar el efecto causal de interés, y presentamos los principales resultados del trabajo.

4.1 Análisis intramunicipal

Analizamos si la probabilidad de ser madre de una mujer adolescente se ve afectada por la exposición a la ampliación de la jornada escolar secundaria en el municipio donde reside. Para ello, aprovechamos el hecho de que la JEE se implantó gradualmente en las escuelas de todo el país y explotamos la variación intramunicipal de la incidencia de la JEE a lo largo del tiempo. Nuestra especificación de referencia es la siguiente:

$$B_{i,m,t} = \beta JEE_{m,t} + X_{i,m,t} + M_{m,t} + \lambda_m + \lambda_t + \lambda_{r,t} + v_{i,m,t} \quad (1)$$

El resultado de interés, $B_{i,m,t}$, es una variable dicotómica igual a uno si la mujer adolescente i (15-19 años), que vive en el municipio m , fue madre en el año t , y cero en caso contrario. Nuestra principal variable independiente $JEE_{m,t}$ representa la incidencia de la JEE en el municipio. En concreto, se refiere a la proporción de los estudiantes de secundaria del municipio m que asisten a escuelas que funcionan bajo el régimen de JEE en el año t . El hecho de centrarse en los estudiantes de secundaria implica que nuestro análisis se refiere a la probabilidad contemporánea de embarazo precoz. Incluimos un conjunto de características individuales y del hogar, $X_{i,m,t}$, que pueden incidir sobre la probabilidad de que una adolescente tenga un hijo: su edad y la edad del jefe de hogar, el sexo y el nivel educativo del jefe de hogar, el número de miembros del hogar, el decil de ingreso per cápita del hogar y una variable dicotómica que indica si se ubica en un área urbana o rural.

Con el fin de captar cualquier característica del municipio invariante en el tiempo y que pueda correlacionarse con la adopción de la JEE, incluimos efectos fijos de municipio λ_m . Los efectos fijos de año calendario λ_t tienen como objetivo controlar por tendencias temporales que pueden afectar a la fecundidad adolescente y que no sean atribuibles a la JEE (por ejemplo, en la Figura 1c ya vimos una tendencia decreciente, aunque lenta, en la fecundidad). $\lambda_{r,t}$ es un conjunto de tendencias temporales regionales que controlan las tendencias de la fecundidad adolescente a nivel regional. Por último,

también incluimos un conjunto de características de los municipios que sí varían en el tiempo $M_{m,t}$ que quizás estén correlacionadas con la fecundidad adolescente. En particular, controlamos por el número de beneficiarios per cápita del SIUBEN en el municipio m y en el año t , como una medida *proxy* de pobreza.¹⁶ También incluimos una medida del nivel de provisión de servicios públicos en el municipio, aproximada por el número de centros de salud per cápita.¹⁷

Bajo el supuesto de que la fecundidad adolescente en aquellos municipios que tuvieron grandes cambios en la cobertura de la JEE hubiera evolucionado de forma similar a la fecundidad adolescente en los municipios con pequeños cambios en la cobertura de la JEE, si la implementación de la JEE hubiera sido similar en ambos, β refleja el impacto causal de una mayor exposición al programa de JEE sobre la fecundidad adolescente. Una posible amenaza para nuestra estrategia de identificación surgiría si, por ejemplo, la variación en la implantación de la JEE entre municipios y a lo largo del tiempo estuviera correlacionada con otras características del municipio que también podrían incidir sobre la fecundidad adolescente. Para darle respaldo a la validez de nuestra hipótesis de identificación, en el cuadro 2 presentamos los resultados de una regresión de las características de los municipios en la incidencia de la JEE. En particular, exploramos el número de beneficiarios de programas de asistencia social per cápita y el número de centros de salud per cápita como indicadores indirectos de pobreza y provisión de servicios públicos del municipio, respectivamente. Como podemos ver, tras controlar por efectos fijos de municipio y año (los cuales incluimos también en nuestra ecuación principal), ninguna de las dos variables arroja una correlación significativa con la evolución de la incidencia de la JEE.

Además, también chequeamos si la implantación del programa estuvo correlacionada con la dinámica de otros factores determinantes de los embarazos adolescentes. Para ello observamos las tendencias previas a la intervención de distintas características para los municipios que adoptaron la JEE en una etapa temprana y

¹⁶ "SIUBEN" es el Sistema Único de Beneficiarios, una institución gubernamental encargada de identificar y rastrear a aquellas familias que reúnen las condiciones necesarias para recibir beneficios de diferentes programas sociales. Nuestros datos, proporcionados por la Oficina Nacional de Estadística (ONE), contienen la fecha de entrada (y también de salida) a cada programa social para cada hogar. A partir de los mapas de pobreza oficiales, que solo se encuentran disponibles para 2010, hallamos un coeficiente de correlación de 0,48 entre la tasa de pobreza y el número de beneficiarios per cápita del SIUBEN en cada municipio en 2010, lo que apoya el uso de esta medida, disponible anualmente, como un indicador indirecto de la pobreza a nivel municipal.

¹⁷ Los datos sobre los centros de salud se obtuvieron del Servicio Nacional de Salud y las cifras de población a nivel municipal provienen de la Oficina Nacional de Estadística (ONE).

aquellos que lo hicieron más tarde. Se considera que un municipio la adoptó tempranamente si la incidencia de la JEE en 2013 (el primer año de aplicación oficial de la JEE) en el municipio fue superior a la media nacional para ese año. En el panel (a) de la Figura A1 del Apéndice se muestran las tendencias de la fecundidad adolescente antes de la intervención para ambos grupos de municipios. Como podemos observar, los primeros en adoptar la JEE tenían en promedio tasas más bajas de maternidad adolescente que los que lo hicieron más tarde, lo que probablemente se relacione con el hecho de que los criterios de selección de las escuelas estaban condicionados a la existencia de una infraestructura escolar adecuada, algo más probable en los municipios más ricos. Sin embargo, más allá de esta diferencia de niveles, no hay evidencia de que la fecundidad adolescente haya evolucionado de forma diferente (antes de la implementación de la JEE) entre los municipios que adoptaron la JEE más temprano y los que lo hicieron más tarde. Asimismo, también graficamos algunas características observables y no encontramos diferencias sistemáticas en las tendencias correspondientes a los años de escolarización (panel b) y a las tasas de pobreza (panel c) entre los municipios que adoptaron la JEE temprano y los que lo hicieron más tarde.

Cuadro 2: Determinantes de la adopción de la JEE a nivel municipio

<i>Variable dependiente: Incidencia de la JEE</i>		
Beneficiarios asistencia social (% de la población)	3.197*** (0,613)	0,629 (1,111)
Centros de salud (% de la población)	138,6 (125,1)	568,3 (410,0)
Efectos fijos de Municipio y año	No	Sí
Observaciones	1641	1641
R2	0,144	0,818

Fuente: Los datos sobre los beneficiarios de los servicios de asistencia social proceden del programa SIUBEN. La población de cada municipio corresponde a las proyecciones del Ministerio de Economía facilitadas por la ONE. Los datos sobre centros de salud provienen del Servicio Nacional de Salud (SNS).

Nota: Los resultados corresponden a un modelo de probabilidad lineal. Los errores estándar se estiman utilizando *clusters* a nivel de municipio.

Los principales resultados utilizando la variación (exógena) al interior de los

municipios se presentan en el cuadro 3. Los coeficientes corresponden a la estimación de β en la ecuación 1. Encontramos que una mayor exposición a la jornada escolar extendida en el municipio disminuye la probabilidad de que las adolescentes sean madres. En concreto, si no se incluyen variables de control (columna 1), el coeficiente es negativo pero es (marginamente) no significativo. Cuando se controla por las características individuales y del hogar (columna 2) el coeficiente arroja un efecto negativo ligeramente menor y significativo. Los resultados son similares cuando se añaden las características variables en el tiempo y las tendencias temporales regionales (columnas 3 y 4). La especificación preferida (columna 4) arroja un coeficiente de -0,041, significativo a un nivel del 10%. Esta magnitud sugiere que al aumentar la cobertura de la matrícula de la JEE en 10 puntos porcentuales se reduce la tasa de maternidad adolescente en 0,4 puntos porcentuales, lo que representa un 3% en relación con la tasa media de embarazo adolescente previa la implantación de la JEE, que era del 12,1%. El tamaño del efecto encontrado es económicamente importante: comparado con el estudio de Berthelon y Kruger (2011) en el que se evalúa el impacto de un programa similar sobre la fecundidad adolescente en Chile, nuestra estimación es de más del doble. Sin embargo, se debe tener en cuenta que la tasa de fecundidad adolescente en Chile es menos de la mitad de la registrada en República Dominicana¹⁸ y que la magnitud de la ampliación de la jornada escolar fue menor.

Cuadro 3: Efecto de la exposición a la JEE sobre la maternidad adolescente

	<i>Var. Dep: =1 si la adolescente (15-19) es madre</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Incidencia de la JEE en el municipio	-0,0480 (0,0314)	-0.0431** (0,0203)	-0,0390* (0,0201)	-0,0412* (0,0203)
Efectos fijos de municipio y año	Sí	Sí	Sí	Sí
Características individuales y del hogar	No	Sí	Sí	Sí
Características del municipio (variables en el tiempo)	No	No	Sí	Sí
Tendencias temporales para cada región	No	No	No	Sí

¹⁸ Según datos de los *World Development Indicators*, en 2019 en Chile había 39 madres por cada 1.000 adolescentes de 15 a 19 años, mientras que la cifra era de 92 por cada 1.000 en la República Dominicana. Si se toma el promedio del período 2010-2019, era de 47 por cada 1.000 en Chile frente a 96 por cada 1.000 en República Dominicana.

Observaciones	9960	9956	9956	9956
Media de la variable dependiente antes de la JEE	0,121	0,121	0,121	0,121

Fuente: cálculos de los autores a partir de datos de la ENFT y del MINERD.

Nota: Los resultados corresponden a la estimación del coeficiente β en la Ecuación 1 a partir de un modelo de probabilidad lineal. Los errores estándar se estiman utilizando clusters a nivel municipio. Las características individuales y del hogar incluyen la edad y la edad del jefe del hogar, el género y el nivel educativo del jefe del hogar, el número de miembros del hogar, los deciles de ingreso per cápita del hogar y una variable dicotómica que indica si el hogar se encuentra en un área urbana o rural. Las características de los municipios incluyen el número de beneficiarios de asistencia social per cápita y el número de centros de salud per cápita.

Una pregunta interesante es si el efecto empieza a aparecer después de que la JEE ha alcanzado a un porcentaje mínimo de estudiantes en el municipio. Esto podría suceder debido a la implementación gradual de la JEE, así como a la posible existencia de efectos de pares, dado el efecto que tienen los pares sobre las elecciones de fecundidad de las adolescentes. Para evaluar esta posibilidad analizamos la existencia de efectos umbral, es decir, si el impacto de la exposición a la JEE sobre la fecundidad adolescente se manifiesta con más fuerza luego de alcanzar a cubrir de un determinado porcentaje de estudiantes en el municipio o, por el contrario, es más homogéneo. En el cuadro 4 se presentan los resultados de un modelo similar a la ecuación 1 pero en el que interactúa la variable $JEE_{m,t}$ con una variable dicotómica igual a uno si $JEE_{m,t}$ está por encima de un determinado porcentaje; cada columna representa un umbral diferente.

Cuadro 4: Efecto de la exposición a la JEE sobre la maternidad adolescente a diferentes umbrales de exposición

	Var. Dep: =1 si la adolescente (15-19) es madre					
	30 %	40 %	50%	60%	70%	80%
Incidencia de la JEE en el municipio (si > X%)	0,0311 (0,0578)	-0,0193 (0,0344)	-0,0334* (0,0181)	-0,0415** (0,0195)	0,0023 (0,0168)	-0,0026 (0,0210)
Efectos fijos de municipio y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características individuales y del hogar	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características del municipio (variables en el tiempo)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tendencias temporales para cada región	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	9956	9956	9956	9956	9956	9956

Fuente: cálculos de los autores a partir de datos de la ENFT y del MINERD.

Nota: Los resultados corresponden a la estimación de una interacción entre el coeficiente β de la Ecuación 1 y una variable dicotómica igual a 1 si la incidencia de la JEE es al menos X% (según la columna). Los coeficientes se estiman mediante un modelo de probabilidad lineal. Los errores estándar se estiman utilizando clusters a nivel municipio. Todas las columnas incluyen el mismo conjunto de controles que la columna (4) del cuadro 3.

De los resultados se desprende que el efecto de la JEE sobre la fecundidad adolescente aparece cuando la cobertura de la JEE alcanza el umbral del 50%. En concreto, el efecto es pequeño y no significativo cuando los umbrales se encuentran cercanos al 30% y al 40%. Sin embargo, cuando la JEE alcanza el 50% y el 60% de la matrícula de los centros de enseñanza secundaria, la magnitud del efecto aumenta y se vuelve significativa. Cabe destacar que el impacto se vuelve prácticamente nulo tras superar el umbral del 60%, lo que sugiere que la mayor incidencia de la JEE en el municipio sobre la fecundidad individual tiene lugar cuando aproximadamente la mitad de los estudiantes asisten a centros con jornada escolar extendida.

4.2 Estudio de eventos

De los resultados anteriores se desprende que la JEE tuvo un efecto negativo y significativo sobre la fecundidad adolescente, que se manifiesta especialmente cuando al menos el 50% de los estudiantes matriculados en enseñanza secundaria se encuentra bajo el programa de jornada escolar extendida. Sin embargo, estos resultados no dicen nada sobre la dinámica de este efecto. Estudiamos si el impacto de la jornada escolar extendida sobre la fecundidad adolescente varía a medida que transcurre más tiempo desde la inepción de la JEE en cada municipio, explotando la implementación gradual del programa en el marco de un estudio de eventos.

Un paso necesario para realizar un estudio de eventos consiste en definir un "evento" que permita estudiar el cambio en el resultado antes y después de la fecha del evento. En nuestro caso, dado que la exposición a la JEE es una medida continua, no está claro cómo definir un evento (ni la fecha del evento para cada municipio). No obstante, según se muestra en el Cuadro 4, parece haber un impacto no lineal de la exposición a la JEE en el municipio sobre la probabilidad de que las adolescentes sean madres. En concreto, el efecto empieza a aparecer con más fuerza a partir del umbral del 50%, por lo que definimos la fecha del evento como el año en el que al menos el 50% de los estudiantes de las escuelas de enseñanza secundaria de los municipios estaban cubiertos por la JEE. Después de alinear todos los municipios en la fecha del evento analizamos los cambios en las cifras correspondientes al embarazo adolescente antes y después de la fecha del

cambio. Estimamos la siguiente especificación estándar de estudio de eventos:

$$B_{i,m,t} = \sum_{j=-4}^4 \gamma_j D_{m,t}^j + X_{i,m,t} + M_{m,t} + \mu_m + \mu_t + \mu_{r,t} + \epsilon_{i,m,t} \quad (2)$$

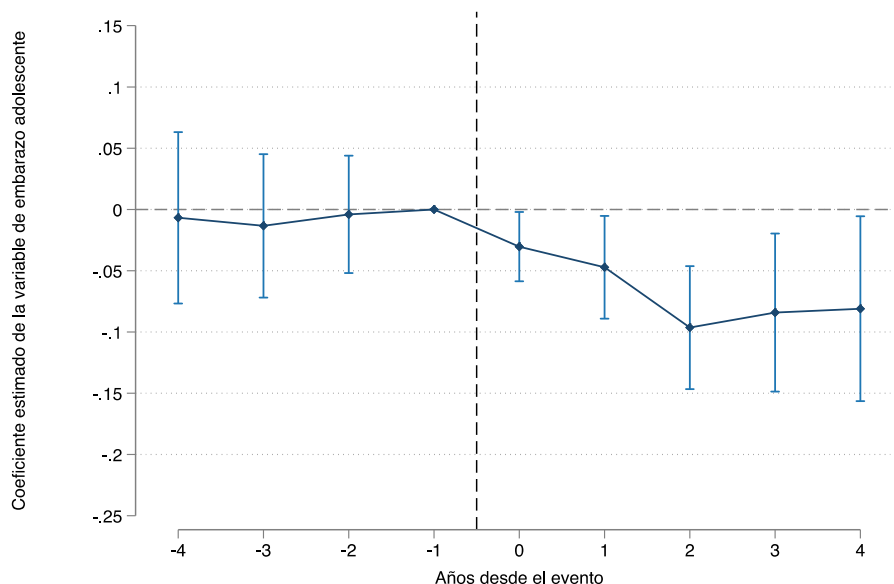
El resultado de interés es el mismo que antes. Las principales variables independientes de interés son $D_{m,t}^j = 1\{t = e_m + j\}$, un conjunto de j variables dicotómicas que indican que el evento ocurre a j años de distancia del evento en el municipio m , período de tiempo t (e_m se refiere a la fecha del evento en el municipio m , y $j = 0$ identifica el año inicial de adopción). Cuando j es negativa (positiva) se refiere a los años anteriores (posteriores) al evento. Por ejemplo, para un municipio en el que la JEE alcanzó al 50% de los estudiantes de secundaria en 2015, $D_{m,t}^1 = 1\{t = 2015 + 1\}$ es igual a 1 en 2016 e igual a 0 en caso contrario, y $D_{m,t}^{-2} = 1\{t = 2015 - 2\}$ es igual a 1 en 2013 y a 0 en caso contrario. Todos los coeficientes γ_j se miden en relación con $j = -1$ (el año previo a la implementación de la JEE en cada municipio m) y su estimación capta los efectos del tratamiento en relación al año anterior al evento.¹⁹ El conjunto de variables a nivel individual y de hogar $X_{i,m,t}$ y las variables a nivel de municipio $M_{m,t}$ son las mismas que antes. Por último, μ_m , μ_t y $\mu_{r,t}$ representan los efectos fijos de municipio, de año y las tendencias temporales regionales respectivamente.

Los resultados de la estimación del estudio de eventos con la especificación preferida se resumen en la Figura 4. La regresión incluye el conjunto más completo de controles, como en la columna 4 del cuadro 3 (presentamos las estimaciones puntuales de los coeficientes de tiempo del evento γ_j para las otras especificaciones en el cuadro A1 del Apéndice). Es necesario señalar en primer lugar que la trayectoria del embarazo adolescente es plana antes del evento ya que los coeficientes no son estadísticamente significativos antes de $j = 0$. Esta ausencia de tendencias previas respalda la hipótesis de identificación de que la selección de los municipios en el tratamiento no es la que explica los efectos observados. Esta tendencia se quiebra cuando la exposición a la JEE alcanza el 50% en el municipio: en comparación con el año anterior al evento, la proporción de madres adolescentes disminuye y este impacto se hace más fuerte a medida que transcurre más tiempo desde la fecha del evento. En particular, en el primer año el efecto es pequeño y no significativo, lo cual es razonable teniendo en cuenta el período de gestación. Luego cae casi 6 puntos porcentuales en el segundo año y se estabiliza en torno a los 9 puntos porcentuales de caída en los períodos siguientes. Cabe destacar que

¹⁹ Establecemos una ventana de eventos de referencia de nueve años, desde cuatro años antes de la adopción de la JEE hasta cuatro años después, lo que significa que, en nuestra muestra, j va de -4 a 4.

los efectos son muy similares a partir de otras especificaciones alternativas con menos controles (véase el cuadro A1).

Figura 4: Efecto de la exposición del 50% a la JEE sobre la fecundidad adolescente



Fuente: cálculos de los autores a partir de datos de la ENFT y del MINERD.

Nota: Los puntos y las barras representan los coeficientes y los intervalos de confianza del 95% para cada una de las variables que indican años desde el evento, donde el evento se define como el hecho de alcanzar al menos el 50% de la matrícula de secundaria bajo JEE. La regresión incluye los mismos controles que en la columna (4) del cuadro 3 y los errores estándar se estiman utilizando *clusters* a nivel municipal. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

5 Pruebas de robustez

5.1 Prueba placebo

A partir del supuesto de que la variable principal de tratamiento $JEE_{m,t}$ no está correlacionada con el término de error $v_{i,m,t}$ entonces β identifica el efecto de la ampliación de la jornada escolar sobre la maternidad adolescente. En el cuadro 2 hemos mostrado que, tras controlar por los efectos fijos de municipio y año, la evolución de la cobertura de la JEE dentro de los municipios no estaba correlacionada con otras características observables relacionadas con la tasa de pobreza y la prestación de servicios públicos en el municipio. Sin embargo, si hubiera tendencias no observadas en la fecundidad que los efectos fijos de municipio y año no sean capaces de controlar, entonces β estaría sesgado.

Para aliviar esta posible preocupación, realizamos un ejercicio de placebo y estimamos el mismo modelo sobre un grupo de mujeres para el que no deberíamos esperar ningún efecto de la JEE. En particular, consideramos a las mujeres entre 23 y 27 años que, si bien son jóvenes, completaron sus estudios secundarios antes de la implementación del programa de JEE en el país, por lo que son lo suficientemente mayores como para no haberse visto afectadas por el programa. En caso de hallar un impacto significativo para este grupo de mujeres, sería un indicio de que nuestras estimaciones principales están capturando el impacto de otros factores distintos al programa y no necesariamente la incidencia de la JEE en el municipio. Por el contrario, la ausencia de impacto reforzaría la validez de los resultados anteriores y de la estrategia de identificación utilizada para estimarlos.

Un punto a tener en cuenta al utilizar este grupo de tratamiento falso es que el resultado de interés analizado no es exactamente el mismo. Debido a las restricciones de los datos, no podemos saber si estas mujeres fueron madres durante su adolescencia o no. En su lugar, observamos la probabilidad contemporánea de que hayan sido madres entre los 23 y los 27 años. Los resultados se muestran en el cuadro 5. Encontramos que una mayor incidencia de la JEE en el municipio no afecta significativamente la probabilidad de ser madre para este grupo de mujeres. El coeficiente estimado es muy cercano a cero y no es estadísticamente significativo. Además, la inclusión de controles a nivel individual y del hogar, de características municipales que varían en el tiempo y de tendencias temporales regionales no afectan los resultados encontrados. Este ejercicio de placebo reafirma que nuestras estimaciones principales permiten captar realmente el efecto de la ampliación de la jornada escolar sobre la maternidad adolescente.

5.2 Posible error de medición de los vínculos madre-hijo

Para medir la maternidad adolescente utilizamos los datos de la ENFT, la principal encuesta de hogares del país, que proporciona información demográfica y socioeconómica de todos los miembros del hogar. Sin embargo, resulta importante tener en cuenta que esta encuesta no permite identificar los vínculos madre-hijo(s) de todos los individuos.

Si bien utilizamos un procedimiento cuidadoso para predecir estas relaciones madre-hijo y construir nuestro indicador de maternidad adolescente (véase la sección 3 para más detalles), realizamos un chequeo de robustez para abordar el posible error de medición del resultado de interés. Para ello utilizamos datos alternativos, provenientes de Estadísticas Vitales, donde se registran todos los nacimientos inscriptos en el país —

y por lo tanto no tienen errores de medición—, junto con el lugar de nacimiento y la edad de la madre al nacer. Dado que la muestra abarca a todos los nacimientos (en lugar de todas las mujeres adolescentes) y que no disponemos de ninguna otra información socioeconómica de la madre ni del hogar, redefinimos nuestro resultado de interés como la proporción del total de nacimientos que corresponden a madres adolescentes (de 15 a 19 años) en cada municipio y año. Bajo la hipótesis de que la composición de la población por edad no cambió significativamente durante el período analizado, un aumento en la probabilidad de que una mujer adolescente sea madre reflejaría un aumento en la proporción de niños nacidos de mujeres adolescentes. Por lo tanto, estimamos un modelo similar al de la ecuación 1 pero donde la variable de resultado se define a nivel de municipio y año: la proporción de nacimientos totales en el municipio m y el año t correspondientes a madres de entre 15 y 19 años de edad.

Los resultados de este nuevo ejercicio, que se presentan en el cuadro 6, son muy similares a las estimaciones principales del trabajo y se mantienen relativamente estables frente a diferentes especificaciones. Según esta estimación, un aumento de 10 puntos porcentuales en la incidencia de la JEE en los centros de enseñanza secundaria del municipio se asocia a una disminución de 0,6 puntos porcentuales en la proporción de recién nacidos que se corresponden a madres adolescentes. Esto representa una disminución del 3,9% con respecto a la proporción de madres adolescentes antes de la implementación de la JEE. El hecho de que se hayan alcanzado resultados muy similares a partir de un conjunto de datos completamente diferente, que permite medir el embarazo adolescente con mayor precisión, sugiere que el posible error de medición en la relación madre-hijo no es grave y no afecta significativamente a nuestros resultados principales.

Cuadro 5: Efecto de la exposición a la JEE en la Pr(ser madre), mujeres de 23 a 27 años

	Var. Dep: =1 si la mujer de 23-27 años es madre			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Incidencia de la JEE en el municipio	0,0099 (0,0705)	-0,0149 (0,0501)	-0,0140 (0,0501)	-0,0027 (0,0499)
Municipio y efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí
Características individuales y del hogar	No	Sí	Sí	Sí
Características del municipio (variables en el tiempo)	No	No	Sí	Sí
Tendencias temporales lineales específicas para cada región	No	No	No	Sí

Observaciones	9004	9001	9001	9001
Media de la variable dependiente antes de la JEE	0,315	0,315	0,315	0,315

Fuente: cálculos de los autores a partir de datos de la ENFT y del MINERD.

Nota: Los resultados corresponden a la estimación del coeficiente β de la ecuación 1 mediante un modelo de probabilidad lineal para el grupo de mujeres de 23 a 27 años. Los errores estándar se estiman utilizando *clusters* a nivel de municipio. Las características de cada individuo y del hogar incluyen la edad y la edad del jefe del hogar, el género y el nivel educativo del jefe del hogar, el número de miembros del hogar, los deciles de ingreso per cápita del hogar y una variable dicotómica que indica si la residencia es urbana o rural. Las características de los municipios incluyen el número de beneficiarios de asistencia social per cápita y el número de centros de salud per cápita.

6 Conclusiones

El embarazo precoz constituye un importante obstáculo para las oportunidades educativas y laborales de las mujeres. Un factor crucial para mejorar su bienestar y contribuir a reducir las brechas de género consiste en entender cómo los diseños de políticas alternativas pueden ayudar a abordar este problema. En este trabajo evaluamos el impacto del programa de Jornada Escolar Extendida (un programa educativo emblemático que amplió la jornada escolar de 4 a 8 horas) sobre la fecundidad adolescente en la República Dominicana. En este sentido, se explora la implementación gradual de la JEE, que genera variaciones geográficas y temporales en la exposición al programa, y se estima su efecto causal sobre la fecundidad adolescente a través de un modelo con efectos fijos por municipio y por año.

Los resultados sugieren que las mujeres adolescentes son menos propensas a tener hijos en aquellos municipios donde existe una mayor exposición a la jornada escolar extendida. En particular, un aumento de 10 puntos porcentuales en la cobertura de la JEE sobre el total de la matrícula secundaria contribuye a reducir la probabilidad de que una adolescente sea madre en 0,4 puntos porcentuales, lo que representa aproximadamente un 3% de la tasa de maternidad adolescente antes de la introducción de la JEE. Este resultado es económicamente significativo y robusto frente a otras especificaciones diferentes y fuentes de datos alternativas. Además, se evidencia que el efecto se vuelve más fuerte luego de que la JEE alcanza una cobertura de al menos 50% de la matrícula total en el nivel secundario de cada municipio, y que la fecundidad de las adolescentes disminuye de forma continua durante los tres primeros años siguientes a que los municipios alcanzan dicho umbral.

Este trabajo contribuye a la literatura que estudia los efectos de la educación sobre la fecundidad adolescente y, en particular, a la incipiente literatura que se centra en el

efecto de la ampliación de la jornada escolar sobre el embarazo precoz. Si bien se necesita más evidencia para comprender mejor los canales a través de los cuales opera este efecto, de los resultados obtenidos en este trabajo se desprende que la ampliación de la jornada escolar contribuyó a la reducción de la tasa de embarazo adolescente en la República Dominicana. Estos resultados parecen indicar que las políticas de ampliación de la jornada escolar pueden tener efectos indirectos sobre las decisiones de fecundidad de las adolescentes. Esto es reconfortante dada la creciente cantidad de recursos que se dedican a las políticas de ampliación de la jornada escolar en la región.

Bibliografía

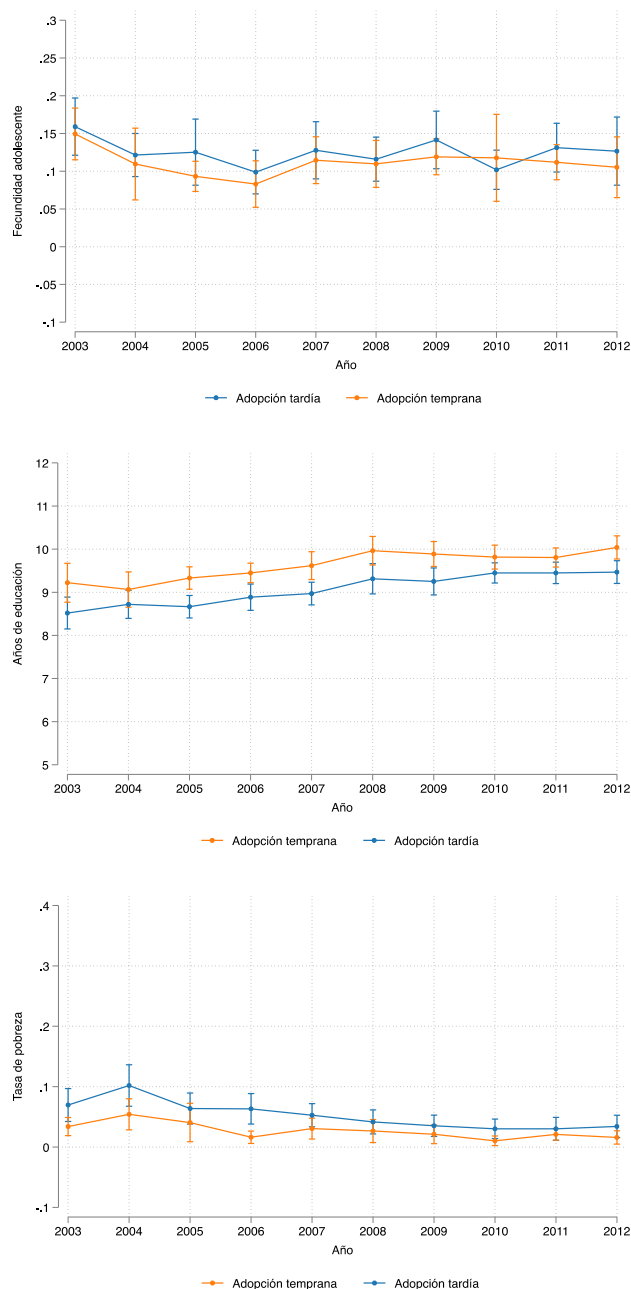
- Adamopoulou, Effrosyni. 2012. *Peer Effects in Young Adults' Marital Decisions*.
Universidad Carlos III de Madrid Working Papers 12-28.
- Agha, Sohail. 2002. A Quasi-Experimental Study to Assess the Impact of Four Adolescent Sexual Health Interventions in Sub-Saharan Africa. *International Family Planning Perspectives*, **28**(2), 67–118. Editorial: Guttmacher Institute.
- Alzúa, María Laura y Velázquez, Cecilia. 2017. The effect of education on teenage fertility: causal evidence for Argentina. *IZA Journal of Development and Migration*, **7**(1), 7.
- Angrist, Joshua D. y Evans, William N. 1996 (enero). *Schooling and Labor Market Consequences of the 1970 State Abortion Reforms*.
- Arceo-Gomez, Eva O., y Campos-Vazquez, Raymundo M. 2014. Teenage Pregnancy in Mexico: Evolution and Consequences. *Latin american journal of economics*, **51**(1), 109–146. Editorial: Pontificia Universidad Católica de Chile. Instituto de Economía.
- Azevedo, Joao Pedro, Favara, Martha, Haddock, Sarah E, Lopez-Calva, Luis F, Muller, Miriam y Perova, Elizaveta. 2012. *Teenage pregnancy and opportunities in Latin America and the Caribbean: On teenage fertility decisions, poverty and economic achievement*. Washington, DC: Banco Mundial.
- Berniell, Inés, Berniell, Lucila, de la Mata, Dolores, Edo, María, Marchionni, Mariana y Pinto, María Florencia. 2022. Motherhood and Female Labor Market Outcomes in Latin America. Pág 217– 246: Molina, José Alberto (ed), *Mothers in the Labor Market*. Cham: Springer International Publishing.
- Berthelon, Matias E. y Kruger, Diana I. 2011. Risky behavior among youth: Incapacitation effects of school on adolescent motherhood and crime in Chile. *Journal of Public Economics*, **95**(1), 41–53.
- Black, Sandra E., Devereux, Paul J. y Salvanes, Kjell G. 2008. Staying in the Classroom and out of the maternity ward? The effect of compulsory schooling laws on teenage births*. *The Economic Journal*, **118**(530), 1025–1054.
- Busso, Matías, Cristia, Julián, Hincapié, Diana, Messina, Julián y Ripani, Laura. 2017. *Aprender Mejor. Políticas públicas para el desarrollo de habilidades*. Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Cabezón, Carlos, Vigil, Pilar, Rojas, Iván, Leiva, M. Eugenia, Riquelme, Rosa, Aranda, Waldo y García, Carlos. 2005. Adolescent pregnancy prevention: An abstinence-

- centered randomized controlled intervention in a Chilean public high school. *The Journal of Adolescent Health: Official Publication of the Society for Adolescent Medicine*, **36**(1), 64–69.
- CAF. 2016. *Más habilidades para el trabajo y la vida: Los aportes de la familia, la escuela, el entorno y el mundo laboral*. Reporte de Economía y Desarrollo. Bogotá: CAF Development Bank of Latinamerica.
- Chevalier, Arnaud y Viitanen, Tarja K. 2003. The Long-Run Labour Market Consequences of Teenage Motherhood in Britain. *Journal of Population Economics*, **16**(2), 323–343.
- Cleland, John. 2002. Education and future fertility trends, with special reference to mid-transition countries. En: *Completing the Fertility Transition*. Nueva York: Naciones Unidas.
- Damaris, Lara. 2014a. *Actualización de la línea de base de la Jornada Escolar Extendida a Octubre del 2014*. Santo Domingo: Ministerio de Educación (MINERD).
- Damaris, Lara. 2014b *Primer Informe de Seguimiento Programa de Jornada Escolar Extendida*. Santo Domingo: Ministerio de Educación (MINERD).
- Dinerstein, Michael, Neilson, Christopher y Otero, Sebastián. 2020. *The Equilibrium Effects of Public Provision in Education Markets: Evidence from a Public School Expansion Policy*. IRS Working Paper 645.
- Duflo, Esther. 2001. Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment. *The American Economic Review*, **91**(4), 795–813.
- Duflo, Esther, Dupas, Pascaline y Kremer, Michael. 2011. Peer Effects, TJEher Incentives, and the Impact of Tracking: Evidence from a Randomized Evaluation in Kenya. *American Economic Review*, **101**(5), 1739–1774.
- Fletcher, J. y Wolfe, B. 2008. Education and Labor Market Consequences of Teenage Childbearing: Evidence Using the Timing of Pregnancy Outcomes and Community Fixed Effects.
- Fletcher, Jason M. y Wolfe, Barbara L. 2009. Education and Labor Market Consequences of Teenage Childbearing Evidence Using the Timing of Pregnancy Outcomes and Community Fixed Effects. *Journal of Human Resources*, **44**(2), 303–325. Editorial: University of Wisconsin Press.

- Fletcher, Jason M. y Yakusheva, Olga. 2016. Peer Effects on Teenage Fertility: Social Transmission Mechanisms and Policy Recommendations. *American Journal of Salud Economics*, **2**(3), 300–317. Editorial: The University of Chicago Press.
- Francesconi, Marco. 2008. Adult Outcomes for Children of Teenage Mothers. *The Scandinavian Journal of Economics*, **110**(1), 93–117.
- Garganta, Santiago y Zentner, Joaquín. 2021. *El Efecto de la Doble Escolaridad sobre la Participación Laboral Femenina en República Dominicana*. Nota Técnica del BID IDB-TN-2122.
- Goodman, Alissa, Kaplan, Greg y Walker, Ian. 2020. *Understanding the effects of early motherhood in Britain: the effects on mothers*. IFS Working Paper 04/20.
- Levine, David I. y Painter, Gary. 2003. The Schooling Costs of Teenage Out-of-Wedlock Childbearing: Analysis with a Within-School Propensity-Score-Matching Estimator. *The Review of Economics and Statistics*, **85**(4), 884–900.
- Marchionni, Mariana, Gasparini, Leonardo y Edo, María. 2019. *Brechas de género en América Latina. Un estado de situación*. Caracas: CAF Development Bank of Latinamerica.
- MINERD. 2013. *Criterios para la Organización de los Centros de Jornada EscolarExtendida, República Dominicana*. Santo Domingo: Ministerio de Educación.
- Morales, Leonardo Fabio. 2015. Peer Effects on a Fertility Decision: An Application for Medellín, Colombia. *Economía*, **15**(2), 119–159. Editorial: Brookings Institution Press.
- Sánchez, Alan y Favara, Marta. 2019. *Consequences of teenage childbearing in Peru: is the extended school-day reform an effective policy instrument to prevent teenage pregnancy?* Young Lives Working Paper 185. Young Lives, Oxford.
- Tran, Christopher y Zheleva, Elena. 2022 (Jan.). *Heterogeneous Peer Effects in the Linear Threshold Model*. Number: arXiv:2201.11242 arXiv:2201.11242 [cs].
- Veleda, Cecilia. 2013. *Nuevos tiempos para la educación primaria: lecciones sobre la extensión de la jornada escolar*. Buenos Aires: Fundación CIPPEC; Unicef Argentina.

A Apéndice

Figura A1: Evolución de indicadores en municipios que adoptaron la JEE más temprano y más tarde



Nota: Cada panel muestra el coeficiente estimado y el intervalo de confianza del 95% correspondiente para la interacción entre un indicador de municipio de adopción temprana y una variable dicotómica para cada año.

Cuadro A1: Efecto de una exposición a la JEE del 50% sobre la fecundidad adolescente

	Var. Dep: =1 si la adolescente (15-19) es madre			
	(1)	(2)	(3)	(4)
4 años antes del evento	-0,0068 (0,0353)	0,0071 (0,0220)	0,0064 (0,0227)	0,0149 (0,0243)
3 años antes del evento	-0,0134 (0,0296)	0,0136 (0,0221)	0,0133 (0,0224)	0,0192 (0,0231)
2 años antes del evento	-0,0040 (0,0242)	-0,0067 (0,0129)	-0,0069 (0,0131)	-0,0037 (0,0138)
1 año antes del evento (omitido)	-	-	-	-
Año del evento	-0,0303** (0,0143)	-0,0187 (0,0133)	-0,0179 (0,0133)	-0,0225 (0,0137)
Un año después	-0,0472** (0,0212)	-0,0501*** (0,0125)	-0,0490*** (0,0133)	-0,0590*** (0,0142)
del evento Dos	-0,0964*** (0,0254)	-0,0797*** (0,0193)	-0,0780*** (0,0200)	-0,0934*** (0,0210)
años después del	-0,0841** (0,0326)	-0,0745*** (0,0241)	-0,0724*** (0,0250)	-0,0958*** (0,0260)
evento Tres años	-0,0810** (0,0381)	-0,0637** (0,0297)	-0,0606* (0,0317)	-0,0962*** (0,0340)
después del				
evento Cuatro				
años después del				
evento				
Efectos fijos por Municipio y año	Sí	Sí	Sí	Sí
Características individuales y del hogar	No	Sí	Sí	Sí
Características del municipio (variables en el tiempo)	No	No	Sí	Sí
Tendencias temporales lineales específicas para cada región	No	No	No	Sí
Observaciones	9432	9432	9432	9432

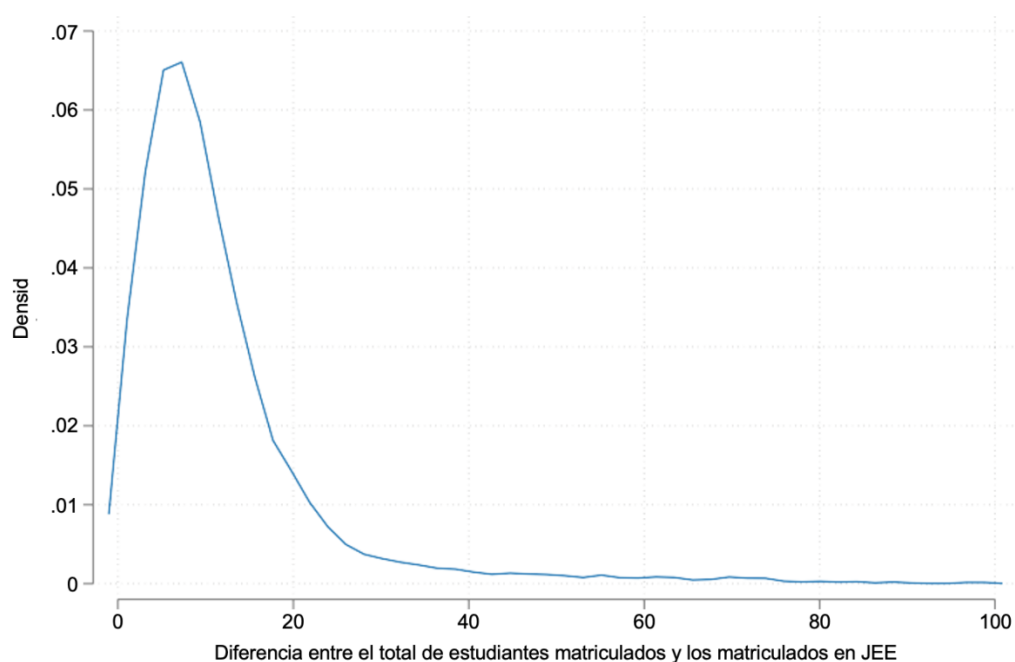
Fuente: cálculos de los autores a partir de datos de la ENFT y del MINERD.

Nota: En el cuadro se presentan los coeficientes de cada una de las variables de tratamiento de la ecuación 2, que indican años desde el evento. El evento consiste en el hecho de alcanzar al menos el 50% de la matrícula de estudiantes de secundaria bajo JEE. Los errores estándar se estiman utilizando *clusters* a nivel de los municipios y se informan entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

B Apéndice: Matching de la base de escuelas y la base de JEE

Tanto la *base de escuelas* como la *base de JEE* contienen información sobre la matrícula a nivel de la escuela. Sin embargo, la primera también contiene información desagregada por niveles educativos, mientras que la segunda no. Para construir nuestra medida del grado de exposición al programa, es decir, la proporción de estudiantes de secundaria cubiertos por la JEE en cada municipio, necesitamos asignar el total de estudiantes que asisten a escuelas con JEE a los diferentes niveles educativos.

Figura B1: Diferencia entre el total de estudiantes matriculados y los matriculados en JEE



Para ello procedemos de la siguiente manera. En primer lugar nos quedamos con los centros que ofrecen educación secundaria (ya sea de forma exclusiva o conjuntamente con otros niveles), que identificamos a partir de la *base de escuelas*, y calculamos la proporción de la matrícula total para cada nivel. Luego, identificamos el total de estudiantes matriculados en la JEE (a partir de la información proporcionada por la *base de JEE*) y los asignamos a cada nivel educativo de forma proporcional a la distribución

de los estudiantes entre los diferentes niveles dentro de cada centro.²⁰ Este ejercicio resulta trivial para aquellos centros que solo ofrecen educación secundaria, los cuales representan el 31% de los centros públicos con educación secundaria. Para el resto de los centros que también ofrecen otros niveles además del secundario, podría haber un error de medición. Sin embargo, esto no parece preocupante teniendo en cuenta la evidencia de la figura B1 que muestra la distribución de las diferencias entre la matrícula total a partir de la *base de escuelas* y la matrícula bajo JEE a partir de la *base de JEE*. Allí se observa que la mayoría de las diferencias son pequeñas; de hecho, en más del 55% de los casos la diferencia es inferior al 10%. Esto indica que en general la JEE fue adoptada por todos los grados dentro de una escuela de forma simultánea y hace inocua nuestra forma de asignar la matrícula de la JEE a los diferentes niveles educativos.

²⁰ Por ejemplo, si una escuela tiene 500 estudiantes en total, de los cuales 100 son de nivel preescolar (una quinta parte), 200 de primaria (dos quintas partes) y 200 de secundaria (dos quintas partes), y existen 250 estudiantes que están cubiertos por la JEE, entonces asignamos esos 250 estudiantes de JEE a cada nivel en razón de la distribución mencionada más arriba.