

Externalidades en la familia

Alejandra Mizala
amizala@uchile.cl

Carmen Quezada
carmenquezada@mail.utoronto.ca

Esta versión: 8 de octubre de 2024

Resumen

Este artículo estudia los efectos de las externalidades familiares, utilizando las reglas de la edad de inicio escolar (SSA) como un shock que afecta a toda la familia. Utilizando un diseño de Regresión Discontinua y un rico conjunto de datos de Chile, encuentro que una mayor SSA impacta negativamente los resultados educativos de los hermanos menores, reduciendo el promedio de notas, los puntajes en pruebas y la matrícula en educación superior, al tiempo que aumenta la probabilidad de repetir de curso. En contraste, los hermanos mayores no se ven afectados. Las madres reducen su oferta laboral y sus ingresos en aproximadamente un 2%, mientras que los padres no experimentan cambios significativos. Estos efectos laborales persisten hasta que el niño cumple 20 años. Este estudio sugiere que las externalidades negativas se mitigan parcialmente cuando las madres son las principales proveedoras, con efectos menos negativos sobre sus resultados en el mercado laboral y los resultados educativos de los hermanos menores. Finalmente, este artículo replica los efectos bien establecidos de la SSA en los resultados educativos del estudiante focal, añadiendo nuevos resultados. En particular, los estudiantes nacidos después de la fecha límite son menos propensos a convertirse en padres adolescentes, especialmente los hombres.

Keywords: Educación, Familia, Externalidades

JEL Codes: I21, J13, J22, I28, J24

1. Introducción

Los efectos de la edad de inicio escolar es un tema ampliamente investigado en una gran variedad de resultados. La literatura muestra consistentemente que los estudiantes que comienzan su educación formal relativamente tarde exhiben mayores habilidades cognitivas (Bedard y Dhuey (2006), McEwan y Shapiro (2008), Elder y Lubotsky (2009), Black y col. (2011)), una menor probabilidad de ser diagnosticados con TDAH (Elder y Lubotsky (2009), Dhuey y Lipscomb (2010), Elder (2010), Evans y col. (2010), Schwandt y Wuppermann (2016), Dee y Sievertsen (2018), Furzer y col. (2022)), mejores habilidades no cognitivas (A. Mühlenweg y col. (2012), Peña y Duckworth (2018), Cornelissen y Dustmann (2019)), y una menor probabilidad de ser víctimas de bullying (Ballatore y col. (2020), A. M. Mühlenweg (2010)). Además, es más probable que se gradúen de la universidad (Matta y col. (2016), Hurwitz y col. (2015)), menos probable que se conviertan en madres adolescentes (Black y col. (2011)), y son menos propensos a participar en delincuencia juvenil (Cook y Kang (2016), Depew y Eren (2016)). Si bien estos hallazgos destacan varios beneficios para estos niños, surge una pregunta importante: ¿Podrían estas ventajas tener un costo para los miembros de sus familias mientras navegan por estas fases de desarrollo? Y si es así, ¿por qué?

Este trabajo tiene como objetivo responder a esa pregunta utilizando un diseño de Regresión Discontinua que compara familias donde el hijo focal (o hermano focal) nació en los días antes y después del límite de inicio escolar. Para ello, utilizo un conjunto de datos excepcionalmente rico de Chile que vincula a los miembros de la familia en múltiples dimensiones. Este conjunto de datos incluye registros educativos de los niños, información sobre el mercado laboral y la fertilidad de toda la familia a lo largo del tiempo, y datos sobre la asistencia del gobierno para los padres. La estructura longitudinal de los datos permite una examinación exhaustiva tanto de los efectos a corto plazo como a mediano y largo plazo sobre diversos resultados familiares, como el nivel educativo, la paternidad adolescente, la asistencia social, y las trayectorias laborales e ingresos. Con respecto a los resultados laborales, puedo observar no solo la participación en los mercados formales sino también en los informales.

Demuestro que la edad de inicio escolar de un niño afecta directamente a los miembros de su familia. Primero, encuentro externalidades educativas negativas para los hermanos menores. Estos efectos persisten a lo largo de su educación, según lo medido por el promedio de notas, los puntajes en pruebas estandarizadas y la Matrícula en educación superior. En promedio, los hermanos menores obtienen un 3% de una desviación estándar menos en sus promedios de notas y puntajes SIMCE. También encuentro que estos hermanos tienen un 7% mayor probabilidad de repetir de curso. Las externalidades negativas se extienden a la educación superior, siendo un 10% menos probable que los hermanos menores se matriculen en instituciones superiores. En contraste, no encuentro externalidades educativas para los hermanos mayores.

Segundo, encuentro que una edad de inicio escolar más tardía tiene externalidades negativas sobre la participación de las madres en el mercado laboral. Las madres reducen su oferta laboral en alrededor del 2%, y esto persiste hasta que el niño cumple 20 años. También encuentro una reducción en el ingreso mensual de una magnitud similar al analizar tanto los mercados laborales

formales como informales juntos, así como solo el mercado formal. Sin embargo, el resultado para el mercado formal no está estimado con precisión. Estos efectos se compensan parcialmente con un pequeño aumento en las transferencias de asistencia gubernamental. Para los padres, no hay efectos en ninguno de esos resultados.

Sugiero que el mecanismo que provoca estos efectos es la falta de cuidado infantil y preescolar, o las normas sociales que empujan a las madres a quedarse en casa para el cuidado de los hijos. En el contexto de este trabajo, una mayor edad de inicio escolar significa que el niño pasa un año adicional bajo el cuidado de la madre en lugar de asistir al colegio. Esto implica dos cosas: primero, que la madre no puede ir a trabajar, y segundo, que sus hijos competirán por su tiempo, lo que resulta en que el niño pase un año adicional en casa, a costa de los hermanos menores. Para probar esta hipótesis, divido la muestra entre madres que son jefas de hogar y las que no lo son. La razón es que si una madre es jefa de hogar, es poco probable que se quede en casa bajo cualquier circunstancia, ya que es la principal proveedora. Si este es el caso, debería observar un menor impacto en los resultados para estas madres y sus hijos. De hecho, encuentro que cuando la madre es jefa de hogar, hay una menor caída en la participación laboral y los efectos negativos sobre los hermanos disminuyen. Además, los efectos negativos sobre los hermanos son más pronunciados cuando la madre no es jefa de hogar. Estos hallazgos sugieren que el impacto de la edad de inicio escolar en las familias varía según quién esté a cargo del cuidado de los hijos.

Tercero, este rico conjunto de datos me permite verificar los hallazgos convencionales para los estudiantes con una mayor edad de inicio escolar mientras exploro resultados menos estudiados. El resultado más novedoso es que estos estudiantes, que comienzan la colegio en promedio medio año más tarde que sus compañeros, tienen menos probabilidades de convertirse en padres adolescentes, con un efecto mayor para los hombres. Mientras que las estudiantes reducen su probabilidad de maternidad adolescente en un 5.6%, los estudiantes la reducen en un 12.1%. En cuanto a la importancia, el siguiente conjunto de resultados se refiere a los primeros resultados en el mercado laboral entre los 18 y los 26 años. Estos estudiantes tienen un 4.1% menos de probabilidades de participar en cualquier mercado laboral y un 5.6% menos de probabilidades de participar en el mercado laboral formal. Además, ganan un 9% menos de ingresos en cualquier sector y un 3.8% menos de ingresos en el sector formal. Los resultados del mercado laboral son robustos a diferentes definiciones de participación, como trabajar seis meses o más y trabajar todo un año.¹ Finalmente, obtuve resultados educativos bien documentados. Estos estudiantes obtienen promedios de notas más altos durante todos sus años escolares, comenzando con un aumento del 33% de una d.e. en 1er grado a un 3% de una d.e. en 12° grado. También logran puntajes más altos en el SIMCE entre 9.4% y 19% de una desviación estándar, son un 10% más propensos a completar los grados 1-12 en 12 años, un 4% más propensos a tomar la PSU, obtienen un 5.3% de una d.e. más alto en esos exámenes, y son un 6% más propensos a matricularse en la educación superior. Sin embargo, son un 12.5% menos propensos a graduarse de la universidad antes de los 26 años.

Este artículo contribuye principalmente a tres ramas de la literatura. Primero, este trabajo

¹En Chile, el trabajo típicamente se mide mensualmente, a diferencia de otros países donde el trabajo por horas es común. Además, el empleo formal a tiempo parcial casi no existe.

contribuye a la literatura sobre externalidades intrafamiliares de las políticas educativas. Al igual que Landersø y col. (2020) y Karbownik y Özek (2021), aprovecho las políticas de ingreso al colegio como una variación cuasi-experimental para examinar los efectos dentro de las familias. Sin embargo, mi trabajo difiere del de ellos en varios aspectos importantes: los miembros de la familia involucrados, los resultados analizados y el contexto que influye en los resultados.

En cuanto a los efectos en los padres, la riqueza de los datos me permite explorar el impacto no solo en el mercado laboral formal, sino también en el mercado laboral informal. Una característica clave de los países en desarrollo es la alta tasa de trabajo informal, y Chile no es la excepción. Con un 30%² de la población ocupada empleada informalmente, este es un grupo importante a considerar al examinar los resultados laborales.

En términos de externalidades entre hermanos, mis hallazgos sobre los efectos en el colegio difieren de los de los autores antes mencionados. Mientras que Landersø y col. (2020) reportan efectos positivos y Karbownik y Özek (2021) efectos negativos en los hermanos mayores, no encuentro efectos en los hermanos mayores. Además, mientras que Karbownik y Özek (2021) identifica efectos positivos en los hermanos menores, mis resultados muestran efectos negativos en este grupo³. Hipotetizo que estas diferencias provienen de la dinámica familiar y el acceso al cuidado preescolar. Encuentro que cuando la madre es la principal proveedora, las externalidades se vuelven menos negativas. Sugiero que cuando la madre es la jefa del hogar, es posible que no pueda pasar tanto tiempo con ninguno de sus hijos como lo haría si no fuera la principal proveedora. Si la competencia por el tiempo de la madre entre los hermanos es un mecanismo, una madre proveedora tendría menos tiempo para dedicar a cualquiera de sus hijos, lo que podría explicar los resultados.

Además, soy capaz de seguir a los hermanos a lo largo de su vida escolar, analizando no solo los puntajes SIMCE, sino también las notas y la matrícula superior

En segundo lugar, este artículo añade a la investigación sobre los efectos de los hijos en la oferta laboral familiar. Hasta hace poco, debido a la posible endogeneidad de los hijos, los investigadores se han centrado en seleccionar instrumentos adecuados para el número de hijos, a menudo limitando los análisis a gemelos o composiciones específicas de sexo entre los hermanos. Sin embargo, el uso de los puntos de corte de la edad de ingreso al colegio proporciona un análisis más válido externamente de los efectos de tener un hijo en la oferta laboral familiar. Hasta donde sé, el único estudio hasta la fecha que emplea esta metodología es el de Landersø y col. (2020), que utiliza datos de Dinamarca. Esta investigación difiere de Landersø y col. (2020) en un aspecto crucial: la disponibilidad y accesibilidad del cuidado infantil formal. Mientras que más del 90 % de los niños menores de cinco años asisten a cuidado infantil formal en Dinamarca⁴, en Chile solo el 50 % de los niños en edad preescolar lo hace⁵. Este contraste resalta la importancia de considerar los contextos institucionales al examinar los efectos de los hijos en la oferta laboral familiar en diferentes países.

Mi tercera contribución es a la literatura sobre la edad de ingreso a la educación formal. Como

²<https://biblio.hacienda.cl/la-informalidad-en-chile/3-informalidad-laboral-y-desarrollo-economico>

³En Landersø y col. (2020), no se analizan los efectos en los hermanos menores

⁴<https://www.dst.dk/pukora/epub/Nyt/2008/NR152.pdf>

⁵<https://parvularia.mineduc.cl/wp-content/uploads/2021/03/Informe-Characterizacion-EP-Chile-Oficial-2020.pdf>

era de esperar, encuentro los bien documentados efectos positivos en el colegio para los estudiantes que comienzan el colegio relativamente mayores⁶, pero también examino otros resultados importantes, como la educación superior, la paternidad o maternidad adolescente y los resultados en el mercado laboral. Hasta donde he podido investigar, Black y col. (2011) es el único artículo que explora simultáneamente todos estos resultados. Mi investigación contribuye a la literatura proporcionando validez externa a los resultados sobre la maternidad adolescente en estudiantes mujeres y al enfocarse en un grupo previamente ignorado. Al hacerlo, no solo refuerza los hallazgos relacionados con las estudiantes mujeres, sino que también es el primero en identificar los efectos de la edad de ingreso al colegio en la paternidad adolescente entre los hombres.

2. Identificación y Estrategia Empírica

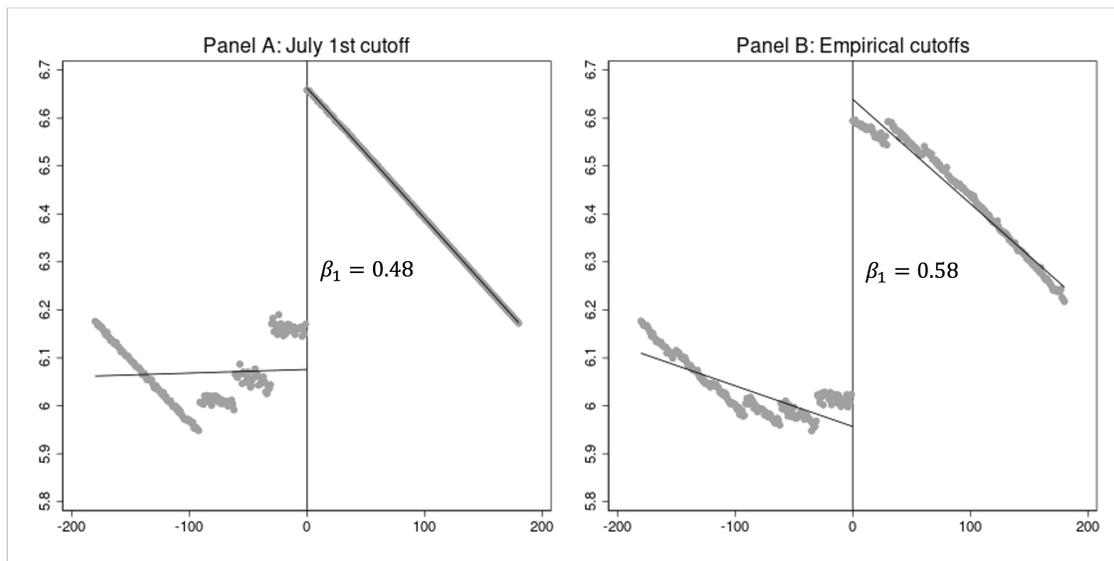
La identificación de los efectos de la edad de entrada al colegio se basa en comparar los resultados de estudiantes (y sus familias) que nacieron en o justo después de las fechas límite con aquellos estudiantes nacidos justo antes de los cortes. La interpretación causal de estas comparaciones depende del supuesto de que las fechas de nacimiento cercanas a los cortes son aleatorias, similar a un experimento aleatorizado localizado. Esta estrategia de identificación supone que el momento específico de los nacimientos alrededor de las fechas límite no conduce a diferencias significativas en factores no observados que pudieran influir en los resultados de los estudiantes.

La ley chilena requiere que los estudiantes tengan seis años cumplidos antes del 31 de marzo del año académico para comenzar el colegio, aunque permite a los colegios admitir estudiantes hasta el 30 de junio.⁷ Esta flexibilidad lleva a observar aumentos marcados en la matrícula en abril, mayo, junio y julio (ver McEwan y Shapiro (2008) para la documentación inicial). Dado que la discontinuidad más grande ocurre en julio, los investigadores que se centran en el contexto chileno limitan su análisis al corte de julio. Opté por identificar el corte de cada colegio en cada año para hacer que el análisis de la edad de inicio escolar sea más preciso y reducir la clasificación incorrecta de los estudiantes y los cortes. Aunque proporciono una explicación detallada en el Apéndice A.1, el proceso implica calcular la proporción de estudiantes nacidos en cada par mes-año para cada colegio y año académico. El corte empírico corresponde al mes con la mayor proporción de estudiantes nacidos dentro de 12 meses consecutivos. Este enfoque es conservador, asignando el 1 de julio como el corte a cada par colegio-año cuando cualquier par mes-año dentro de los 12 meses no tiene estudiantes nacidos. Como resultado, el corte empírico aún revela aumentos en múltiplos de 30 días desde el corte, aunque estos aumentos son mucho menores que con el corte del 1 de julio. Además, el aumento en la edad de inicio escolar en el corte empírico es un 20% mayor que en el corte del 1 de julio, lo que sugiere una mejor clasificación de los estudiantes alrededor del corte.

⁶Ver McEwan y Shapiro (2008) y Celhay y Gallegos (2022) para los efectos educativos de la edad de inicio escolar en Chile.

⁷Esta ley cambió en 2017, estableciendo el 31 de marzo como una fecha límite. Sin embargo, en la práctica, la aplicación total de la ley comenzó en 2019.

Figura 1: Edad de inscripción en primer grado usando el corte del 1 de julio vs cortes empíricos



Nota: El Panel A muestra la edad promedio de inicio escolar para los niños nacidos cada día donde la fecha de corte es el 1 de julio, mientras que en el Panel B, los cortes empíricos se calculan por cada colegio y año. Las líneas ajustadas se calculan a partir de todo el conjunto de datos, permitiendo pendientes distintas a ambos lados del corte.

El enfoque empírico capitaliza las regulaciones de corte de fecha de nacimiento de Chile, que estipulan que los estudiantes aspirantes que aún no tienen seis años cumplidos en la fecha de corte de su colegio deben comenzar sus estudios en el siguiente año. Para explorar esto, empleo un diseño de Regresión Discontinua (RD), aprovechando las fechas de nacimiento precisas de los niños nacidos antes y después del corte. Esto me permite comparar los resultados entre niños nacidos con pocos días de diferencia pero que comienzan el colegio con niveles de madurez marcadamente diferentes.

Las suposiciones que subyacen al proceso de identificación se alinean con las prácticas estándar para los diseños de RD, asumiendo que no se producen otras alteraciones en el punto de corte que puedan introducir factores de confusión en nuestro análisis.

La ecuación inicial que uso para la estimación es la siguiente:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{NacidoDespués}_j + \beta_2 \text{DíasAlCorte}_j + \beta_3 \text{DíasAlCorte}_j \times \text{NacidoDespués}_j + \mathbf{X}'_{ij} \beta_4 + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

donde Y es el resultado de interés para el individuo i , que puede ser un padre, un hermano, o el mismo estudiante focal j ; la variable NacidoDespués_j toma el valor de uno si el estudiante focal j nació en o después del corte y cero en caso contrario; DíasAlCorte es la variable de seguimiento, que se define como el día de nacimiento en relación con el corte; \mathbf{X} es un vector de covariables dependiendo del individuo analizado, y ε es el término de error. Las variables DíasAlCorte y NacidoDespués se interactúan para permitir pendientes diferenciales a ambos lados del corte. β_1 representa el coeficiente

ciente clave y refleja los efectos de intención de tratar de la edad de inicio escolar sobre los diferentes resultados. Aplico un kernel triangular y sigo el método robusto basado en datos propuesto por Calonico y col. (2014) para seleccionar un ancho de banda óptimo. Los errores estándar robustos se informan agrupados por distancia al corte.

2.1. Validez del diseño de investigación

En el marco empírico propuesto, β_1 está diseñado para estimar los efectos causales de la inelegibilidad del estudiante focal, ya sea mayor o menor, para comenzar el colegio antes. Esta estimación es válida siempre que los factores predeterminados permanezcan continuos en el corte de ingreso escolar. En otras palabras, no deben ocurrir otros cambios en el umbral que puedan confundir el análisis. Las Tablas 1, 2 y 3 presentan las discontinuidades estimadas en variables que se espera permanezcan constantes alrededor de la fecha de ingreso escolar del estudiante focal, de los padres y de los hermanos.

La Tabla 1 presenta las discontinuidades estimadas en cuatro variables que deberían ser continuas alrededor de la fecha de corte de ingreso escolar del estudiante focal. De las 4 estimaciones presentadas, solo una es estadísticamente significativa en niveles convencionales, y ninguna de las estimaciones supera el 2% de la media de la variable dependiente. El único coeficiente significativo es la probabilidad de asistir a un colegio público, que es menor para los estudiantes nacidos después del corte. Sin embargo, el desbalance implícito es pequeño y equivale a 1.4%. Específicamente, el 51% de los estudiantes nacidos antes del corte asisten a colegios públicos, en comparación con el 49.6% de aquellos nacidos después del corte.

Cuadro 1: Discontinuidades en las características basales del estudiante focal

	(1) Mujer	(2) Colegio Público	(3) Colegio Rural	(4) Número de alumnos
Estudiante focal nacido después del corte	-0.0058 (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.002 (0.003)	0.118 (0.106)
Promedio antes del corte	0.492	0.510	0.133	33.8
Desequilibrio implícito	-0.011	-0.014	-0.017	0.003
Ancho de banda	65.99	46.67	60.7	38.44
Número de observaciones	406,190	286,124	374,524	237,180

Notas: Esta tabla muestra los resultados de las regresiones lineales locales con el ancho de banda óptimo del método propuesto por Calonico y col. (2014) y el kernel triangular para estimaciones en forma reducida basadas en la Ecuación 1. Los controles son un indicador de si el estudiante focal es mujer, un indicador de si el estudiante focal asiste a un colegio público, un indicador de si el estudiante focal asiste a un colegio rural y el tamaño de la clase. No hay discontinuidades en las características de antecedentes del estudiante focal, excepto en la probabilidad de asistir a un colegio público. Sin embargo, el desequilibrio implícito es pequeño (un 1,4%). Los errores estándar robustos están agrupados al nivel de la variable continua diaria. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

A continuación, la Tabla 2 presenta las discontinuidades estimadas en cinco variables que deberían permanecer continuas alrededor de la fecha de corte de ingreso escolar del estudiante focal.

El Panel A muestra el balance en covariables de la madre (es decir, la discontinuidad en las características de la madre en la fecha de ingreso escolar del niño). En contraste, el Panel B muestra el balance en covariables del padre. Algunas estimaciones son estadísticamente significativas, particularmente el Orden de Nacimiento del niño (el orden del niño focal entre sus hermanos), que es significativo tanto para madres como para padres. Sin embargo, los desequilibrios son pequeños. Para las madres, el desequilibrio es de 1.7%, y para los padres, es de 0.1%. Esto sugiere que para las madres, el orden promedio de un niño focal nacido antes del corte es de 2.07, en comparación con 2.15 para un niño nacido después del corte. Otra variable con una discontinuidad significativa es la edad de la madre al dar a luz, donde las madres de niños nacidos antes del corte tenían, en promedio, 27.16 años, mientras que aquellas que dieron a luz después del corte tenían 27.32 años, alrededor de dos meses más. Más importante aún, no hay discontinuidades en el número de hijos, el estado civil, o, en el caso de los padres, la edad al nacimiento. Al analizar mecanismos, utilizaré la variable “jefa de hogar”, que es igual a uno si la madre es la principal proveedora; tampoco hay discontinuidades en esta variable. Es crucial destacar que ninguna de las estimaciones excede el 2% de la media de la variable dependiente.

Cuadro 2: Discontinuidades en las características de los padres

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Número de hijos	Casado/a	Edad al nacimiento	Orden del niño	Jefa del hogar
Panel A: Madres					
Niño focal nacido después del corte escolar	0.0056 (0.010)	-0.0014 (0.0042)	0.167** (0.065)	0.035*** (0.01)	-0.001 (0.004)
Media de Y	2.80	0.55	27.16	2.07	0.605
Desequilibrio implícito	0.002	-0.0024	0.006	0.0171	-0.003
Ancho de banda	52.1	59.25	69.76	83.9	75.6
Observaciones	274,375	311,723	414,432	501,342	437,183
Panel B: Padres					
Niño focal nacido después del corte escolar	-0.0001 (0.0117)	-0.004 (0.0047)	-0.02 (0.08)	0.02* (0.011)	- -
Media antes del corte	2.95	0.611	29.45	2.07	-
Desequilibrio implícito	-0.00004	-0.007	-0.0007	0.001	-
Ancho de banda	62.2	60.54	45.42	67.6	-
Observaciones	293,427	284,539	246,614	367,847	-

Notas: Regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y kernel triangular para estimaciones en forma reducida basadas en la Ecuación 1. La muestra en el Panel A se basa en todas las madres, y la muestra en el Panel B se basa en todos los padres. Pueden existir múltiples observaciones por individuo si hay más de un estudiante focal en la muestra. En este estudio, el 7.31% de las familias podría tener múltiples estudiantes focales, lo que es consistente con los hallazgos en la literatura (Landersø y col. (2020) también reporta 7% de múltiples estudiantes focales). Las variables dependientes en esta tabla son el número de hijos, si el padre está casado, la edad del padre al nacer, y el orden del niño focal. Además, para las madres, hay una variable adicional que se usará para la sección de mecanismos que muestra la probabilidad de ser jefa de hogar. Los desequilibrios implícitos en la edad al nacer equivalen a dos meses. Las diferencias en el orden de nacimiento son estadísticamente significativas pero económicamente pequeñas. Los errores estándar robustos están agrupados al nivel diario de la variable continua. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

La Tabla 3 presenta las discontinuidades estimadas en cuatro variables—sexo, mes de nacimiento, año de nacimiento y diferencia de edad—que deberían permanecer continuas alrededor de la fecha de corte de ingreso escolar del estudiante focal. El Panel A muestra el balance de covariables del niño focal hacia el hermano menor (es decir, la discontinuidad en las características del hermano

menor en la fecha de ingreso escolar del hermano focal), mientras que el Panel B muestra el balance de covariables del niño focal hacia el hermano mayor. Todas las estimaciones, excepto la diferencia de edad (en años), no son estadísticamente significativas. El desequilibrio implícito en la diferencia de edad para los hermanos menores es de -1.5 %, mientras que para los hermanos mayores es de 1.95 %. Esta diferencia sugiere que el hermano menor de un niño focal nacido antes del corte tiene una diferencia de edad de 2.88 años, en comparación con 2.84 años para hermanos nacidos después del corte—aproximadamente 15 días. Para los hermanos mayores, la diferencia de edad con el niño focal es de 2.89 años si el niño focal nace antes del corte, mientras que esta diferencia aumenta a 2.95 años si el niño focal nace después del corte—aproximadamente una diferencia de 20 días. Es importante destacar que ninguna de las estimaciones excede el 2 % de la media de la variable dependiente.

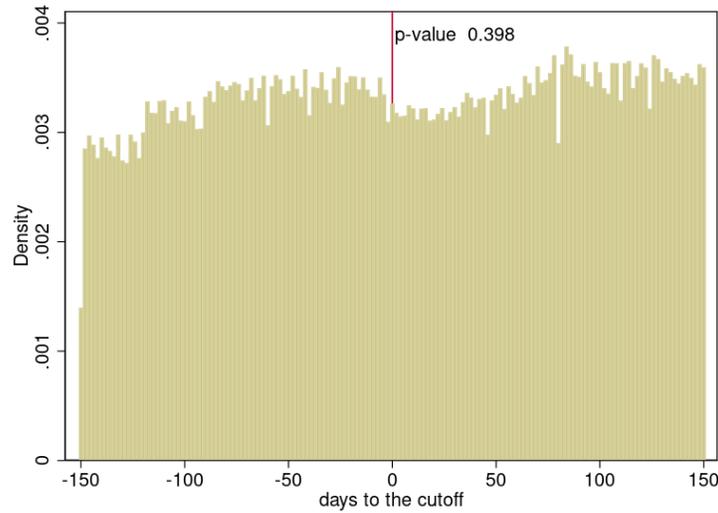
Cuadro 3: Discontinuidades en las características de antecedentes

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Mujer	Mes de Nacimiento	Año de Nacimiento	Diferencia de Edad
Panel A: Efectos en los hermanos menores				
Niño focal nacido después del corte de ingreso escolar	0.009 (0.007)	-0.04 (0.058)	-0.009 (0.048)	-0.042** (0.021)
Media de Y	0.487	6.48	2001	2.88
Desequilibrio implícito	0.015	0.006	0.000	-0.015
Ancho de banda	58.21	64.22	72.99	53.22
Observaciones	95,661	105,361	118,705	87,217
Panel B: Efectos en los hermanos mayores				
Niño focal nacido después del corte de ingreso escolar	-0.001 (0.007)	0.006 (0.043)	-0.036 (0.050)	0.056*** (0.017)
Media de Y	0.487	6.6	1995	2.89
Desequilibrio implícito	-0.003	0.0008	0.000	0.0195
Ancho de banda	75.06	3073.7	65.81	47
Observaciones	142,010	138,164	122,642	88,723

Notas: Regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y kernel triangular para estimaciones en forma reducida basadas en la Ecuación 1. El resultado es el puntaje promedio en las pruebas SIMCE que los estudiantes rinden en los grados 4, 6, 8 y 10. La muestra en el Panel A se basa en todos los niños para los cuales observo dos hermanos adyacentes con al menos una observación en los grados 1-8 para el niño menor y donde el hermano mayor es un niño focal. La muestra en el Panel B se basa en todos los niños para los cuales observo dos hermanos adyacentes con al menos una observación en los grados 1-8 para el hermano mayor y donde el hermano menor es un niño focal. Observación única por individuo en todas las columnas. Las variables de resultado son si un hermano es mujer, mes de nacimiento, año de nacimiento y diferencia de edad. El desequilibrio implícito en la diferencia de edad en el Panel A equivale a 15 días y en el Panel B a 20 días. Los errores estándar robustos están agrupados al nivel diario de la variable continua. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Finalmente, examino la posible manipulación aplicando una prueba no paramétrica para la discontinuidad en la distribución de estudiantes nacidos a ambos lados del corte de elegibilidad, como se describe en Cattaneo y col. (2018). Como se muestra en la Figura 2, no puedo rechazar la hipótesis de que no hay discontinuidad en la densidad de la distribución en el corte, y el p-value es 0.398.

Figura 2: Densidad de nacimiento en relación con el corte



Nota: La Figura 2 muestra la densidad de observaciones por cada día en los datos. La línea roja indica el corte, mientras que el p-value se basa en la prueba de densidad, ejecutada a nivel diario, propuesta por Cattaneo y col. (2018).

3. Datos

Utilizo conjuntos de datos administrativos confidenciales proporcionados por varios ministerios en Chile, administrados a través del Registro Social de Hogares del Ministerio de Desarrollo Social y Familia (MDS). Todos los datos están a nivel censal, excepto el Registro Social de Hogares, que cubre entre el 70 % y el 90 % de la población.

Mi muestra principal incluye a todos los estudiantes de colegios públicos y colegios subvencionados,⁸ que comenzaron primero básico entre 2002 y 2007. Defino un estudiante focal como un individuo nacido alrededor de la fecha de corte, con una banda determinada utilizando el método descrito por Calonico y col. (2014). Construyo la muestra de padres utilizando los conjuntos de datos de Registro Civil y Cache, que incluyen a padres biológicos o adoptivos (el 0.07 % de los niños en Chile son adoptados, y no puedo identificar si un niño es adoptado). El primer conjunto de datos vincula a los niños con sus padres e informa el sexo del niño y la fecha de nacimiento, mientras que el segundo proporciona el sexo y la fecha de nacimiento de los padres. Para la muestra de hermanos, restrinjo los datos a los hermanos de los estudiantes focales nacidos dentro de los 100 días de la fecha de corte, y estimo los resultados de los hermanos utilizando el mismo mecanismo de banda impulsado por los datos que antes.

Aplico dos filtros en el análisis de externalidades familiares. Primero, incluyo solo a los hermanos mayores y menores adjacents. En otras palabras, solo analizo hermanos consecutivos desde la perspectiva de los niños focales. Segundo, permito que las familias tengan más de un estudiante

⁸El 93 % de los estudiantes en Chile asisten a colegios públicos o subvencionados.

focal. Por ejemplo, un niño nacido el 2 de junio de 1996, que comenzó primero básico en 2002, y su hermano, nacido el 5 de julio de 1999, que comenzó primero básico en 2007, son considerados estudiantes focales. En este estudio, el 7.31 % de las familias pueden tener múltiples estudiantes focales, lo que coincide con hallazgos en la literatura (Landersø y col. (2020) también reporta 7 % de estudiantes focales múltiples).

Derivo los resultados educativos de los conjuntos de datos de rendimiento estudiantil, resultados de pruebas estandarizadas (SIMCE), proceso de admisión universitaria (DEMRE) y Educación del MDS. Los datos de promedio por curso y asistencia provienen de la base de datos de rendimiento estudiantil, que abarca desde 2002 hasta 2022. Los puntajes estandarizados provienen del SIMCE (acrónimo de “Sistema de Medición de la Calidad de la Educación”), una prueba centralizada diseñada para evaluar el aprendizaje en función del currículum nacional. Este estudio utiliza los resultados de las pruebas SIMCE de 4^o, 6^o, 8^o y 10^o grado, que cubren el período de 2002 a 2022. Los indicadores de rendimiento de la PSU, puntajes de la PSU⁹, y matriculación en la educación superior provienen de DEMRE, cubriendo de 2018 a 2022. Finalmente, obtuve datos sobre los años de educación y graduación superior de los conjuntos de datos de Rendimiento (Mineduc) y Educación (MDS), donde estos últimos también rastrean los años de escolaridad superior y el nivel educativo más alto alcanzado entre 2017 y 2022.

La información sobre ingresos proviene del Superintendencia de Pensiones y el Registro Social de Hogares (conocido como la Ficha de Protección Social hasta 2016). La primera fuente proporciona información sobre ingresos formales y el número de meses trabajados cada año. En cambio, la segunda documenta el estado laboral autoinformado y el ingreso mensual total.¹⁰ La variable de ingreso mensual captura las ganancias de los trabajadores formales y los trabajadores informales que emiten boletas de honorarios. La información del Superintendencia de Pensiones abarca el período de 2014 a 2022. La información sobre situación laboral autoinformada abarca desde 2014 a 2022, mientras que el ingreso mensual total está disponible desde 2016 a 2022.¹¹ El acceso a estos datos del mercado laboral es crucial, ya que los países en desarrollo como Chile tienen altas tasas de empleo informal. Con un 30 % de la población trabajando en sectores informales, comparar los mercados laborales formales e informales proporciona validez externa a mis resultados.

Construyo los resultados de fertilidad utilizando los conjuntos de datos de Registro Civil y Cache. La paternidad adolescente se define como convertirse en padre antes de cumplir los diecinueve años. A diferencia de otros países, la paternidad adolescente masculina no está subinformada en Chile. De todos los nacimientos adolescentes en este estudio, solo el 6.1 % no tienen un padre identificado, en comparación con el 5.1 % de los nacimientos no adolescentes.

Utilizo el conjunto de datos Beneficios RSH, creado internamente por el MDS, para recopilar

⁹El examen se administra al concluir el último año de colegio y es un requisito para ingresar a la mayoría de las universidades en el país

¹⁰La variable de ingreso mensual total se crea utilizando insumos del Servicio de Impuestos Internos, el Superintendencia de Pensiones y la Administradora de Fondos de Cesantía. Los datos de la Administradora de Fondos de Cesantía ofrecen un rango más amplio de ingresos observados debido a su techo de ingresos más alto, pero excluyen a los trabajadores del sector público, que representan el 12 % de la fuerza laboral (16 % de las mujeres).

¹¹La variable de ingreso mensual total se construyó con registros administrativos a partir de 2016; antes de eso, la Ficha de Protección Social solo contenía ingresos autoinformados.

información sobre transferencias gubernamentales y el monto recibido.

Dado que la información de ingresos solo está disponible a partir de 2014, creé una muestra secundaria para examinar los resultados laborales de los padres a edades más jóvenes de los niños, incluyendo a todos los estudiantes de colegios públicos y subvencionados que comenzaron primero básico entre 2008 y 2020. Finalmente, utilizo la variable "jefe de hogar" para examinar los efectos heterogéneos en las madres del Registro Social de Hogares desde 2014 hasta 2022.

Como la información de ingresos está disponible solo a partir de 2014, creé una muestra secundaria para examinar los resultados laborales de los padres cuando los niños son más pequeños. Esta muestra incluye a todos los estudiantes de colegios públicos y subvencionados que comenzaron primero básico entre 2008 y 2020. Finalmente, para analizar los efectos heterogéneos de la edad de inicio escolar en las madres, utilizo la variable "jefe de hogar" del Registro Social de Hogares entre 2014 y 2022.

4. Resultados

4.1. Efectos en los padres

4.1.1. Resultados laborales

Esta sección examina cómo la edad de inicio escolar de un niño afecta la participación de los padres en el mercado laboral y sus ingresos. Dentro de cada categoría, presento los resultados tanto para el cualquier sector (formal e informal juntos), como para el sector formal por separado,¹² para madres y padres.

Mi muestra principal de estudio corresponde a estudiantes focales que comenzaron el colegio entre 2002 y 2007 y sus familias. Dado que solo tengo información sobre ingresos y participación a partir de 2014, los efectos que se muestran en la Tabla 4 corresponden a efectos acumulados sobre la participación y los ingresos cuando el niño focal tiene entre 14 y 20 años. Para asegurarme de que los efectos observados no sean impulsados por shocks no relacionados con la edad de inicio escolar, complemento el análisis con una muestra secundaria de estudiantes que comenzaron el colegio entre 2008 y 2020 y sus familias. Los resultados presentados en la Figura 3 muestran que los efectos son impulsados por la edad de inicio escolar.

El primer hallazgo de la Tabla 4 es que la edad de inicio escolar de un niño afecta de manera diferente los resultados laborales de madres y padres. Mientras que las madres experimentan una disminución en la participación y los ingresos, los padres no muestran efectos significativos. Los efectos negativos en las madres aparecen en todos los tipos de mercados laborales, es decir, tanto en los mercados formales e informales combinados como en el mercado formal por separado. Sin

¹²La información sobre participación en cualquier sector proviene del estado laboral autoinformado en el Registro Social de Hogares. Esta variable puede subestimar a los individuos que trabajan en absoluta informalidad, es decir, aquellos que no declaran su actividad económica. Otro tipo de trabajadores informales, como los freelance o trabajadores por cuenta propia que emiten boletas de honorarios y presentan declaraciones de impuestos, están contemplados en esta categoría y no se consideran como subreportados, ya que saben que el MDS puede identificar sus ingresos, y mentir reduciría la probabilidad de recibir asistencia social.

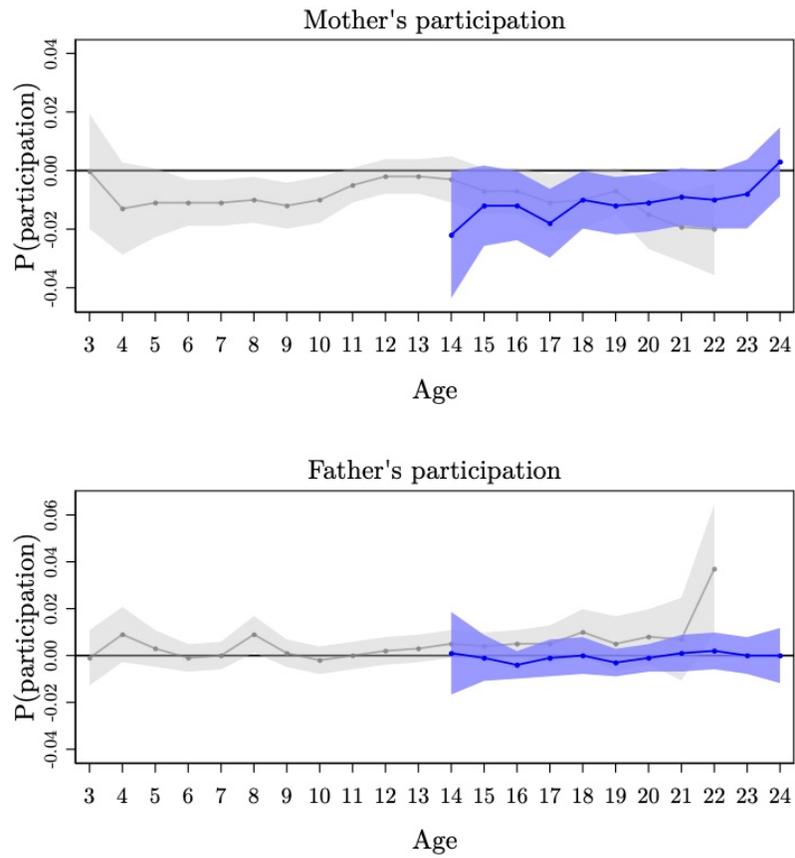
embargo, la reducción de ingresos del 2.4% solo se observa al considerar los mercados formal e informal juntos; no hay un efecto significativo en los ingresos dentro del mercado formal por sí solo.

Cuadro 4: Efectos en la participación e ingresos de los padres

	Participación		Ingresos Mensuales	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Cualquier sector	Formal	Cualquier sector	Formal
Panel A: Madres				
Niño focal nacido después de la fecha de corte	-0.010** (0.005)	-0.006* (0.004)	-6,047** (2,717)	7,040 (4,857)
Observaciones	1,699,124	1,983,396	1,160,689	1,247,887
Media antes de la fecha de corte	0.560	0.551	252,913	676,093
Tamaño del efecto	-0.018	-0.024	-0.024	0.01
Ancho de banda	61.33	55.24	73.2	50
Panel B: Padres				
Niño focal nacido después de la fecha de corte	-0.003 (0.003)	-0.006 (0.004)	11,139 (7,349)	4,430 (7,669)
Observaciones	1,611,797	1,709,860	1,104,506	1,156,121
Media antes de la fecha de corte	0.875	0.687	508,067	976,293
Tamaño del efecto	-0.004	-0.008	0.002	0.005
Ancho de banda	71.69	58.07	41.25	53.83

Nota: Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y controlan por sexo del estudiante, número de alumnos, ruralidad del colegio, tipo de colegio (público o subvencionado), edad de la madre en cualquier año determinado y número de hijos. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por día de nacimiento. Los ingresos se reportan en pesos chilenos reales de 2023. Años calendario 2014 a 2022. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Figura 3: Participación en cualquier mercado laboral



Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte y controlan por el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio, tipo de colegio (público o subvencionado), edad de las madres en cualquier año, y número de hijos. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por día de nacimiento.

Cuadro 5: Efectos en Participación e Ingresos en el mercado formal incluyendo muestra secundaria

	Muestra Primaria 2002-2007				Muestra Secundaria 2008-2020			
	(1) P(trabajando)	(2) Ingreso positivo	(3) Ingreso	(4) ln(Ingreso+1)	(5) P(trabajando)	(6) Ingreso positivo	(7) Ingreso	(8) ln(Ingreso+1)
Panel A: Madres								
Niño(a) focal nacido(a) después del corte	-0.012*** (0.003)	7,205 (5,211)	-5,430 (3,549)	-0.156*** (0.046)	-0.007*** (0.002)	-6,656 (4,898)	-7,456*** (2,745)	-0.093*** (0.025)
Media antes del corte	0.327	67,805	221,200	4.337	0.355	744,375	264,194	4.745
Tamaño del efecto	-0.0362	0.0106	-0.0245	-	-0.0190	-0.00894	-0.0282	-
Ancho de banda	43.08	66.48	49.41	43.21	37.22	41.86	36.76	36.87
Observaciones	2,362,469	1,181,604	2,689,536	2,362,469	8,016,378	3,136,355	7,800,970	7,800,970
Panel B: Padres								
Niño(a) focal nacido(a) después del corte	-0.005 (0.004)	13,278 (8,101)	3,083 (5,063)	-0.072 (0.053)	0.002 (0.003)	166 (5,098)	1,286 (5,609)	0.022 (0.041)
Media antes del corte	0.557	992,550	553,245	7.573	0.625	1,026,385	640,295	8.518
Tamaño del efecto	-0.00978	0.0134	0.00557	-	0.00277	0.000162	0.00201	-
Ancho de banda	55.05	35.67	35.14	52.81	59.05	40.73	42.27	56.74
Observaciones	2,899,383	1,025,357	1,845,764	2,740,372	12,425,910	5,239,684	8,820,044	11,785,723

Nota: Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte y controlan por el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio, tipo de colegio (público o subvencionado), edad de las madres en cualquier año, y número de hijos. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por día de nacimiento.

4.1.2. Asistencia gubernamental

La sección anterior mostró que la edad de inicio escolar afecta negativamente los resultados laborales de las madres, y una pregunta natural es si algunos de estos efectos adversos pueden ser parcialmente compensados por una mayor probabilidad de recibir asistencia gubernamental o por un monto más alto de transferencias. En la Tabla 6, presento los efectos de la edad de inicio escolar del niño focal sobre la probabilidad de recibir ayuda gubernamental, el tamaño de la transferencia y el número de programas en los que el padre o la madre están inscritos.

Al igual que en la sección anterior, encuentro que la edad de inicio escolar de un niño afecta de manera diferente a madres y padres. El Panel A de la Tabla 6 muestra que las madres de niños nacidos después de la fecha de corte escolar no son significativamente diferentes de sus contrapartes en términos de la probabilidad de recibir asistencia gubernamental. Sin embargo, reciben transferencias anuales más grandes, alrededor de un 2% más, y están inscritas en ligeramente más programas. El Panel B revela que, aunque los padres tienen una mayor probabilidad de recibir asistencia gubernamental, no hay una diferencia significativa en la cantidad de transferencias que reciben ni en el número de programas en los que están inscritos.

Cuadro 6: Asistencia Gubernamental: Madres y Padres

	Asistencia gubernamental		
	(1)	(2)	(3)
	P(Ayuda Gubernamental)	Transferencia (\$ CLP)	N.º de programas
Panel A: Madres			
Niño focal nacido después de la fecha de corte escolar	0.001 (0.004)	16,336* (9,802)	0.024* (0.015)
Observaciones	2,263,797	770,360	970,839
Media antes de la fecha de corte	0.520	788,750	2
Tamaño del efecto	0.002	0.023	0.012
Ancho de banda	71.55	49.85	58.48
Panel B: Padres			
Niño focal nacido después de la fecha de corte escolar	0.007** (0.003)	-2,536 (21,790)	-0.009 (0.012)
Observaciones	2,441,622	500,648	289,929
Media antes de la fecha de corte	0.227	513,027	1
Tamaño del efecto	0.029	-0.005	-0.009
Ancho de banda	71.95	75.94	37.98

Notas: Esta tabla muestra los resultados de una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto basado en datos propuesto por Calonico y col. (2014) y el kernel triangular para estimaciones de forma reducida de la Ecuación 1 sobre diferentes formas de asistencia gubernamental, para madres y padres por separado. La Columna 1 corresponde a la probabilidad de recibir algún tipo de ayuda gubernamental. Esa ayuda puede ser en bienes o transferencias directas. La variable dependiente de la Columna 2 es la cantidad promedio anual de transferencia en pesos chilenos reales de 2023. Los resultados de la Columna 3 corresponden al número de programas en los que un padre o madre se inscribe efectivamente. Todas las estimaciones incluyen los siguientes controles: efectos fijos de cohorte del niño focal, efecto fijo de año, y controlan por sexo del estudiante, número de alumnos, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado), edad del padre o madre en cualquier año determinado y número de hijos de cada padre o madre en cada momento. Años analizados: 2014 a 2019. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

4.2. Efectos en los hermanos

La Tabla 7 presenta los resultados principales para el promedio del puntaje SIMCE, estandarizado dentro del colegio y grado, en la educación primaria (para los grados 1 a 8). Siguiendo la estructura de las tablas de Karbownik y Özek (2021), el Panel A muestra los externalidades del estudiante focal hacia el hermano menor (la variable dependiente es el promedio del puntaje SIMCE del hermano menor, y la variable explicativa es la fecha de nacimiento del niño focal en relación al corte de entrada escolar). El Panel B examina los externalidades hacia los hermanos mayores (la variable dependiente corresponde al promedio del puntaje SIMCE del hermano mayor, y la variable explicativa es la fecha de nacimiento del niño focal en relación al corte de entrada escolar). Las Columnas 1-3 presentan resultados en forma reducida. La Columna 1 no incluye controles, mientras que la Columna 2 introduce características individuales del hermano (aquellos para quienes mido los efectos), tales como un indicador que toma valor 1 si el hermano tiene sexo femenino, indicadores para los grados 1 a 8, un indicador para el año de nacimiento y un indicador para el mes de nacimiento. La Columna 3 se basa en los controles de la Columna 2 agregando controles del estudiante focal: la cohorte de edad de inicio escolar del niño focal (nivel de cohorte-corte con un solo indicador para ambos niños nacidos antes y después del corte en una cohorte dada, por ejemplo, 2002), si el niño focal es mujer, y la diferencia de edad en años entre los hermanos.

Observo spillovers negativos y significativos de los hermanos mayores hacia los hermanos menores, medidos por el promedio de notas de la enseñanza básica. Específicamente, en la Tabla 7, los resultados del Panel A indican que los estudiantes con hermanos mayores nacidos después del corte de entrada escolar tienen un promedio menor en alrededor de 2.8 a 3.0 por ciento de una desviación estándar, en comparación con aquellos con hermanos mayores nacidos antes del corte. Estos resultados son robustos a la inclusión de controles del hermano y del estudiante focal. Por

otro lado, el Panel B no muestra efectos en el promedio para los hermanos mayores.

Cuadro 7: Externalidades hacia el Promedio de Enseñanza Básica

	(1)	(2)	(3)
	Promedio enseñanza básica		
Panel A: Externalidades hacia los hermanos menores			
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.028** (0.013)	-0.025** (0.012)	-0.030** (0.013)
Media de Y	-0.006	-0.006	-0.002
Ancho de banda	38	41	38
Observaciones	61,051	65,819	61,071
Controles del hermano		X	X
Controles del niño focal			X
Panel B: Externalidades hacia los hermanos mayores			
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	0.005 (0.019)	0.001 (0.017)	-0.005 (0.016)
Media de Y	0.057	0.058	0.057
Ancho de banda	32	32	33
Observaciones	60,205	60,205	60,205
Controles del hermano		X	X
Controles del niño focal			X

Notas: Esta tabla muestra los resultados de una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para las estimaciones en forma reducida de la Ecuación 1 sobre el promedio del puntaje SIMCE en educación primaria (Grado 1 - Grado 8, estandarizado dentro de colegio, grado y clase). La Columna 1 no incluye controles. La Columna 2 controla por covariables individuales del niño para quien mido el resultado. La Columna 3 además incluye controles individuales del niño focal del par. Los controles de los hermanos son: indicador de estudiante mujer, indicadores para los Grados 1-8, indicadores para el año de nacimiento y un indicador para el mes de nacimiento. Los controles del niño focal son: indicadores de cohorte de inicio escolar (nivel de cohorte-corte con un solo indicador para ambos niños nacidos antes y después del corte en una cohorte dada, por ejemplo, 2002), indicador de sexo femenino, y la diferencia de edad entre los hermanos en años. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Para asegurar que los resultados son robustos a diferentes medidas de rendimiento académico, examino los efectos de la edad de inicio escolar del estudiante focal sobre los hermanos usando los puntajes del SIMCE, una prueba centralizada y estandarizada diseñada para evaluar el aprendizaje según el currículo nacional. Los estudiantes rinden el SIMCE dependiendo de una combinación específica de grado y año. Mientras que todos los estudiantes en la muestra rindieron el examen de 4to básico, no todos rindieron los exámenes de 6to, 8vo y 2do medio. Los hermanos mayores, en particular, no tienen estimaciones para el SIMCE de 6to básico, porque ese examen se administró casi todos los años solo a partir de 2013. Para ese momento, la mayoría de los hermanos mayores ya estaban en grados más avanzados.

La Tabla 8 presenta las estimaciones de los efectos sobre los puntajes SIMCE por grado para los hermanos. Para evitar sobrecargar visualmente la tabla, solo presento los resultados con los controles del hermano y del estudiante focal incluidos, pero la versión con cada control agregado gradualmente se encuentra en el Apéndice A.1. Los resultados indican que los efectos siguen siendo

negativos, con puntajes SIMCE entre un 5 por ciento de una desviación estándar más bajos en 2do medio y un 7.7 por ciento de una desviación estándar más bajos en 8vo básico para aquellos con hermanos mayores nacidos después del corte. Estos hallazgos indican que los efectos no solo son robustos a través de diferentes medidas de rendimiento académico, sino que también persisten en la enseñanza media.

Cuadro 8: Externalidades en Puntajes SIMCE por Grado

	Puntajes SIMCE			
	4to básico (1)	6to básico (2)	8vo básico (3)	2do medio (4)
Panel A: Externalidades hacia hermanos menores				
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.041*** (0.016)	-0.058** (0.025)	-0.077*** (0.029)	-0.050* (0.026)
Media de Y	-0.183	-0.198	-0.146	-0.106
Ancho de banda	33	30	27	28
Observaciones	46,646	20,612	22,985	24,215
Controles del hermano	X	X	X	X
Controles del niño focal	X	X	X	X
Panel B: Externalidades hacia hermanos mayores				
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.032 (0.030)		-0.010 (0.034)	0.037 (0.036)
Media de Y	-0.142	-	-0.119	-0.117
Ancho de banda	27	-	26	19
Observaciones	26,954	-	17,668	15,522
Controles del hermano	X	-	X	X
Controles del niño focal	X	-	X	X

Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente es cada puntaje SIMCE de los exámenes rendidos por los estudiantes en los grados 4, 6, 8 y 10. Debido a que el examen específico que un estudiante toma depende del año y del grado en el que esté, ningún hermano mayor rindió el SIMCE de 6to básico, por lo que excluí esa estimación en el Panel B. La muestra en el Panel A incluye a todos los niños para quienes observamos dos hermanos adyacentes, con al menos un puntaje SIMCE para el hermano menor, donde el hermano mayor es el niño focal. La muestra en el Panel B incluye a todos los niños para quienes observamos dos hermanos adyacentes, con al menos un puntaje SIMCE para el hermano mayor, donde el hermano menor es el niño focal. Hay una observación por individuo en todas las columnas. Si un estudiante tomó el mismo examen más de una vez (por ejemplo, debido a repetir de curso), mantuve solo el primer intento. A diferencia de las tablas anteriores sobre externalidades entre hermanos, para evitar sobrecargar visualmente, solo reporté los resultados que incluyen los controles del hermano y del estudiante focal. Sin embargo, la tabla completa puede encontrarse en el Apéndice A.1. Los errores estándar robustos están agrupados por la variable explicativa a nivel diario. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Otro indicador importante del rendimiento escolar es repetir de curso. Repetir de curso puede verse como un resultado de bajo rendimiento, o bien, puede contribuir a un bajo rendimiento futuro (Valbuena y col. (2021)). La Tabla 9 presenta los efectos sobre repetir de curso, mostrando un impacto positivo en la probabilidad de ser repetir, que varía entre el 5.2 y el 7.5 por ciento para los hermanos menores, sin efectos significativos para los hermanos mayores.

Cuadro 9: P(repetir de curso): Externalidades hacia los hermanos

	(1)	(2)	(3)
	P(repetir de curso)		
Panel A: Hacia hermanos menores			
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	0.020*	0.018*	0.028***
	(0.011)	(0.011)	(0.001)
Media de Y	0.377	0.378	0.38
Tamaño del efecto	0.052	0.047	0.075
Ancho de banda	40.1	39.44	39.5
Observaciones	33,313	32,487	32,487
Controles propios		X	X
Controles del estudiante focal			X
Panel B: Hacia hermanos mayores			
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	0.005	0.003	0.012
	(0.009)	(0.009)	(0.009)
Media de Y	0.394	0.393	0.393
Tamaño del efecto	0.011	0.006	0.028
Ancho de banda	32.7	31.7	31.6
Observaciones	38,833	32,804	32,804
Controles propios		X	X
Controles del estudiante focal			X

Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente es la probabilidad de repetir un grado para todos los hermanos que completaron la educación 1-12. La Columna 1 no incluye controles. La Columna 2 controla por covariables individuales del niño para quien mido el resultado. La Columna 3 además incluye controles individuales del niño focal del par. Los controles propios son: indicador de estudiante mujer, indicadores del año de nacimiento, indicadores del mes de nacimiento. Los controles del hermano son indicadores de las cohortes de inicio escolar del hermano (nivel de cohorte-corte con un solo indicador para ambos niños nacidos antes y después del corte en una cohorte dada, por ejemplo, 2002), indicador de que el hermano es mujer, y diferencia de edad entre los hermanos en años. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Después de presentar los efectos dentro de la colegio en los hermanos, examino si estos efectos se extienden más allá de la enseñanza media. La Tabla 10 muestra los resultados para tres resultados fuera de la colegio: Tomar la PSU, Puntajes PSU, y Matrícula en educación superior. En lugar de medir los efectos a una cierta edad (por ejemplo, 20 años), observo el resultado en el año en que los hermanos se gradúan de la enseñanza media¹³. No encuentro efectos significativos en la probabilidad de tomar la PSU, excepto por un efecto negativo en los hermanos mayores, aunque este resultado no es robusto en diferentes especificaciones. Además, no encuentro efectos en los Puntajes PSU para ninguno de los grupos de hermanos. Sin embargo, encuentro efectos significativos en la probabilidad de matriculación en una institución superior. La edad de inicio escolar afecta a los hermanos menores, disminuyendo la probabilidad de matriculación en aproximadamente un 9.6 % a 12.8 %. Para los hermanos mayores, hay un efecto positivo en la matriculación, que varía entre un 7 % y un 11 %, aunque los resultados no son robustos en todas las especificaciones.

¹³Sin embargo, también realicé estimaciones basadas en si el estudiante tomó el examen de ingreso a la universidad en algún momento después de graduarse de la enseñanza media, y los resultados se mantienen iguales. Estos resultados están disponibles bajo solicitud

Cuadro 10: Efectos en la educación superior

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	P(dar la PSU)			Puntaje PSU			P(Matriculación)		
Panel A: Externalidades hacia hermanos menores									
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.006 (0.019)	-0.006 (0.019)	-0.009 (0.019)	-0.016 (0.042)	-0.013 (0.042)	-0.033 (0.042)	-0.042* (0.023)	-0.043* (0.020)	-0.055** (0.023)
Media de Y	0.690	0.693	0.69	-0.17	-0.171	-0.17	0.43	0.43	0.43
Tamaño del efecto	-0.008	-0.008	-0.013				-0.096	-0.098	-0.128
Ancho de banda	35.1	35	35.1	29.6	28.9	29.1	26.4	26	25.3
Observaciones	21,960	21,278	21,960	12,450	12,002	12,450	10,973	10,516	10,516
Controles del hermano		X	X		X	X		X	X
Controles del niño focal			X			X			X
Panel B: Externalidades hacia hermanos mayores									
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.006 (0.012)	-0.004 (0.012)	-0.027** (0.013)	0.057 (0.048)	0.048 (0.048)	-0.002 (0.047)	0.034** (0.015)	0.031** (0.015)	0.216 (0.015)
Media de Y	0.67	0.669	0.669	-0.208	-0.208	-0.208	0.3	0.305	0.305
Tamaño del efecto	-0.009	-0.006	-0.04				0.11	0.102	0.07
Ancho de banda	37.7	36.4	36.3	29	29.37	29.4	34.7	35.3	35.4
Observaciones	33,032	32,108	32,108	17,288	17,288	17,289	21,275	21,952	21,952
Controles del hermano		X	X		X	X		X	X
Controles del niño focal			X			X			X

Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente de las Columnas 1 a 3 es T_{it} tomar la PSU; las Columnas 4 a 6 son el Puntaje del Examen de Ingreso, y las Columnas 7 a 9 son la Matriculación en una institución superior. Las Columnas 1, 4 y 7 no incluyen controles. Las Columnas 2, 5 y 8 controlan por covariables individuales del niño para quien mido el resultado. Las Columnas 3, 6 y 9 además incluyen controles individuales del niño focal del par. Los controles propios son: indicador de estudiante mujer, indicadores del año de nacimiento y del mes de nacimiento. Los controles del hermano son: indicadores de las cohortes de inicio escolar del hermano (nivel de cohorte-corte con un solo indicador para ambos niños nacidos antes y después del corte en una cohorte dada, por ejemplo, 2002), indicador de que el hermano es mujer, y la diferencia de edad entre los hermanos en años. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

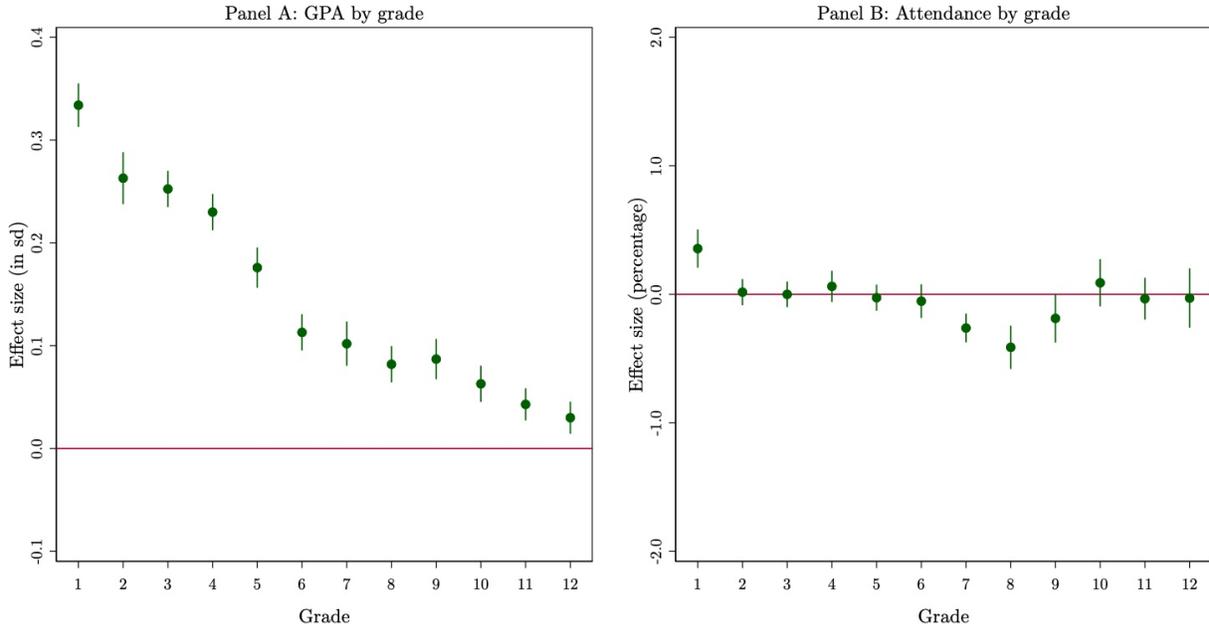
4.3. Efectos en los estudiantes focales

4.3.1. Efectos dentro de la colegio

La Figura 1 muestra que los estudiantes nacidos en o después del corte comienzan primero básico con 0.58 años más (aproximadamente siete meses) que aquellos nacidos antes del corte. Esta diferencia de edad aumenta la probabilidad de tener una ventaja de habilidades sobre los compañeros más jóvenes. El Panel A de la Figura 4 ilustra esto. La Figura 4 muestra el impacto de la edad de inicio escolar por grado en dos resultados importantes: el promedio de notas y la asistencia. Estos resultados se pueden observar año tras año, lo que los hace particularmente útiles para medir los efectos a lo largo del tiempo de manera más detallada. La primera observación es que los efectos de la edad de inicio escolar (SSA) en el promedio de notas son consistentemente positivos y estadísticamente significativos. El efecto en primero básico es del 33% de una desviación estándar, lo cual es considerable pero está alineado con la literatura. Sin embargo, estos efectos se desvanecen con el tiempo, y para cuarto medio, el efecto se reduce a una décima parte del valor inicial, alcanzando el 3% de una desviación estándar. Como se puede ver en el Panel B, se observa una tendencia diferente en la asistencia. Los efectos solo son significativos en primero básico (positivo) y en los grados 7, 8 y 9 (negativos). Las estimaciones puntuales son pequeñas y, dado

que la asistencia promedio en todos los grados es superior al 90 %, estos resultados sugieren que los efectos de la edad de inicio escolar en la asistencia son insignificantes. Si es que se puede concluir algo, es que los efectos significativos en esos años probablemente reflejan un valor cercano a cero.

Figura 4: Resultados escolares por grado



Nota: Esta tabla presenta los resultados de una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014), con un kernel triangular para las estimaciones en forma reducida de la Ecuación 1 sobre dos resultados diferentes. El Panel A muestra los resultados para el promedio de notas desde primero básico hasta cuarto medio (estandarizado dentro del colegio, grado y clase), reportado en desviaciones estándar. El Panel B muestra el efecto en la asistencia por grado (en porcentajes, con una asistencia media de aproximadamente 91 % por grado). Los controles aplicados incluyen indicadores de sexo, asistencia a colegios públicas, asistencia a colegios rurales y número de estudiantes por aula.

Otro resultado ampliamente explorado de la edad de inicio escolar es su efecto en las pruebas SIMCE. La Tabla 11 presenta los efectos en las pruebas SIMCE para los 4to básico, 8vo básico y 2do medio. Estos resultados muestran un patrón similar al del promedio de notas: el efecto más fuerte siempre se observa cuando los estudiantes son más jóvenes. Para todos los estudiantes, el efecto en el SIMCE de 4to básicos es del 19 % de una desviación estándar, mientras que en el 2do medio es de casi el 10 % de una desviación estándar. El efecto es consistentemente mayor para las mujeres que para los hombres, aunque la diferencia entre los dos coeficientes no es estadísticamente significativa.

Cuadro 11: Puntajes SIMCE por sexo

	Puntajes SIMCE		
	4to básico	8vo básico	2do medio
Panel A: Todos los estudiantes			
Nacidos después del corte de entrada escolar	0.191*** (0.008)	0.094*** (0.011)	0.097*** (0.009)
Media antes del corte	-0.159	-0.139	-0.143
Ancho de banda	60	42	74
Observaciones	328,071	128,658	300,664
Panel B: Estudiantes mujeres			
Nacidos después del corte de entrada escolar	0.199*** (0.011)	0.102*** (0.018)	0.090*** (0.012)
Media antes del corte	-0.132	-0.123	-0.105
Ancho de banda	61	46	60
Observaciones	164,748	71,426	121,100
Panel C: Estudiantes hombres			
Nacidos después del corte de entrada escolar	0.180*** (0.012)	0.082*** (0.015)	0.105*** (0.014)
Media antes del corte	-0.186	-0.155	-0.138
Ancho de banda	69	58	79
Observaciones	193,981	92,266	161,701

Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente es cada puntaje del examen SIMCE que los estudiantes tomaron en los 4to básico, 8vo básico y 2do medio. La muestra del Panel A incluye a todos los estudiantes focales (mujeres y hombres) para quienes al menos un puntaje del examen SIMCE está disponible. Las muestras en los Paneles B y C incluyen a mujeres y hombres, respectivamente. Cada columna representa una observación por individuo. Si un estudiante tomó el mismo examen más de una vez (por ejemplo, debido a repetir de curso), solo mantuve el primer intento. Todas las estimaciones controlan por efectos fijos de cohorte, sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad de la colegio y tipo de colegio (pública o subvencionada). Los errores estándar robustos (entre paréntesis) están agrupados por la variable continua a nivel diario. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Habiendo documentado los efectos dentro del colegio, ahora examino cómo la edad de inicio escolar (SSA) impacta los resultados educativos a medida que los estudiantes crecen, particularmente cuando hacen la transición fuera del colegio. La Tabla 12 resume los resultados más importantes relacionados con esta transición.

Las Columnas 1 y 2 proporcionan medidas alternativas de repetir de curso. La Columna 1 muestra la probabilidad de que un estudiante complete 12 años de educación en 12 años. Complementariamente, la Columna 2 reporta el número de años que le toma a un estudiante terminar los grados 1-12. Los resultados indican que los estudiantes relativamente mayores tienen casi un 12% más de probabilidad de completar su educación obligatoria en 12 años. En promedio, los estudiantes mayores tardan 12.36 años en completar los grados 1-12, en comparación con 12.49 años para los estudiantes más jóvenes.

La Columna 3 presenta los resultados sobre la probabilidad de abandonar los estudios después de 12 años de escolarización. Aunque Chile no tiene una ley de educación obligatoria que permita a los estudiantes abandonar el colegio después de una cierta edad, observo un aumento del 20% en la probabilidad de abandono escolar para los estudiantes relativamente mayores. Este resultado puede explicarse por dos razones: Primero, el abandono escolar es raro, solo el 3% de los estudiantes

abandonan el colegio después de 12 años. Dado que la media es tan baja, incluso estimaciones puntuales tan pequeñas como 0.006 generan efectos considerables. En segundo lugar, y más importante, aunque los estudiantes relativamente mayores tienden a desempeñarse mejor, también alcanzan la mayoría de edad (18 años) antes que sus compañeros más jóvenes, lo que puede influir en su decisión de abandonar el colegio.

El siguiente conjunto de resultados, en las Columnas 4 a 7, se centra en la educación superior. La Columna 4 muestra el efecto sobre la probabilidad de tomar el examen de ingreso a la universidad. Este resultado mide el año en que el estudiante se gradúa del colegio secundaria y muestra un aumento de 2.7 puntos porcentuales, lo que se traduce en una probabilidad un 4% mayor de tomar el examen de admisión universitaria. Además, los estudiantes mayores obtienen mejores resultados en la prueba, con un puntaje un 5.3% más alto en términos de desviación estándar. También es más probable que se matriculen en educación superior. Sin embargo, tienen un 12.5% menos de probabilidad de graduarse de la universidad antes de los 25 años en comparación con los estudiantes más jóvenes. Esto puede deberse al hecho de que, dado que comenzaron el colegio a una edad relativamente mayor, es más probable que tarden más en completar su educación universitaria.

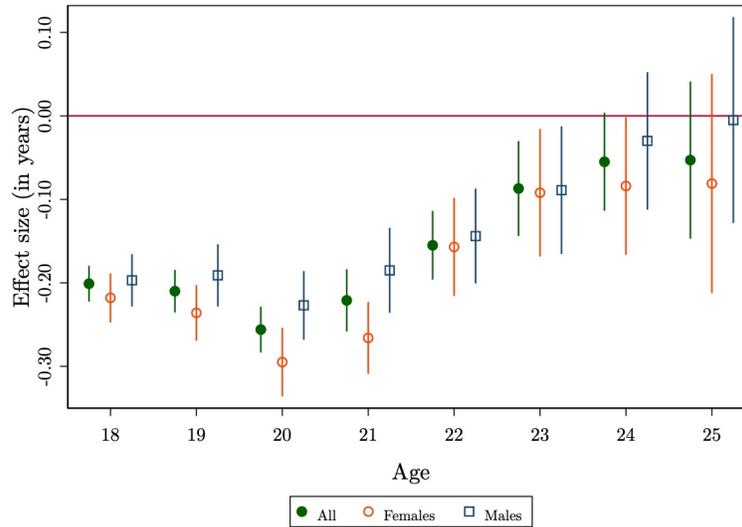
Cuadro 12: Efectos en la Transición Fuera del colegio

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	P(Educación 1-12 en 12 años)	Número de años para completar educación 1-12	P(Abandono escolar después de 12 años)	P(Tomar PSU)	Puntaje PSU	Matrícula superior	P(Graduado universitario antes de los 25)
Nacidos después del corte escolar	0.070*** (0.004)	-0.121*** (0.008)	0.006*** (0.001)	0.027*** (0.003)	0.053*** (0.009)	0.0164*** (0.004)	-0.035*** (0.004)
Media antes del corte	0.594	12.49	0.03	0.684	-0.158	0.276	0.278
Tamaño del efecto	0.117	-0.01	0.199	0.04	-	0.059	-0.125
Ancho de banda	25.73	29.2	70.69	72.84	45.14	64.6	70
Observaciones	181,622	186,689	509,546	396,345	216,326	406,583	286,477

Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente en la Columna 1 es la probabilidad de completar la educación 1-12 en 12 años, es decir, la probabilidad de no repetir un grado. La Columna 2 es el número de años que el estudiante tomó para completar los grados 1-12. La Columna 3 es la probabilidad de abandonar el colegio después de haber estado 12 años en el colegio (empezando desde el primer grado). La Columna 4 representa la probabilidad de tomar el examen de ingreso a la universidad, condicionado a graduarse del colegio secundaria. La Columna 5 es el puntaje del examen de admisión universitaria (estandarizado por año). La Columna 6 muestra la matrícula en cualquier institución superior, y la Columna 7 es la probabilidad de ser graduado universitario antes de los 25 años. Todas las estimaciones controlan por efectos fijos de cohorte, sexo del estudiante, tamaño de la clase, colegio rural y tipo de escuela (pública o subvencionada). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por la variable continua a nivel diario. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Un análisis más detallado de los resultados educativos se muestra en la Figura 5, que presenta el efecto de la SSA en el número de años de educación según el sexo del estudiante focal de 18 años o más. Observo que los estudiantes relativamente mayores muestran consistentemente menos años de educación, con el tamaño del efecto alcanzando su punto máximo a los 20 años, donde tienen un 2% menos de años de educación. Sin embargo, el tamaño del efecto disminuye gradualmente a un insignificante 0.4% para cuando cumplen 25 años.

Figura 5: Efecto en el número de años de educación por sexo, para estudiantes de 18 años o más



Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente en esta figura es el número de años de educación, condicionado por la edad del estudiante. Los círculos verdes sólidos representan a todos los estudiantes (mujeres y hombres); los círculos naranjas vacíos representan a las mujeres, y los cuadrados azules vacíos representan a los hombres. Todas las estimaciones controlan por efectos fijos de cohorte, sexo del estudiante, tamaño de la clase, colegio rural y tipo de colegio (pública o subvencionada). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por la variable continua a nivel diario.

4.3.2. Efectos en los resultados laborales tempranos

Siguiendo la discusión sobre los resultados educativos en la Subsección 4.3.1, ahora examino los primeros resultados laborales, en particular la participación en el mercado laboral y el ingreso mensual real. La Tabla 13 muestra los efectos promedio sobre los resultados laborales entre las edades de 18 y 26 años. La tabla resume los efectos sobre la participación en el mercado formal, el ingreso positivo (es decir, condicionado a la participación) y el ingreso (ingreso mensual real cada año, asignando un valor de cero para cualquier período sin participación registrada). El Panel A incluye a todas las personas que trabajaron al menos una vez durante el período analizado, mientras que el Panel B presenta una muestra más restringida, que requiere que las personas hayan trabajado más de seis meses cada año¹⁴. Los resultados del Panel A muestran que haber nacido después del corte de entrada escolar reduce la probabilidad de participar en el mercado formal en aproximadamente un 5.6 % y reduce los ingresos en un 8 %. Además, condicionado a la participación,

¹⁴Uso esta definición como una proxy para un “trabajo de tiempo completo”, ya que los trabajos de medio tiempo son casi inexistentes en Chile. Además, es poco común que los estudiantes trabajen mientras estudian; la mayoría de los estudiantes se concentran exclusivamente en su educación, ya que la mayoría vive con sus padres mientras cursan la educación superior. Finalmente, el trabajo de ayudante (de profesor universitario) se paga a través de boletas de honorarios y no está sujeto a contribuciones previsionales, lo que significa que este tipo de trabajo no aparece en los datos de la Superintendencia de Pensiones. En otras palabras, no estaré clasificando erróneamente a los ayudantes como trabajadores, ya que no aparecen en ese conjunto de datos. Nota de precaución: Desde 2019, los trabajadores que emiten facturas por servicios prestados están sujetos a contribuciones previsionales. Sin embargo, el monto recibido por el trabajo de ayudante es tan bajo (menos del 10 % del salario mínimo) que queda bajo la categoría exenta.

estos estudiantes ganan alrededor de un 3.9% menos en salarios. En la muestra más restringida del Panel B, que asegura que el empleo no sea temporal, los efectos son similares en signo, pero mayores en magnitud: haber nacido después del corte de entrada escolar disminuye la probabilidad de participar en el mercado formal en aproximadamente un 9%, reduce los ingresos en un 4%, y condicionado a la participación, el efecto en los ingresos es una reducción del 9.5%.

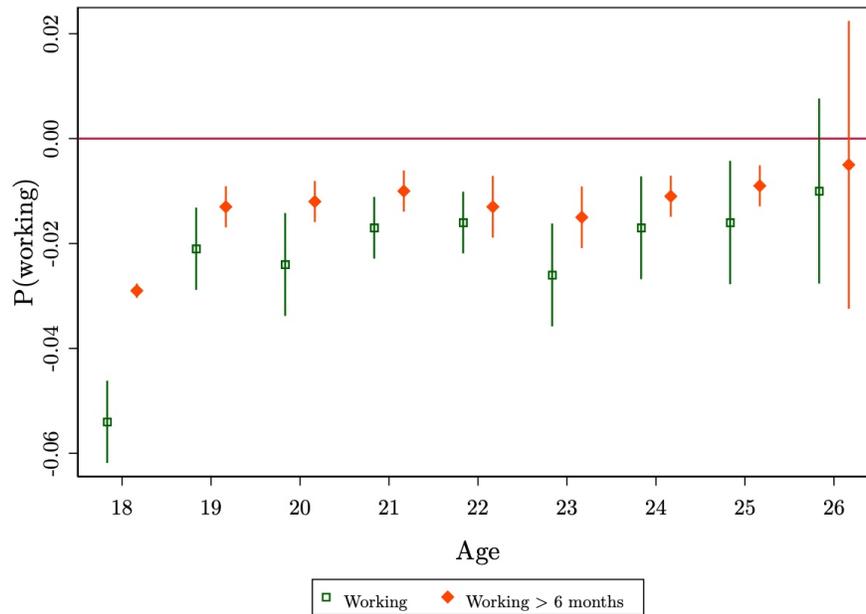
Cuadro 13: Efectos de Nacer Después del Corte de Entrada Escolar en Resultados Laborales

	Panel A: Trabajar			Panel B: Trabajar más de 6 meses al año		
	Participación (1)	Ingreso positivo (2)	Ingreso (3)	Participación (4)	Ingreso positivo (5)	Ingreso (6)
Nacido después del corte escolar	-0.028*** (0.003)	-17,150*** (2,228)	-17,678*** (1,715)	-0.022*** -0.003	-20,310*** (3,738)	-18,761*** (1,796)
Media antes del corte	0.501	441,171	221,159	0.252	532,719	197,774
Tamaño del efecto	-0.056	-0.039	-0.080	-0.0876	-0.0381	-0.0949
Ancho de banda	35.13	75.31	46.26	46.39	67.91	57.77
Observaciones	1,497,092	1,577,944	1,967,669	1,316,864	800,606	1,934,660

Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. Esta tabla presenta los efectos promedio sobre los resultados laborales entre las edades de 18 y 26 años, resumiendo los efectos sobre la participación en el mercado formal, ingreso positivo (es decir, condicionado a la participación) y el ingreso total (ingreso mensual real cada año, asignando un valor de cero para cualquier período sin participación registrada). El Panel A incluye a todas las personas que trabajaron al menos una vez durante el período analizado, mientras que el Panel B incluye una muestra más restringida, que requiere que las personas hayan trabajado más de seis meses cada año (uso esta definición como un proxy para un “trabajo de tiempo completo”, ya que los trabajos de medio tiempo son casi inexistentes en Chile). Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y controles para el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por la distancia en días al corte. Los datos de participación e ingresos provienen de la Superintendencia de Pensiones de 2014 a 2022. Los ingresos son mensuales y se reportan en pesos chilenos de 2023.

La Figura 6 proporciona un análisis más detallado de los resultados de participación. El gráfico muestra la probabilidad de participación en el mercado formal por edad, entre los 18 y los 26 años, distinguiendo entre las mismas personas en los Paneles A y B. Los cuadrados verdes vacíos representan a todas las personas que trabajaron al menos una vez durante el período analizado, mientras que los diamantes naranjas representan una muestra más restringida, que requiere que las personas hayan trabajado más de seis meses cada año. Los resultados muestran que el efecto sobre la participación en el mercado laboral es consistentemente negativo para los estudiantes nacidos después del corte, y estos efectos solo desaparecen cuando el estudiante cumple 26 años. También muestra que las estimaciones puntuales no son estadísticamente diferentes entre las dos muestras. Sin embargo, estos resultados deben interpretarse con precaución. Como se muestra en la Tabla 14, las medias de participación difieren entre el Panel A y el Panel B: la participación en el Panel B es mucho más baja que en el Panel A, lo que resulta en tamaños de efecto para esta versión alternativa de “trabajador de tiempo completo” al menos el doble de grandes.

Figura 6: Participación en el mercado laboral formal



Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente en esta figura es la participación en el mercado laboral formal, condicionado a la edad del estudiante entre los 18 y los 26 años. Los cuadrados verdes vacíos representan a todas las personas que trabajaron al menos una vez durante el período analizado, mientras que los diamantes naranjas representan una muestra más restringida, que requiere que las personas hayan trabajado más de seis meses cada año (uso esta definición como un proxy para un “trabajo de tiempo completo”, ya que los trabajos de medio tiempo son casi inexistentes en Chile). Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y controles para el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos están agrupados por la distancia en días al corte. Los datos de participación e ingresos provienen de la Superintendencia de Pensiones de 2014 a 2022.

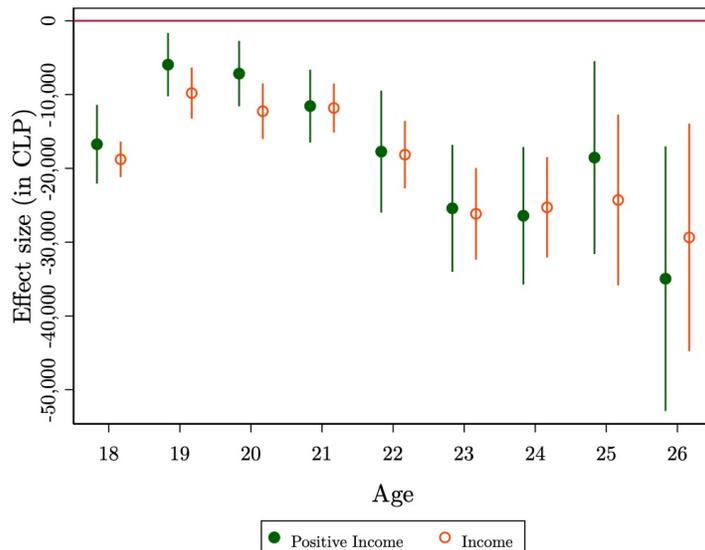
Cuadro 14: Probabilidad de Trabajar por Edad

	Edad								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	18	19	20	21	22	23	24	25	26
Panel A: Trabajando									
Nacido después del corte de entrada escolar	-0.054*** (0.004)	-0.021*** (0.004)	-0.024*** (0.005)	-0.017*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.026*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.016*** (0.006)	-0.01 (0.009)
Media antes del corte	0.299	0.44	0.47	0.51	0.54	0.58	0.62	0.67	0.675
Tamaño del efecto	-0.179	-0.048	-0.051	-0.034	-0.03	-0.044	-0.027	-0.024	-0.015
Ancho de banda	36	45	36	47	66	66	60	70	46
Observaciones	213,214	274,266	219,416	280,222	404,229	324,294	222,523	174,504	57,430
Panel B: Trabajando más de 6 meses al año									
Nacido después del corte de entrada escolar	-0.029*** (0.0007)	-0.013*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.013*** (0.003)	-0.015*** (0.003)	-0.011*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.005 (0.014)
Media antes del corte	0.01	0.058	0.1	0.136	0.171	0.173	0.157	0.123	0.14
Tamaño del efecto	-2.9	-0.228	-0.117	-0.075	-0.08	-0.086	-0.073	-0.072	-0.036
Ancho de banda	51	48	73	54	58	71	53	47	48
Observaciones	311,595	292,837	447,248	329,782	354,935	434,936	323,742	348,693	62,837

Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. Esta tabla presenta los efectos promedio sobre los resultados laborales entre las edades de 18 y 26 años, resumiendo los efectos sobre la participación en el mercado formal. El Panel A incluye a todas las personas que trabajaron al menos una vez durante el período analizado, mientras que el Panel B incluye una muestra más restringida, que requiere que las personas hayan trabajado más de seis meses cada año (uso esta definición como un proxy para un “trabajo de tiempo completo”, ya que los trabajos de medio tiempo son casi inexistentes en Chile). Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y controles para el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por la distancia en días al corte. Los datos de participación e ingresos provienen de la Superintendencia de Pensiones de 2014 a 2022.

Finalmente, la Figura 7 ilustra los efectos en los ingresos del mercado laboral formal para los trabajadores “de tiempo completo”. Muestra que los tamaños del efecto en pesos chilenos reales (año base 2023) son negativos para todas las edades y que el tamaño del efecto aumenta con el tiempo. Estos efectos crecen no solo porque los ingresos promedio aumentan con la edad, sino también porque el tamaño del efecto en sí no disminuye con el tiempo. Excluyendo la edad de 18 años del análisis (ya que los estudiantes relativamente mayores aún podrían estar estudiando), el tamaño del efecto a los 19 años es una reducción del 1.8 % en el ingreso positivo, que aumenta a un 5 % cuando estos estudiantes alcanzan los 26 años. Sin embargo, cuando se incorporan los ceros de los no participantes, el tamaño del efecto se mantiene relativamente alrededor del 6 %, excepto para la edad de 18 años, donde el tamaño del efecto es del -22 %, y la edad de 23 años, donde es del -9 %.

Figura 7: Efectos en los ingresos del mercado laboral para trabajadores de tiempo completo



Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente en esta figura es el ingreso mensual (en pesos chilenos reales año 2023), condicionado a la edad del estudiante entre los 18 y los 26 años. Los círculos verdes representan ingresos positivos (es decir, condicionado a trabajar), mientras que los círculos naranjas vacíos representan ingresos, asignando un valor de cero para cualquier edad sin participación registrada. Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y controles para el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos están agrupados por la distancia en días al corte. Los datos de participación e ingresos provienen de la Superintendencia de Pensiones de 2014 a 2022.

4.3.3. Fertilidad

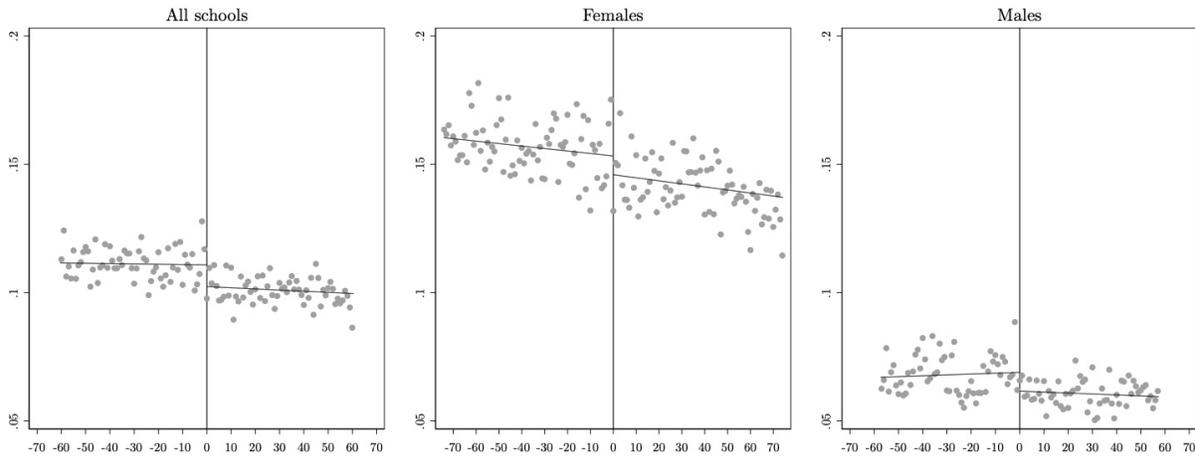
Uno de los resultados menos explorados, pero con efectos negativos de larga duración, es la paternidad adolescente. La paternidad adolescente se define como convertirse en padre o madre a los 19 años o menos. La Tabla 15 muestra que haber nacido después del corte de entrada escolar disminuye la probabilidad de convertirse en un padre o madre adolescente. Aunque las estimaciones puntuales son menores a un punto porcentual, los tamaños del efecto son sustanciales. Para la muestra combinada (mujeres y hombres), el efecto es una reducción del 8.2%; para las mujeres, es una reducción del 5.6%, y para los hombres, es una reducción del 12.1%. La Figura 8 proporciona una representación visual de estos resultados. Pruebas de robustez que confirman los resultados utilizando diferentes anchos de banda (Tabla A.2), regresión lineal local (Tabla A.3) y la edad mínima de inicio escolar—definida como la edad del niño si hubiera comenzado el colegio el primer año permitido por la ley—como un instrumento para la SSA real (Tabla A.4) se presentan en el Apéndice A.3.1.

Cuadro 15: Efecto de Nacer Después del Corte de Entrada Escolar en la Paternidad Adolescente por Sexo

	(1)	(2)	(3)
	Todos	Mujeres	Hombres
Nacido después del corte escolar	-0.009*** (0.003)	-0.009* (0.005)	-0.008*** (0.003)
Media antes del corte	0.111	0.157	0.068
Tamaño del efecto	-0.082	-0.056	-0.121
Ancho de banda	60.6	74.2	57.4
Observaciones	366,855	222,384	177,671

Nota: Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y control para el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por día de nacimiento. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Figura 8: Paternidad Adolescente



Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente en esta figura es la probabilidad de convertirse en padre o madre antes de cumplir 20 años. El Panel Todos los colegios corresponde a mujeres y hombres juntos, el Panel Mujeres corresponde a estudiantes mujeres y el Panel Hombres corresponde a estudiantes hombres. Todas las estimaciones controlan por efectos fijos de cohorte, sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por la variable continua a nivel diario.

4.4. Mecanismos

Las tablas 16 y 17 muestran que los efectos se atenúan cuando las madres son jefas de hogar. En otras palabras, los efectos positivos del estudiante focal se vuelven menos positivos y los efectos negativos se vuelven menos negativos cuando la madre es jefa de hogar. Esto es evidencia sugestiva que es el tiempo de la madre uno de los factores que afecta positivamente a los estudiantes focales, y la ausencia de él lo que genera efectos negativos en los hermanos menores.

Cuadro 16: Efectos en SIMCE de estudiantes focales según el estado de jefe de hogar de la madre

	Combinado			Madre jefe de hogar			Madre no jefe de hogar		
	(1) 4° grado	(2) 8° grado	(3) 10° grado	(4) 4° grado	(5) 8° grado	(6) 10° grado	(7) 4° grado	(8) 8° grado	(9) 10° grado
Nacido después del corte de entrada escolar	0.191*** (0.008)	0.094*** (0.011)	0.097*** (0.009)	0.179*** (0.008)	0.080*** (0.014)	0.090*** (0.012)	0.214*** (0.010)	0.111*** (0.018)	0.105*** (0.013)
Media antes del corte	-0.159	-0.139	-0.143	-0.166	-0.148	-0.144	-0.181	-0.157	-0.175
Ancho de banda	60	42	74	58.55	65.88	66.19	63.75	40.43	80.03
Observaciones	328,071	128,658	300,664	186,797	118,037	151,063	131,259	47,570	127,038

Nota: Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y control para el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por día de nacimiento. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Cuadro 17: Efectos en SIMCE en hermanos según el estado de Jefa de Hogar de la madre

	Combinado				Madre es jefe de hogar				Madre NO es jefe de hogar			
	(1) 4° grado	(2) 6° grado	(3) 8° grado	(4) 10° grado	(5) 4° grado	(6) 6° grado	(7) 8° grado	(8) 10° grado	(9) 4° grado	(10) 6° grado	(11) 8° grado	(12) 10° grado
Panel A: Efectos hermanos menores												
Focal nacido después del corte escolar	-0.044*** (0.017)	-0.048* (0.026)	-0.069** (0.029)	-0.047 (0.030)	-0.040* (0.021)	-0.030 (0.034)	-0.032 (0.036)	-0.047 (0.038)	-0.060* (0.034)	-0.057 (0.047)	-0.154*** (0.052)	-0.051 (0.054)
Media de Y	-0.196	-0.213	-0.163	-0.123	-0.205	-0.230	-0.119	-0.119	-0.181	-0.188	-0.157	-0.124
Ancho de banda	31.6	31.52	27.42	28.82	37.4	30.4	26.4	31.9	32.5	37.8	31.4	31.9
Observaciones	42,535	20,637	23,116	23,449	31,229	12,305	13,370	17,220	17,009	9,664	7,885	10,572
Panel B: Efectos hermanos mayores												
Focal nacido después del corte escolar	-0.017 (0.029)		0.004 (0.031)	0.039 (0.033)	0.004 (0.030)		-0.011 (0.035)	0.111*** (0.037)	-0.094* (0.054)		-0.012 (0.058)	-0.053 (0.057)
Media antes del corte	-0.162		-0.133	-0.131	-0.16		-0.117	-0.126	-0.172		-0.157	-0.129
Ancho de banda	25.7		24.25	19	37		36.9	18.27	22.5		24.11	23.9
Observaciones	25,096		16,431	15,885	21,494		9,385	8,619	8,890		6,687	8,133

Notas: La variable dependiente es cada puntaje de las pruebas SIMCE tomadas por los estudiantes en los grados 4, 6, 8 y 10. Dado que el examen específico que un estudiante toma depende de su grado y año, excluimos la estimación de la prueba SIMCE de 6° grado en el Panel B porque casi ningún hermano mayor la tomó. La muestra en el Panel A incluye a todos los niños para quienes observamos dos hermanos consecutivos, con al menos un puntaje SIMCE para el hermano menor, donde el hermano mayor es el niño focal. En el Panel B, la muestra incluye a todos los niños para quienes observamos dos hermanos consecutivos, con al menos un puntaje SIMCE para el hermano mayor, donde el hermano menor es el niño focal. Cada columna representa una observación por individuo. Si un estudiante tomó la misma prueba más de una vez (por ejemplo, debido a la repetición de curso), solo conservé el primer intento. A diferencia de las tablas anteriores sobre externalidades entre hermanos, solo informé los resultados que incluyen tanto controles de hermanos como del estudiante focal para evitar sobrecargar visualmente. Las columnas (1) a (4) muestran los efectos para todos los estudiantes con información de jefe de hogar, lo que puede diferir de `tablesiblingsimce` por esta razón. Las columnas (5) a (8) muestran los resultados para los hermanos cuya madre es jefe de hogar, mientras que las columnas (9) a (12) muestran los resultados para los hermanos cuya madre no es jefe de hogar. Los errores estándar robustos están agrupados por la variable continua a nivel diario. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

5. Conclusión

Este estudio ha demostrado que la edad de inicio escolar tiene importantes efectos no solo sobre los estudiantes, sino también sobre sus familias. A través de un diseño de regresión discontinua, se revelaron externalidades significativas en diversas dimensiones educativas y laborales para los hermanos y padres de los estudiantes que comienzan el colegio relativamente tarde. Los hallazgos destacan externalidades negativas en los hermanos menores, quienes experimentan una reducción en su rendimiento académico, mayor probabilidad de repetir de curso y menores tasas de matrícula en la educación superior. En contraste, no se encontraron efectos significativos en los hermanos mayores.

Además, este estudio subraya el impacto de la edad de inicio escolar en la participación laboral de las madres. Las madres de niños que comienzan el colegio más tarde reducen su participación

en el mercado laboral y ven disminuidos sus ingresos, lo que parece estar relacionado con la falta de acceso a cuidado infantil formal o las normas sociales que incentivan a las madres a quedarse en casa para el cuidado de sus hijos. Curiosamente, estos efectos son menores en los hogares donde la madre es la jefa de hogar, sugiriendo que la dinámica familiar y las responsabilidades de cuidado juegan un papel crucial en la participación laboral de las mujeres.

Por último, se ha corroborado que comenzar el colegio a una edad mayor no solo beneficia a los estudiantes en términos de rendimiento académico, sino que también reduce la probabilidad de convertirse en padres adolescentes, con un efecto particularmente fuerte entre los hombres. Los estudiantes también enfrentan menores probabilidades de participar en el mercado laboral formal y ganan menos ingresos durante los primeros años de su vida laboral, lo que puede estar asociado con su mayor dedicación a la educación.

En resumen, este estudio contribuye significativamente a la literatura sobre los efectos de la edad de inicio escolar, demostrando que las decisiones sobre cuándo comenzar la educación formal no solo impactan a los niños, sino que tienen implicaciones a largo plazo para toda la familia, influyendo en la trayectoria educativa, laboral y de fertilidad de los hermanos y padres. Estos hallazgos subrayan la importancia de considerar el contexto familiar y las políticas de apoyo a la infancia al diseñar e implementar políticas educativas.

Referencias

- Ballatore, Rosario Maria, Marco Paccagnella y Marco Tonello (2020). “Bullied because younger than my mates? The effect of age rank on victimisation at school”. En: *Labour Economics* 62, pág. 101772.
- Bedard, Kelly y Elizabeth Dhuey (2006). “The persistence of early childhood maturity: International evidence of long-run age effects”. En: *The Quarterly Journal of Economics* 121(4), págs. 1437-1472.
- Black, Sandra E., Paul J. Devereux y Kjell G. Salvanes (2011). “Too young to leave the nest? The effects of school starting age”. En: *The Review of Economics and Statistics* 93(2), págs. 455-467. ISSN: 00346535, 15309142. URL: <http://www.jstor.org/stable/23015947> (visitado 19-03-2024).
- Calonico, Sebastian, Matias D Cattaneo y Rocio Titiunik (2014). “Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs”. En: *Econometrica* 82(6), págs. 2295-2326.
- Cattaneo, Matias D, Michael Jansson y Xinwei Ma (2018). “Manipulation testing based on density discontinuity”. En: *The Stata Journal* 18(1), págs. 234-261.
- Celhay, Pablo y Sebastian Gallegos (2022). “Early skill effects on parental beliefs, investments and children long-run outcomes1”. En: *Journal of Human Resources*.
- Cook, Philip J y Songman Kang (2016). “Birthdays, schooling, and crime: Regression-discontinuity analysis of school performance, delinquency, dropout, and crime initiation”. En: *American Economic Journal: Applied Economics* 8(1), págs. 33-57.
- Cornelissen, Thomas y Christian Dustmann (2019). “Early school exposure, test scores, and non-cognitive outcomes”. En: *American Economic Journal: Economic Policy* 11(2), págs. 35-63.
- Dee, Thomas S y Hans Henrik Sievertsen (2018). “The gift of time? School starting age and mental health”. En: *Health economics* 27(5), págs. 781-802.
- Depew, Briggs y Ozkan Eren (2016). “Born on the wrong day? School entry age and juvenile crime”. En: *Journal of Urban Economics* 96, págs. 73-90.
- Dhuey, Elizabeth y Stephen Lipscomb (2010). “Disabled or young? Relative age and special education diagnoses in schools”. En: *Economics of Education Review* 29(5), págs. 857-872.
- Elder, Todd E (2010). “The importance of relative standards in ADHD diagnoses: evidence based on exact birth dates”. En: *Journal of health economics* 29(5), págs. 641-656.
- Elder, Todd E y Darren H Lubotsky (2009). “Kindergarten entrance age and children’s achievement: Impacts of state policies, family background, and peers”. En: *Journal of human Resources* 44(3), págs. 641-683.
- Evans, William N, Melinda S Morrill y Stephen T Parente (2010). “Measuring inappropriate medical diagnosis and treatment in survey data: The case of ADHD among school-age children”. En: *Journal of health economics* 29(5), págs. 657-673.
- Furzer, Jill, Elizabeth Dhuey y Audrey Laporte (2022). “ADHD misdiagnosis: Causes and mitigators”. En: *Health Economics* 31(9), págs. 1926-1953.
- Hurwitz, Michael, Jonathan Smith y Jessica S Howell (2015). “Student age and the collegiate pathway”. En: *Journal of Policy Analysis and Management* 34(1), págs. 59-84.
- Karbownik, Krzysztof y Umut Özek (sep. de 2021). “Setting a Good Example?: Examining Sibling Spillovers in Educational Achievement Using a Regression Discontinuity Design”. En: *Journal of Human Resources* 58(5), págs. 1567-1607. ISSN: 1548-8004. DOI: 10.3368/jhr.58.5.0220-10740r1. URL: <http://dx.doi.org/10.3368/jhr.58.5.0220-10740R1>.
- Landersø, Rasmus Kløve, Helena Skyt Nielsen y Marianne Simonsen (2020). “Effects of school starting age on the family”. En: *Journal of Human Resources* 55(4), págs. 1258-1286.
- Matta, Rafael, Rafael P Ribas, Breno Sampaio y Gustavo R Sampaio (2016). “The effect of age at school entry on college admission and earnings: a regression-discontinuity approach”. En: *IZA Journal of Labor Economics* 5, págs. 1-25.

- McEwan, Patrick J y Joseph S Shapiro (2008). “The benefits of delayed primary school enrollment: Discontinuity estimates using exact birth dates”. En: *Journal of human Resources* 43(1), págs. 1-29.
- Mühlenweg, Andrea, Dorothea Blomeyer, Holger Stichnoth y Manfred Laucht (2012). “Effects of age at school entry (ASE) on the development of non-cognitive skills: Evidence from psychometric data”. En: *Economics of Education Review* 31(3), págs. 68-76.
- Mühlenweg, Andrea M (2010). “Young and innocent: international evidence on age effects within grades on victimization in elementary school”. En: *Economics Letters* 109(3), págs. 157-160.
- Peña, Pablo A y Angela L Duckworth (2018). “The effects of relative and absolute age in the measurement of grit from 9th to 12th grade”. En: *Economics of Education Review* 66, págs. 183-190.
- Schwandt, Hannes y Amelie Wuppermann (2016). “The youngest get the pill: ADHD misdiagnosis in Germany, its regional correlates and international comparison”. En: *Labour Economics* 43, págs. 72-86.
- Valbuena, Javier, Mauro Mediavilla, Álvaro Choi y Mariéa Gil (2021). “Effects of grade retention policies: A literature review of empirical studies applying causal inference”. En: *Journal of Economic Surveys* 35(2), págs. 408-451.

A. Apéndice

A.1. Cortes Empíricos

Sigo los pasos a continuación para identificar el corte que enfrenta cada colegio cada año:

1. Mantengo solo a los estudiantes de 1er grado que asisten a colegios regulares, excluyendo aquellos en educación especial y en colegios para adultos.
2. Retengo solo a los estudiantes que cumplen 5, 6, 7 u 8 años durante el año académico en análisis. Este grupo representa el 99.1 % de los estudiantes de 1er grado en este estudio. Por ejemplo, en el año académico 2002, mantengo a los estudiantes nacidos entre 1994 y 1997.
3. Para cada *colegio y año académico*:
 - a) Calculo el número total de estudiantes.
Por ejemplo, 150 estudiantes comenzaron 1er grado en el colegio con $id = 2q4e$ en 2002.
 - b) Calculo el número total de estudiantes nacidos en los pares mes-año dentro de los 48 meses.
Por ejemplo, en 2002, el primer par mes-año es Ene-94 y el 48vo es Dic-97.
Por ejemplo, en el colegio con $id = 2q4e$ en 2002, un estudiante nació en Ene-94, 10 en May-95, 3 en Ene-96 y uno en Feb-97.
 - c) Calculo la proporción de estudiantes nacidos en cada par mes-año.
Por ejemplo, en el colegio con $id = 2q4e$ en 2002, la proporción de estudiantes nacidos en Ene-94 es 0.007, en May-95 es 0.067, en Ene-96 es 0.02, y 0.007 en Feb-97.
 - d) Identifico la mayor proporción de estudiantes nacidos en la suma de 12 meses consecutivos. Dado que considero cuatro cohortes de nacimiento (aquellos que cumplen 5, 6, 7 y 8 años), calculo un total de 37 sumas de 12 meses consecutivos.
Por ejemplo, en 2002, el primer valor para la suma de 12 meses consecutivos representa la proporción total de estudiantes nacidos entre Ene-1994 y Dic-1994. La segunda proporción cubre a aquellos nacidos entre Feb-1994 y Ene-1995, y así sucesivamente.
Nota: Si la proporción de estudiantes nacidos en cualquier par mes-año dentro de estos 12 meses consecutivos es cero, reemplazo la suma total de ese periodo con un valor faltante.
 - e) Establezco el corte empírico para ese colegio como el mes con la mayor proporción total. En la práctica, recodifico esto como el primer día del mes siguiente para mayor simplicidad.
Nota: En el 8 % de los colegios, ocurre más de una proporción máxima. En esos casos, Stata selecciona el primer máximo por defecto y lo asigna como la fecha de corte.
 - f) Determino los cortes para los estudiantes que cumplen 6 años el año que comienzan 1er grado usando esta fórmula. El mismo corte se aplica a los estudiantes que cumplen 7 años.
 - g) Si el corte empírico para un año académico es un valor faltante porque la proporción de estudiantes nacidos en cualquier par mes-año es cero, asigno el 1 de julio como el corte para ese colegio en ese año académico.

A.2. Externalidades hacia hermanos

Cuadro A.1: Puntajes SIMCE: Externalidades entre hermanos por grado

	Cuarto básico			Sexto básico			Octavo básico			Segundo medio		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel A: Exter. hacia h. menores												
Focal nacido después del corte escolar	-0.027* (0.016)	-0.025* (0.015)	-0.041*** (0.016)	-0.051** (0.025)	-0.048** (0.024)	-0.058** (0.025)	-0.071*** (0.0267)	-0.066** (0.0287)	-0.077*** (0.029)	-0.061** (0.026)	-0.061** (0.026)	-0.050* (0.026)
Media de Y	-0.184	-0.183	-0.184	-0.198	-0.198	-0.145	-0.146	-0.145	-0.106	-0.104	-0.106	-0.106
Ancho de banda	32	33	33	30	30	27	28	26	28	27	28	28
Observaciones	43,753	45,226	46,646	20,612	20,612	22,014	22,985	22,985	23,318	24,215	24,215	24,215
Controles de hermanos		X	X		X	X		X	X		X	X
Controles del niño focal			X			X			X			X
Panel B: Exter. hacia h. mayores												
Focal nacido después del corte escolar	-0.002 (0.031)	0.000 (0.030)	-0.032 (0.030)	-	-	-	0.036 (0.035)	0.034 (0.035)	-0.010 (0.034)	0.062* (0.036)	0.063* (0.036)	0.037 (0.036)
Media de Y	-0.14	-0.142	-0.142	-	-	-	-0.19	-0.119	-0.119	-0.113	-0.113	-0.117
Ancho de banda	28	27	27	-	-	-	22	26	26	19	19	19
Observaciones	28,021	26,954	26,954	-	-	-	17,668	17,668	16,440	16,440	15,522	15,522
Controles de hermanos		X	X					X	X		X	X
Controles del niño focal			X						X			X

Notas: Utilizo una regresión lineal local con el ancho de banda óptimo del método robusto propuesto por Calonico y col. (2014) y un kernel triangular para estimar los resultados en forma reducida basados en la Ecuación 1. La variable dependiente es cada puntaje de las pruebas SIMCE tomadas por estudiantes en cuarto básico, sexto básico, octavo básico y segundo medio. Dado que el examen específico que un estudiante toma depende del año y el grado en el que está, ningún hermano mayor tomó la prueba SIMCE de sexto básico, por lo que excluí esa estimación en el Panel B. La muestra en el Panel A incluye a todos los niños para quienes observamos dos hermanos consecutivos, con al menos un puntaje SIMCE para el hermano menor, donde el hermano mayor es el niño focal. La muestra en el Panel B incluye a todos los niños para quienes observamos dos hermanos consecutivos, con al menos un puntaje SIMCE para el hermano mayor, donde el hermano menor es el niño focal. Hay una observación por individuo en todas las columnas. Si un estudiante tomó el mismo examen más de una vez (por ejemplo, debido a la repetición de curso), mantuve solo el primer intento. Las columnas 1, 4, 7 y 10 no incluyen ningún control. Las columnas 2, 5, 8 y 11 controlan por covariables individuales del niño para quien mido el resultado. Las columnas 3, 6, 9 y 12 además incluyen controles individuales del niño focal del par. Los controles propios son un indicador de estudiante mujer, indicadores para el año de nacimiento e indicadores para el mes de nacimiento. Los controles de hermanos son indicadores para las cohortes de inicio escolar de los hermanos (nivel cohorte-corte con un único indicador para ambos niños nacidos antes y después del corte en una cohorte dada, por ejemplo, 2002), un indicador de que el hermano es mujer y la diferencia de edad entre los hermanos en años. Los errores estándar robustos están agrupados por la variable continua a nivel diario. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

A.3. Estudiante focal

A.3.1. Paternidad Adolescente

Cuadro A.2: Efectos de los cortes de entrada escolar sobre la paternidad adolescente según diferentes anchos de banda

	Ancho de banda				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Óptimo	30	20	10	5
Panel A: Todos los estudiantes					
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.009*** (0.003)	-0.008*** (0.004)	-0.009*** (0.005)	-0.016*** (0.006)	-0.031*** (0.004)
Media antes del corte	0.115	0.114	0.114	0.113	0.113
Tamaño del efecto	-0.078	-0.070	-0.079	-0.142	-0.274
Observaciones	228,634	117,565	77,421	37,347	17,287
Panel B: Estudiantes mujeres					
Niña focal nacida después del corte de entrada escolar	-0.009* (0.005)	-0.005 (0.009)	-0.024* (0.014)	-0.062*** (0.008)	-0.057*** (0.006)
Media antes del corte	0.157	0.161	0.160	0.156	0.156
Tamaño del efecto	-0.057	-0.031	-0.150	-0.397	-0.365
Observaciones	222,384	57,767	38,223	18,405	8,513
Panel C: Estudiantes hombres					
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.009** (0.004)	-0.011** (0.005)	-0.009 (0.007)	-0.007 (0.011)	-0.004 (0.013)
Media antes del corte	0.070	0.069	0.070	0.072	0.072
Tamaño del efecto	-0.129	-0.159	-0.129	-0.097	-0.056
Observaciones	112,202	57,978	39,198	18,942	8,774

Nota: El ancho de banda óptimo para todos los estudiantes es 60.5, para mujeres 74.2 y para hombres 57.3. Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Cuadro A.3: Efectos de los cortes de entrada escolar sobre la paternidad/maternidad adolescente según diferentes anchos de banda utilizando regresión lineal local

	Ancho de banda				
	(1) Óptimo	(2) 30	(3) 20	(4) 10	(5) 5
Panel A: Todos los estudiantes					
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.007*** (0.002)	-0.009** (0.004)	-0.010** (0.005)	-0.012* (0.007)	-0.027*** (0.008)
Media antes del corte	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11
Tamaño del efecto	-0.06	-0.08	-0.09	-0.11	-0.24
Observaciones efectivas	366,855	183,104	122,726	62,178	31,974
Panel B: Estudiantes mujeres					
Niña focal nacida después del corte de entrada escolar	-0.005 (0.003)	-0.006 (0.006)	-0.008 (0.008)	-0.018* (0.010)	-0.042*** (0.008)
Media antes del corte	0.16	0.16	0.15	0.15	0.15
Tamaño del efecto	-0.03	-0.04	-0.05	-0.12	-0.28
Observaciones efectivas	222,384	89,899	60,460	30,570	15,632
Panel C: Estudiantes hombres					
Niño focal nacido después del corte de entrada escolar	-0.007*** (0.002)	-0.011*** (0.003)	-0.011** (0.004)	-0.006 (0.007)	-0.012 (0.013)
Media antes del corte	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
Tamaño del efecto	-0.10	-0.16	-0.16	-0.08	-0.17
Observaciones efectivas	177,671	93,205	62,266	31,608	16,342

Nota: Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y controlan por el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por día de nacimiento. El ancho de banda óptimo para todos los estudiantes es 60.5, para mujeres 74.2 y para hombres 57.3. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Cuadro A.4: Resultados de la regresión en dos etapas: Edad mínima de inicio escolar y edad de inicio escolar

	Tipo de estudiante		
	Todos (1)	Mujeres (2)	Hombres (3)
Primera Etapa			
Edad mínima de inicio escolar	0.728*** (0.011)	0.745*** (0.011)	0.711*** (0.012)
Segunda Etapa			
Edad de inicio escolar	-0.004*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Media de la muestra	0.104	0.146	0.063
Tamaño del efecto	-0.0340	-0.0310	-0.0390
Estadística F	4,325	5,019	3,617
Observaciones	1,138,381	557,167	581,214

Nota: Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de cohorte, efectos fijos de año y controlan por el sexo del estudiante, tamaño de la clase, ruralidad del colegio y tipo de colegio (público o subvencionado). Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por día de nacimiento. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.