

El efecto de la fecundidad adolescente en resultados educativos: el caso de Chile

The effect of adolescent fertility on educational outcomes: the Chilean case

Pía Carolina Barahona-Chiappe y Viviana Salinas-Ulloa

*Centro de Investigación Avanzada en Educación (CIAE),
Universidad de Chile, Chile
Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile*

Resumen

Esta investigación estima los efectos diferenciales de la fecundidad adolescente en la acumulación de capital humano de mujeres y hombres en Chile y pregunta por cambios en dichos efectos entre tres cohortes. Se toma en consideración el problema de la selectividad de origen, es decir, el hecho de que quienes experimentan fecundidad adolescente habitualmente tienen un *background* socioeconómico que los predispone a resultados educacionales desfavorables. Se utiliza la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional 2017 y se realiza un análisis en base a ponderación de *propensity scores* y ajuste con modelos de regresión. Nuestros resultados indican que el efecto negativo de la fecundidad adolescente en la probabilidad de concluir la enseñanza secundaria o acceder a educación superior es más grande para las mujeres que los hombres, pero la brecha de género ha disminuido a través del tiempo, a tal punto que en la cohorte más joven no hay diferencias significativas.

Palabras clave: Fecundidad adolescente, educación, efectos de tratamiento, selectividad, *propensity score*, Chile.

Abstract

This study estimates the differential effects of adolescent fertility on the educational outcomes of Chilean men and women, asking about changes in those effects through three cohorts. We take into account the issue of selectivity, that is to say, the fact that teens who experience fertility are usually a socioeconomically disadvantaged group, and that disadvantage, instead of fertility itself may prompt them to a lower educational attainment. We use the Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional 2017 to implement a type of propensity analysis, propensity score weighting analysis, and regression adjustment. Our results indicate that the negative effect of adolescent fertility on the probability of completing high school and accessing to higher education is larger for women than men, but the gender gap has decreased in time, so that in the younger cohort there are not significant gender differences in neither of the two outcomes.

Keywords: Adolescent fertility, education, treatment effect, selectivity, propensity score, Chile.

INTRODUCCIÓN

Este artículo investiga diferencias de género en el efecto de la fecundidad adolescente en resultados educativos en Chile y se pregunta si esas diferencias han cambiado a través del tiempo. La relación entre fecundidad adolescente y acumulación de capital humano ha sido un tema de amplia preocupación en ciencias sociales, en gran parte por la relación negativa entre el embarazo a una edad temprana y los resultados educativos y laborales que documenta la literatura (Madrid, 2006; Fletcher y Wolfe, 2009; Kane *et al.*, 2013; Arceo-Gómez y Campos-Vázquez, 2014; Diaz and Fiel, 2016; Berthelon y Kruger, 2017; Berthelon, Kruger y Eberhard, 2017). En América Latina, esa preocupación se suma al alto valor de las tasas de fecundidad adolescente, ya que es la segunda región del mundo con mayores tasas, superada solo por África subsahariana (Rodríguez Vignoli, Di Cesare y Páez, 2017, p. 27).

Además, aunque hay bastante investigación en la región describiendo las diferencias en acumulación de capital humano de jóvenes que experimentan o no fecundidad adolescente, hay relativamente pocos ejercicios que se hagan cargo del problema de la selectividad en la fecundidad adolescente antes de estimar su efecto en acumulación de capital humano. Esto es, considerar el hecho que las mujeres que tienen hijos en la adolescencia no son una muestra aleatoria de la población, sino un grupo particularmente vulnerable, con mayores probabilidades, por ejemplo, de pertenecer a estratos socioeconómicos más desventajados, a minorías étnicas, o de haber crecido en familias uniparentales (Pantelides, 2004; Rodríguez Vignoli, Di Cesare y Páez, 2017; Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020). Estas variables no solo afectan la probabilidad de convertirse en madres adolescentes sino también los resultados educativos que obtienen. Así, podría ser que las mujeres que se convierten en madres en la adolescencia hubieran terminado con una baja acumulación de capital humano aun cuando no hubieran experimentado fecundidad adolescente. Hay bastante investigación anglosajona que se hace cargo de este problema con diferentes estrategias estadísticas, estimando el efecto de la fecundidad adolescente en resultados educativos con mayor precisión, pero la mayor parte de esa literatura se centra en mujeres (Chevalier, Viitanen y Viitanen, 2003; Marteleto, Lam y Ranxhrod, 2008; Lee, 2010; Diaz y Fiel, 2016). Esta investigación avanza más allá, al estimar los efectos diferenciales de la fecundidad adolescente en la acumulación de capital humano de mujeres y hombres en

Chile, haciéndose cargo del problema de la selectividad, en cuanto a nivel socioeconómico y estructura familiar de origen.

En las páginas que siguen se presenta una síntesis de investigación previa primero sobre los determinantes de la fecundidad adolescente y luego sobre el problema de la estimación de efectos ante situaciones de endogeneidad por selectividad. Luego nos referimos a patrones recientes sobre fecundidad adolescente y educación en Chile, para enmarcar nuestro caso de estudio. A continuación, describimos nuestros datos y estrategia analítica, damos a conocer nuestros resultados y concluimos discutiendo sus implicancias y limitaciones.

INVESTIGACIÓN PREVIA

Se han ofrecido varios modelos conceptuales para abordar los determinantes de la fecundidad adolescente, modelos que, en general, reconocen que las variables que inciden en que una o un joven se convierta en madre o padre tempranamente en la vida depende de variables de distinto nivel. Así, Buhr y Huinink (2014), distinguen entre dos tipos de determinantes de la fecundidad, las condiciones externas y las condiciones internas, siendo las primeras características estructurales, económicas o institucionales de la sociedad en que las personas están insertas, así como también los ambientes sociales en los que se mueven y las relaciones sociales que entablan, mientras que las condiciones internas contemplan actitudes psicológicas y de personalidad, disposiciones, valores y aspiraciones.

En el contexto de América Latina, Pantelides (2004) ha distinguido entre determinantes macro, meso y micro de la fecundidad adolescente. Ellos operan como círculos concéntricos, que van desde lo más distante (factores macrosociales) a los más próximos a la conducta (determinantes microsociales), como la edad de iniciación sexual y el (no) uso de anticonceptivos durante esa primera experiencia. Otras variables individuales asociadas a la fecundidad adolescente son la edad, la situación económica y la condición étnica. La fecundidad aumenta con la edad, incluso si se considera solo el periodo de la adolescencia (15 a 19 años). El uso de anticonceptivos en la primera relación sexual también aumenta con la edad (Pantelides, 2004; Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020), lo cual torna especialmente preocupantes las conductas sexuales de los adolescentes de menor edad. Aún después de haber sido madres el uso de anticonceptivos resulta relevante, ya que si se comparan adolescentes que han sido madres una sola vez con aquellas que lo han sido más de una vez, las segundas buscan activamente usar métodos anticonceptivos de largo plazo motivadas por

el deseo de continuar con su educación (Lttges *et al.*, 2021). Asimismo, la fecundidad adolescente resulta más frecuente en los y las jóvenes que provienen de familias de más bajos ingresos y entre aquellos que pertenecen a alguna minoría étnica (Pantelides, 2004; Rodríguez Vignoli, Di Cesare y Páez, 2017; Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020; Favara, Lavado y Sánchez, 2020; Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020).

Las conductas sexuales de los y las adolescentes están influenciadas también por su contexto social próximo, variables que en el esquema de Pantelides se ubican a nivel meso y que incluyen, entre otras, el lugar de residencia y la estructura familiar. Así, la fecundidad adolescente es más frecuente en zonas rurales y en las comunas pobres dentro de las grandes zonas urbanas (Pantelides, 2004; Rodríguez Vignoli, Di Cesare y Páez, 2017; Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020; Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020). Por otra parte, aunque no estén claros los mecanismos, los(as) adolescentes provenientes de “familias intactas” (que crecen con ambos padres biológicos) presentan menos probabilidades de adoptar conductas sexuales riesgosas y, por tanto de tener un hijo (Pantelides, 2004, p. 172).¹

Estimando el efecto de la fecundidad adolescente en acumulación de capital humano

El logro educativo es otra de las variables asociada a fecundidad adolescente. Pantelides (2004, p.p. 176-177) destaca que la asociación entre fecundidad adolescente y logro educativo es bidireccional. Resulta plausible sostener tanto que el menor logro educativo de las madres y padres adolescentes se explica por el evento disruptivo embarazo, como que la fecundidad adolescente se produce a partir de una trayectoria educativa frustrada, con pocas expectativas de desarrollo personal. En la investigación temprana entre fecundidad adolescente y acumulación de capital humano, desde fines de los setenta y principalmente en Estados Unidos, se le atribuyó a la fecundidad adolescente un rol causal, señalándose que reducía el logro educativo, con consecuencias en términos de precariedad laboral e ingresos (Moore y Waite, 1977; Moore y Waite, 1978; Furstenberg, Brooks-Gunn y Morgan, 1987). Estas afirmaciones fueron criticadas prontamente, pues no consideraban que quienes tienen un hijo en la adolescencia no son una muestra aleatoria de la población, sino que habitualmente suman vulnera-

¹ Hay poca investigación de los determinantes de la fecundidad adolescente a nivel macro, por ello no se incluyen en esta síntesis, pero en esta categoría deberían incluirse los sistemas de estratificación de una sociedad, en base a estatus socioeconómico, género o raza (Pantelides, 2004). Incluir este tipo de variables requeriría investigación de tipo comparado, pero nuestro estudio se circunscribe al caso chileno.

bilidades de distinto tipo y puede ser esa vulnerabilidad social, más que la fecundidad adolescente, la causa del bajo logro educativo (Geronimus y Korenman, 1993). Cuando no se incluyen esos indicadores de vulnerabilidad social, típicamente se sobreestima el efecto de la fecundidad adolescente en la acumulación de capital humano o en otro tipo de resultados (Kane *et al.*, 2013; Diaz y Fiel, 2016).

Este problema remite a la endogeneidad que caracteriza la relación entre fecundidad adolescente y logro educativo. Una variable endógena es aquella variable que se correlaciona con el término error, es decir, con todos aquellos factores que un modelo no incluye explícitamente. De esta manera, si una variable (A) no incluida en un modelo explica la varianza de alguna de la covariables incluidas (X), X se correlaciona con el término error y, por tanto, es endógena. Como la variable no incluida A se correlaciona con una variable X, relevante a la hora de explicar la variación en la variable resultado (Y), esto implica que A no solo está correlacionada con X, sino también con Y. Una de las fuentes más comunes de endogeneidad en ciencias sociales es el sesgo de selección en base a inobservables (o sesgo por selectividad). Usando terminología de inferencia causal, esto quiere decir que los grupos de “tratamiento” y “control” no han sido seleccionados aleatoriamente y, por tanto, no son estadísticamente equivalentes o comparables, porque existe una o más variables no observadas que sistemáticamente determinan la pertenencia al grupo de tratamiento (Hernán y Robins, 2020, pp. 27-28). En lo que compete a este estudio, las personas que se transforman en madres y padres durante la adolescencia pueden ser sistemáticamente diferentes a las(os) adolescentes que atrasan la maternidad/paternidad hasta después de los 20 años, tanto en características observables como no observables, que además se relacionen con el logro educativo.

Diversas estrategias econométricas se han utilizado para lidiar con el problema de la endogeneidad por selectividad en la relación entre fecundidad adolescente y resultados educativos. Estas técnicas incluyen el uso de variables instrumentales, *propensity score matching* (PSM) y modelos de efectos fijos. En mayor o menor medida, estas técnicas buscan hacer inferencia causal, y consideran a la fecundidad adolescente como tratamiento, siendo el grupo tratado las adolescentes que tienen un hijo y el grupo de control las adolescentes que no se convierten en madres. Los modelos de efectos fijos típicamente han usado muestras de hermanas para hacerse cargo de las variables previas inobservables, pues las hermanas comparten una socialización e incluso comparten carga genética, que determinan tan-

to la fecundidad adolescente como el logro educativo. Un ejemplo de este tipo de investigación es el de Johansen, Nielsen y Verner (2020), para el caso danés. Se requieren muestras en que una hermana se haya embarazado en la adolescencia y otra no. Los modelos con variables instrumentales implican una estimación en dos etapas. En la primera etapa la variable endógena —la fecundidad adolescente— es lo que se busca modelar, a partir de otras variables exógenas y de una variable instrumental. Se han usado las pérdidas o abortos espontáneos como instrumento. En la segunda etapa se usan los valores predichos del primer modelo, en vez de la fecundidad adolescente, para predecir el logro educativo, controlando por otras variables exógenas. Finalmente, el PSM es una herramienta con menos supuestos paramétricos y con menos exigencias de datos. Para hacerse cargo de la selectividad en la categoría de madres se procede en dos etapas. Primero, se predice la probabilidad de que una adolescente tenga un hijo con un modelo logístico, usando una serie de variables relacionadas con la fecundidad adolescente. Segundo, se crean pares de casos tratados y de control en base a su puntaje de propensión (*propensity score*) predicho. Se estima el efecto del tratamiento (la fecundidad adolescente) en el logro educativo, promediando las diferencias entre “pares emparejados” (*matched pairs*) de la muestra (Díaz y Fiel, 2016, p. 91), es decir, comparando los logros educativos de adolescentes con perfiles similares, pero de las cuales unas se embarazaron y otras no. Usando este enfoque, se ha estimado que las madres adolescentes en Estados Unidos tienen 40 por ciento menos probabilidades de concluir estudios universitarios que las mujeres que no tienen un hijo en la adolescencia (Chevalier, Viitanen y Viitanen, 2003, Lee, 2010). En México, usando esta técnica, Arceo-Gómez and Campos-Vázquez (2014) constataron que el embarazo adolescente disminuía entre 1 y 1,2 los años de escolaridad.

Para el caso específico de Chile, tres publicaciones previas estudian la asociación entre fecundidad adolescente y acumulación de capital humano (Berthelon y Kruger, 2017; Berthelon, Kruger y Eberhard, 2017; Salinas y Jorquera-Samter, 2021). La primera investigación usa datos de la principal encuesta de hogares del país (Encuesta Nacional de Caracterización Económica, CASEN) hasta 2011 e implementa un modelo de efectos fijos en una submuestra de hermanas. Se concluye que entre las mujeres de 20 a 24 años la maternidad adolescente reduce la probabilidad de terminar la educación secundaria en 16 por ciento. Aunque este estudio hace un avance importante en términos de la estimación de un efecto causal y preciso de la fecundidad adolescente en los resultados educativos de mujeres

chilenas, tiene limitaciones en términos de la posibilidad de generalizar los resultados. El análisis se restringe a hermanas jóvenes (20 a 24 años) que viven con sus padres, en hogares en que una hermana tuvo un hijo en la adolescencia, pero la otra no. Esto deja fuera de análisis a las mujeres jóvenes que no viven con sus padres, tal vez a raíz de haber tenido un hijo en la adolescencia. Dos de los mismos autores, Berthelon y Kruger (2017) están detrás del segundo de los estudios mencionados, en base a PSM. Usan la misma fuente de datos, pero agregan la ola 2013. Esta vez estiman que las chances de terminar la educación secundaria son 23 por ciento más bajas para mujeres que tuvieron un hijo en su adolescencia, comparadas con las que no se convirtieron en madres. Salinas y Jorquera (2021) usan la Encuesta Nacional de Juventudes del año 2015 para implementar otra técnica de la familia de *propensity score analysis*, a saber, la ponderación en base a *propensity score (propensity score weighting, PSW)*. Analizan una muestra de hombres y mujeres jóvenes, concluyendo que las mujeres jóvenes que se convirtieron en madres adolescentes tienen 16 por ciento más probabilidades de abandonar la educación secundaria que las que no se convirtieron en madres, mientras que entre los hombres jóvenes el efecto es de solo diez por ciento.

Hay otros antecedentes en la investigación chilena, de un carácter más descriptivo, que explora diferencias de género en la relación entre fecundidad adolescente y resultados educativos. Por ejemplo, Madrid (2006), en un análisis de datos transversales, intenta cuantificar la brecha de género en la fecundidad adolescente y encuentra un patrón de género ampliamente consensuado en la literatura cualitativa (Olavarría, 2001, 2005, 2017; Valdés y Godoy, 2008; Miller, 2011) con respecto a la respuesta a la fecundidad adolescente: por lo general, las mujeres asumirían labores de cuidado mientras los hombres asumen la labor de proveedores económicos y buscan trabajo a temprana edad. Los hallazgos de Mollborn (2010), para el caso de Estados Unidos, van en la misma línea: el género moderaría la relación entre las responsabilidades parentales (trabajo remunerado y labores de cuidado) y los resultados educativos. La división sexual de las responsabilidades parentales estaría influyendo negativamente en los resultados educativos de las madres y padres adolescentes. Ser cuidador principal aumenta las probabilidades de graduarse de la secundaria para los padres adolescentes antes de los 26 años de edad; mientras que trabajar al menos medio tiempo aumentaría las probabilidades de graduarse de la secundaria de las madres adolescentes. De acuerdo con las estimaciones, los jóvenes que han sido padres adolescentes, que trabajan y no son cui-

dadores principales, conforman un grupo especialmente vulnerable. Estos tienen menos probabilidades de finalizar la secundaria en comparación con los padres que no trabajan.

Contexto chileno

Como en la mayoría de los países latinoamericanos, la fecundidad adolescente en Chile se había mostrado resistente a la baja, si la comparamos con el fuerte descenso de la fecundidad total desde 1960 (Rodríguez Vignoli, Di Cesare y Páez, 2017). Sin embargo, en años recientes este patrón ha cambiado, pues a partir de 2012 se registra una sistemática y fuerte caída de la Tasa Específica de Fecundidad Adolescente (TEFA, número de nacimientos a mujeres de 15 a 19 años por cada mil mujeres del mismo de edad) (Cano, 2020; Rodríguez Vignoli and Roberts, 2020). Si bien la TEFA en Chile nunca superó el 100 por mil, como en otros países latinoamericanos, a mediados de los 2000 la TEFA mostraba una disminución de solo 25 por ciento, en contraste con un descenso del orden de 80 por ciento para otras edades (Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020, p. 31). Durante la década de los '90s la fecundidad adolescente aumentó. Posteriormente descendió entre 1999 y 2004; aumentó nuevamente entre 2005 y 2009, y desde entonces disminuye de manera continua, muy notoriamente desde 2012, hasta llegar a una cifra de 23 por mil en 2018. La media para la región ese año fue 60 por mil (Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020, p. 31-32).

No obstante, la desigualdad socioeconómica que caracteriza a la fecundidad adolescente en Chile se mantiene alta, ya que la caída del decil superior fue más pronunciada que en los demás (Rodríguez Vignoli y Roberts P, 2020, p. 45). En 2017, la maternidad previa a los 20 años llegaba a 30 por ciento en el decil más pobre y a 1.4 por ciento en el decil más rico (Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020, p. 45). En términos territoriales, la fecundidad adolescente es mayor en zonas rurales en comparación con zonas urbanas y en comunas pobres en comparación con comunas ricas; con una desigualdad intrametropolitana más notoria. Como ejemplo, en 2017 la TEFA de La Pintana (una de las comunas más pobres de la región metropolitana) es 38 veces la de Las Condes (una de las comunas más ricas) (Rodríguez Vignoli y Roberts, 2020, p. 49).

En cuanto a resultados educativos, uno de los principales logros del sistema educacional ha sido aumentar significativamente la escolaridad promedio de la población en los últimos 30 años (Bassi y Urzúa, 2010, p. 10). La educación primaria es obligatoria en Chile desde 1930, mientras que la educación secundaria —denominada enseñanza media en Chile—

es obligatoria desde 2003. De acuerdo con el censo 2017, aproximadamente 75 por ciento de la población de 25 años o más alcanzaba secundaria completa o más (INE, 2018, p. 14), por lo que el nivel de secundaria —12 años de escolaridad— constituye hoy un logro mínimo para la mayoría de la población.

En relación con la deserción escolar, Chile destaca en el contexto latinoamericano con tasas relativamente bajas (CEPAL, 2002). Según estimaciones del Ministerio de Educación, las tasas chilenas oscilan entre 2.4 y 3.8 por ciento (MINEDUC, 2013, p. 7-8). Los cursos en que más deserciones ocurren son el noveno y undécimo grados (Fernández, 2014, p. 69). La deserción es más alta en áreas rurales y entre estudiantes pobres o indigentes (Santos, 2009, p. 9). A pesar de que es baja en el contexto latinoamericano, la deserción escolar no ha desaparecido en Chile y la fecundidad adolescente está asociada a ella, no solo entre madres, sino también entre padres adolescentes. Esto, pese a que legalmente no hay fundamento para que ocurra. No solo es obligatorio el nivel desde 2003, sino que desde el año 2004 la ley garantiza el acceso de embarazadas y madres lactantes al sistema escolar, prohibiéndose a los establecimientos negarles el acceso.

Asimismo, Chile ha expandido progresivamente el acceso a la educación superior en los últimos 30 años. Entre 1990 y 2009 el número de estudiantes matriculados en educación superior se triplicó (Rolando, Salamanca y Aliaga, 2010, p. 4), mientras que entre 2012 y 2018 el porcentaje de egresados de enseñanza media que accedió de manera inmediata (al año siguiente del egreso de secundaria) a educación superior se mantiene relativamente estable, alrededor de 49 por ciento (Leal y Rolando, 2017, p. 9). Cabe destacar que en 2009 la matrícula total de educación superior femenina sobrepasa por primera vez a la matrícula total masculina (Rolando, Salamanca y Aliaga, 2010, p. 6). La ampliación en el acceso educación superior se asocia a políticas públicas de financiamiento. Entre las más importantes están el Crédito con Aval del Estado (CAE), que comienza a regir en 2005 y la Gratuidad en la Educación Superior, desde 2016. El primero corresponde a un préstamo con garantía estatal que se otorga a los estudiantes que requieren apoyo económico para iniciar o continuar sus estudios en una institución de educación superior acreditada; y la segunda, a una política de financiamiento total durante el tiempo que dure la carrera dirigida a 60 por ciento de los estudiantes de menores ingresos.

A pesar de que Chile ha avanzado sustancialmente en expandir el acceso a la educación, ha hecho menos respecto de la brecha en calidad de la educación ofrecida a los estudiantes de diferentes niveles socioeconó-

micos. Incluso considerando las políticas de financiamiento, el sistema escolar está fuertemente segregado socioeconómicamente. Resulta complejo para estudiantes provenientes de establecimientos de menores recursos ingresar a la educación superior. El sistema escolar chileno está compuesto por tres tipos de establecimientos, según su financiamiento: municipales, particulares subvencionados y particulares pagados. Los municipales y particulares subvencionados se financian con aportes del Estado a través de una subvención por estudiante. Los particulares subvencionados pueden recibir además ingresos por pago directo de las familias. Los particulares pagados se financian únicamente por pago de las familias. En 2016, 73 por ciento de los egresados de secundaria de colegios particular pagados ingresó a educación superior de forma inmediata. En los colegios particular subvencionados esa tasa fue 50 por ciento y en los Municipales, 44 por ciento (Leal and Rolando, 2017, p. 11). Así, la asociación entre fecundidad adolescente y resultados educativos se torna especialmente relevante en el contexto chileno, porque los(as) adolescentes con mayores probabilidades de experimentar fecundidad temprana son también aquellos más propensos a recibir educación de peor calidad.

Considerando estos antecedentes, en este estudio se analiza el efecto de la fecundidad adolescente en resultados educativos en Chile, en particular, en la probabilidad de concluir la educación secundaria y la probabilidad de acceder a educación superior, considerando el problema de la selectividad, específicamente, por nivel socioeconómico y estructura familiar de origen. Nos interesa indagar en las diferencias de género que existen en el efecto que tiene la fecundidad adolescente sobre los resultados educativos y averiguar si estas diferencias se han modificado a través del tiempo. Hipotetizamos que: 1) el efecto de la fecundidad adolescente en resultados educativos es mayor para las mujeres en comparación con los hombres en Chile, considerando ambos indicadores de logro educativos y 2) la brecha entre hombres y mujeres ha ido disminuyendo a través del tiempo.

METODOLOGÍA

Datos

En Chile varias encuestas permiten estudiar la fecundidad adolescente. Una de las más importantes del país es la encuesta CASEN. Esta es una encuesta transversal, que se realiza cada dos o tres años desde 1990. Desde 2011 se pregunta a todas las mujeres mayores de 12 años “¿Qué edad tenía Ud. cuando nació su primer hijo?” y desde 2017 esta pregunta incluye también

a hombres mayores de 12 años. Utilizamos la versión 2017 de CASEN. En cada hogar seleccionado probabilísticamente, se entrevista un informante, generalmente el(la) jefe(a) de hogar (o un integrante mayor de 18 años).² Nuestra muestra analítica son los(as) 31,916 jefes(as) de hogar nacidos entre 1965 y 1994 con información para las variables que consideramos.³

El tratamiento en esta investigación es la fecundidad adolescente, definida como la condición de haber sido madre o padre entre los 10 y 19 años. Ésta es una variable dicotómica que identifica a quienes reportaron que la edad a la que tuvieron a su primer hijo estaba en dicho tramo de edad. Consideramos dos variables dependientes, construidas a partir de los años de escolaridad concluidos: finalización de la educación secundaria, una variable dicotómica que identifica a todos quienes hayan concluido al menos 12 años de educación, y acceso a un nivel de educación superior, una variable dicotómica que identifica a quienes al menos ingresaron al nivel superior, sin importar su tiempo de permanencia o su finalización (13 años de educación o más).

Por otro lado, para lidiar con el problema de selectividad por origen social incluimos dos predictores: nivel educativo de los padres y la estructura de la familia de origen. Usamos el nivel educacional de los padres como *proxy* del nivel socioeconómico de origen de los entrevistados. Nuestro indicador tiene cuatro categorías: primaria o menos, secundaria incompleta, secundaria completa y superior y se construye comparando el nivel educacional de la madre y el padre, creados previamente en base a las variables tipo de educación y último curso aprobado. Conservamos el logro más alto o el único disponible. En segundo lugar, incluimos la estructura de la familia de origen, como una variable dicotómica que identifica a quienes reportan haber crecido con ambos padres, en comparación a cualquier otra estructura familiar (monoparental o sin padres).

Además, se incluyen la pertenencia a algún pueblo indígena, que permite capturar las desigualdades étnicas que se producen en la fecundidad temprana, como una variable dicotómica que identifica a quienes declaran identificarse con algún pueblo originario, región —distinguiendo a las re-

² Dos variables de origen social, Nivel educativo de los padres y Estructura de la familia de origen, se construyen en base a preguntas que solo se les aplican a los(as) jefes(as) de hogar. Las personas adultas que operan como informantes no pueden ser incluidas en el análisis porque las preguntas que conforman los indicadores de origen social más importantes de esta investigación no están dirigidas a ellas.

³ Cabe destacar que la versión 2017 de la encuesta CASEN tiene información para un total de 70,948 jefes(as) de hogar. Sin embargo, nuestra muestra solo considera a los jefes(as) de hogar que nacieron en alguna de las cohortes de interés para esta investigación (1965-1974, 1975-1984 y 1985-1994).

giones del norte, centro y sur del país—, zona de residencia (urbano/rural)⁴ y condición de discapacidad año de nacimiento. Considerando que nuestro objetivo es estudiar diferencias de género y averiguar si éstas se han modificado a través del tiempo, incluimos sexo y cohorte de nacimiento. Incluimos una variable dicotómica que identifica a las mujeres y una variable de tres categorías para medir las cohortes de nacimiento, diferenciando a quienes nacieron entre 1965-1974, 1975-1984 y 1985-1994. Al momento de aplicarse la encuesta, la edad de estas tres cohortes era de 52-43, 42-33 y 32-23 años, respectivamente. La variabilidad dentro de cada cohorte de nacimiento se controla incluyendo el año de nacimiento.

Los valores perdidos son residuales en las covariables Estructura de la familia de origen (0.34 por ciento), Condición de discapacidad (0.48 por ciento) y Pertenencia a algún pueblo originario (0.07 por ciento). Sin embargo, el nivel educacional de los padres tiene un porcentaje importante de valores perdidos (34.13 por ciento), pero la estrategia analítica que usamos se hace cargo de los valores perdidos en las covariables, en la ponderación.

Estrategia analítica

Después de una descripción de la muestra, nuestro análisis utiliza técnicas de la familia de *propensity score analysis*, combinadas con corrección por regresión. Específicamente, ponderamos la muestra en base a el puntaje de propensión (*Propensity Score Weithing*, PSW). El procedimiento se realiza cuatro veces, la primera considerando la muestra completa y las otras tres, para cada cohorte de nacimiento. Esto permite observar cambios a través del tiempo. En cada modelo final consideramos una interacción entre tratamiento (fecundidad adolescente) y sexo, con el objetivo de testear diferencias de género, es decir, si las mujeres ven más afectada su trayectoria educativa debido a un evento de fecundidad temprana que los hombres.

El análisis tiene cuatro etapas: (1) estimar un puntaje de propensión (*propensity score*, PS de aquí en adelante) en base a covariables claves, (2) utilizar estos puntajes para ponderar cada caso en la muestra, (3) eva-

⁴ Las preguntas en torno a la región y zona de residencia informan acerca de las características del lugar en el actualmente vive el entrevistado. Idealmente deberíamos haber incluido variables en torno al lugar de residencia de origen, es decir, previo al evento de fecundidad adolescente. Sin embargo, en Chile la movilidad residencial entre macrozonas como son las regiones del país no suele ser muy alta. De acuerdo con la información de los Censos de población realizados en Chile, se advierte que si bien la migración inter-comunal (cambio de comuna con respecto a la comuna de nacimiento) es relativamente alta, la migración entre regiones no lo es tanto. En específico, en torno a 50 por ciento de población vive en una comuna diferente a la de su nacimiento en los últimos cuatro censos, mientras que se observa una relativa estabilidad en torno a 20 por ciento de la población que vive en una región diferente a la de su nacimiento en los cuatro censos (Rodríguez Vignoli, 2019).

luar el balance del PSW, es decir, qué tan similares resultan los grupos de tratamiento y control después de ponderar, y (4) estimar el efecto del tratamiento. Primero, se estima un PS, que es la probabilidad de ser padre/madre adolescente, condicional a las covariables, a saber, sexo, año de nacimiento, pertenencia a pueblo originario, condición de discapacidad, condición de migración, región, zona de residencia, nivel educativo de los padres y estructura familiar de origen. Posteriormente se crean los grupos de comparación. Los encuestados que tuvieron un hijo antes de los 20 años de edad son el grupo de tratamiento y quienes no experimentaron fecundidad durante su adolescencia, el grupo de control. Utilizamos el comando `ps` del paquete `TWANG`, en R. Este paquete implementa un *generalized boosted model* (GBM) para estimar los puntajes de propensión y ponderar los casos de comparación.⁵

La técnica más utilizada de la familia de *propensity score análisis* es PSM, que usa los PS para hacer *matching*, emparejando casos tratados y controles en base a su PS. Sin embargo, esta técnica tiene potenciales desventajas, dado que algunos casos tratados pueden no tener casos de control con PS equivalente, o que en algunas de las técnicas de *matching* se impone un *caliper* o número de sujetos a ser emparejados desde el grupo de control, y eso lleva a no usar todos los casos del grupo de control o a perder casos tratados, si no se puede encontrar un *match* adecuado. Como resultado, la muestra no solo disminuye de tamaño, sino que potencialmente puede quedar sesgada. PSW, en cambio, usa los PS para construir ponderadores (*weights*). Los tratados tienen peso de 1. El peso de cada caso de control es $w_i = 1/(1-p(x_i))$. Así, los casos en el grupo de control con características más disímiles a los casos en el grupo de tratamiento reciben pesos más pequeños y los casos en el grupo de control con características más similares a los casos en el grupo de tratamiento reciben pesos más grandes.

En una tercera etapa, se examina qué tan similares son los grupos de tratamiento y control, antes y después de la ponderación, lo que se conoce como balance. Existen varias herramientas para ello. Entre las más usadas está el tamaño de efecto estandarizado. Cuando el interés final está en calcular el efecto del tratamiento en los tratados (ATT, sigla en inglés de *average treatment effect on the treated*), que es nuestro caso, como explicaremos después, el tamaño de efecto estandarizado corresponde a la media del grupo de tratamiento menos la media del grupo de control, dividida por la desviación estándar del grupo de tratamiento. Las diferencias

⁵ El paquete que utilizamos utiliza GBM en lugar de regresión logística en esta primera etapa, en base a evidencia previa de que este tipo de modelos es superior a la regresión logística para estimar los PS (Ridgeway *et al.*, 2021).

estandarizadas entre el grupo de tratamiento y control deberían disminuir al ponderar, con magnitudes de diferencias estandarizadas más pequeñas y valores p más grandes (no significativos). El balance de las covariables con valores perdidos se evalúa por sí mismo.

Finalmente, se estima el efecto de la variable de tratamiento sobre las variables dependientes. Los PS se usan como ponderaciones para estimar los efectos. Estimamos el ATT, que se interpreta como el efecto de la fecundidad adolescente en los resultados educativos de quienes tuvieron un hijo en la adolescencia, comparado con lo que hubiera ocurrido a sujetos semejantes de no haber tenido un hijo. Para estimar este efecto utilizamos modelos de probabilidad lineal. Optamos por este modelo, en lugar de uno de regresión logística, para simplificar la interpretación de los ATT en términos de probabilidad. Los resultados son similares si se implementan modelos logísticos. Estimamos modelos doblemente robustos, es decir, vuelven a controlar por todas las covariables incluidas en la ponderación. Este ajuste por covariables en los modelos permite corregir por pequeños sesgos y aumenta la eficacia de los estimadores (Stuart and Rubin, 2007). La Tabla 4 solo muestra los efectos promedio del tratamiento (ATT) en cada variable resultado, y la beta para la interacción entre el tratamiento y el sexo. En el Anexo se puede consultar la tabla completa con todas las covariables incluidas en el análisis. Se presentan los resultados para la muestra de hombres y mujeres en conjunto, pero todos los análisis para la muestra de hombres y mujeres por separado son consistentes con los que se presenta aquí y se encuentran disponibles para el lector a solicitud.

RESULTADOS

La Tabla 1 sintetiza las características de la muestra. Más de la mitad de las personas que analizamos son hombres, lo que hace sentido, considerando que se trata de jefes de hogar. Un 44 por ciento de la muestra corresponde a la cohorte más antigua (1985-94), 34 por ciento a la cohorte mediana (1975-84) y casi 22 por ciento a la más joven (1965-74). En cuanto a resultados educativos, alrededor de tres cuartos de los entrevistados concluyen la secundaria y aproximadamente un 33 por ciento ingresa a educación superior. No obstante, el logro educativo no difiere significativamente entre hombres y mujeres a nivel bivariado. En cambio, se constata una sustancial diferencia entre hombres y mujeres en cuanto a fecundidad temprana: casi un tercio de las mujeres se convirtió en madre durante la adolescencia, comparado con solo 12 por ciento de los hombres.

Tabla 1: Descripción de la Muestra de acuerdo con Género (n= 31,916)

	Mujeres (n=13,012)	Hombres (n=18,904)	Total
Completar secundaria	70.47	69.51	69.90
Ingreso a la ed. Superior	33.12	33.52	33.35
Fecundidad adolescente***	32.44	11.89	20.27
<i>Nivel educativo de los padres***</i>			
Primaria o menos	29.10	26.49	27.56
Media incompleta	6.25	5.04	5.53
Media completa	13.83	14.24	14.07
Superior	18.36	18.96	18.71
.	32.45	35.28	34.13
Familia intacta***	66.47	72.10	69.80
Media año de nacimiento**	1,976.95	1,976.79	1976.85
<i>Cohorte de nacimiento</i>			
1965-1974	43.97	44.66	44.38
1975-1984	34.39	33.66	33.96
1985-1994	21.63	21.67	21.66
<i>Macrozona de residencia***</i>			
Norte	22.40	20.30	21.16
Centro	42.43	42.32	42.37
Sur	35.17	37.37	36.47
Zona rural***	12.29	19.95	16.83
Pertenencia a pueblo indígena***	12.93	11.72	12.21
Condición de discapacidad***	8.3	5.89	6.87
Condición de migrante**	4.68	5.45	5.14

Nota. La categoría “.” en Nivel educativo de los padres corresponde a los entrevistados que no tienen información para esta variable.

Nota. Se muestran distribuciones porcentuales.

Se realiza prueba de independencia estadística chi cuadrado para asociación entre variables categóricas y test de diferencia de medias para variables continuas.

*** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1

Fuente: elaboración propia con base en los datos de la ola 2017 de la encuesta CASEN.

En cuanto a las variables de origen social de los entrevistados, 27 por ciento de la muestra reporta que sus padres alcanzaron un nivel de educación primario y alrededor de 19 por ciento reporta que sus padres alcanzaron educación superior. Gran parte de los entrevistados, casi 70 por ciento, creció junto a ambos padres biológicos. Pese a que las pequeñas diferencias que se registran son estadísticamente significativas, no hay diferencias

de sexo sustantivas en estas dos medidas de origen social. La mayoría de los entrevistados reside en la zona centro del país y en zonas urbanas, pero con una proporción significativamente mayor de hombres en zonas rurales. Un siete por ciento de la muestra se encuentra en situación de discapacidad, un cinco por ciento es migrante y 12 por ciento se identifica como miembro de algún pueblo indígena.

Tabla 2: Asociación entre fecundidad adolescente, resultados educativos y otras covariables (n = 31,916)

	Tratados (Fecundidad adolescente)	Controles (Grupo de comparación)
Completar secundaria***	52.77	74.26
Ingreso a la ed. Superior***	15.83	37.81
Mujer***	65.26	34.54
<i>Nivel educativo de los padres***</i>		
Primaria o menos	31.73	26.50
Media incompleta	5.43	5.56
Media completa	10.65	14.94
Superior	12.31	20.34
.	39.89	32.66
Familia intacta***	61.77	71.84
Media año de nacimiento***	1,977.48	1,976.69
<i>Cohorte de nacimiento***</i>		
1965-1974	40.34	45.41
1975-1984	36.69	33.27
1985-1994	22.97	21.32
<i>Macrozona de residencia***</i>		
Norte	22.79	20.74
Centro	40.52	42.84
Sur	36.69	36.42
Zona rural	16.88	16.67
Pertenencia a pueblo indígena***	14.10	11.73
Condición de discapacidad**	7.64	6.68
Condición de migrante**	4.41	5.32

Nota. La categoría “.” en Nivel educativo de los padres corresponde a los entrevistados que no tienen información para esta variable.

Nota. Se muestran distribuciones porcentuales

Se realiza prueba de independencia estadística chi cuadrado para asociación entre variables categóricas y test de diferencia de medias para variables continuas.

*** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1

Fuente: elaboración propia con base en los datos de la ola 2017 de la encuesta CASEN.

La Tabla 2 muestra la relación entre fecundidad adolescente y las variables consideradas en el análisis. Se observan importantes diferencias entre los grupos en resultados educativos. Cerca de 60 por ciento de los entrevistados que fueron padres y madres durante su adolescencia logra completar la educación secundaria y solo 20 por ciento ingresa a educación superior, en comparación con casi 80 y 50 por ciento, respectivamente, de quienes no tienen hijos durante la adolescencia. La gran mayoría de quienes reportan fecundidad temprana son mujeres y tienen mayor representación en las cohortes mediana y joven, y menor en la cohorte más antigua. Asimismo, hay diferencias significativas en el nivel socioeconómico de origen, en tanto los padres de quienes se convirtieron en padres o madres en la adolescencia tienen un menor nivel educacional que los padres de quienes no experimentaron fecundidad adolescente. También hay diferencias significativas, aunque de menor magnitud, en la estructura familiar de origen, en tanto los controles provienen en una proporción levemente mayor de familias con ambos padres biológicos presentes.

Si bien la mayoría de la muestra, sin importar su condición de fecundidad, reside en la zona central del país, aquellos que fueron padres o madres adolescentes tienen más probabilidades de vivir en el norte o en áreas rurales, comparados con quienes no tuvieron hijos en la adolescencia. De manera similar, los padres y madres adolescentes tienen más probabilidades de identificarse con un pueblo indígena o estar en condición de discapacidad y menos probabilidades de ser migrante que quienes no tuvieron un hijo en la adolescencia.

La Tabla 3 evalúa el balance entre el grupo de tratamiento y control después de ponderar en función del PS. El panel de la izquierda corresponde a los valores antes de ponderar, mientras que el de la derecha muestra los valores después de ponderar. Antes de ponderar, el tamaño del efecto estandarizado es significativo para casi todas las covariables incluidas, excepto zona de residencia, y solo marginalmente para condición de discapacidad. A parte del sexo, las mayores diferencias están en el nivel educativo de los padres y en la estructura de la familia de origen, nuestro *proxy* de nivel socioeconómico de origen. Después de ponderar, las diferencias entre grupos de tratamiento y control se diluyen en todas las variables, es decir, ningún tamaño de efecto estandarizado continúa siendo significativo y la magnitud de los tamaños de efecto se vuelve mínima. Por tanto, la ponderación en base a PS consigue balancear los dos grupos que se analiza.

Tabla 3: Balance de Covariables con PSW, Mujeres y Hombres

	Antes de ponderar			Después de ponderar		
	T	C	Tam. efecto estd.	T	C	Tam. efecto estd.
Año de nacimiento***	1977.480	1.976.694	0.097	1977.480	1.977.455	0.003
<i>Sexo***</i>						
Hombre	0.347	0.655	-0.645	0.347	0.349	-0.004
Mujer	0.653	0.345	0.645	0.653	0.651	0.004
<i>Macrozona***</i>						
Norte	0.228	0.207	0.049	0.228	0.227	0.001
Centro	0.405	0.428	-0.047	0.405	0.407	-0.004
Sur	0.367	0.364	0.006	0.367	0.365	0.004
<i>Zona</i>						
Rural	0.167	0.169	-0.005	0.167	0.167	0
Urbano	0.833	0.831	0.005	0.833	0.833	0
<i>Condición de discapacidad*</i>						
Sin discapacidad	0.919	0.928	-0.034	0.919	0.919	0.001
Con discapacidad	0.076	0.067	0.036	0.076	0.077	0
Valores perdidos	0.005	0.005	-0.003	0.005	0.005	-0.001
<i>Condición de inmigrante**</i>						
No inmigrante	0.956	0.947	0.045	0.956	0.956	0
Inmigrante	0.044	0.053	-0.045	0.044	0.044	0
<i>Educación de los padres***</i>						
Básica o menos	0.317	0.265	0.112	0.317	0.317	0.001
Secundaria incompleta	0.054	0.056	-0.006	0.054	0.054	0
Secundaria completa	0.107	0.149	-0.139	0.107	0.106	0.001
Superior	0.123	0.203	-0.245	0.123	0.123	0.001
Valores perdidos	0.399	0.327	0.148	0.399	0.4	-0.002
<i>Estructura familia de origen***</i>						
Otra	0.378	0.279	0.206	0.378	0.379	-0.001
Familia intacta	0.618	0.718	-0.207	0.618	0.618	-0.001
Valores perdidos	0.004	0.003	0.016	0.004	0.003	0.01
<i>Pertenencia pueblo originario***</i>						
No indígena	0.858	0.882	-0.068	0.858	0.858	0
Indígena	0.141	0.117	0.068	0.141	0.141	0
Valores perdidos	0.001	0.001	0.004	0.001	0.001	0.003

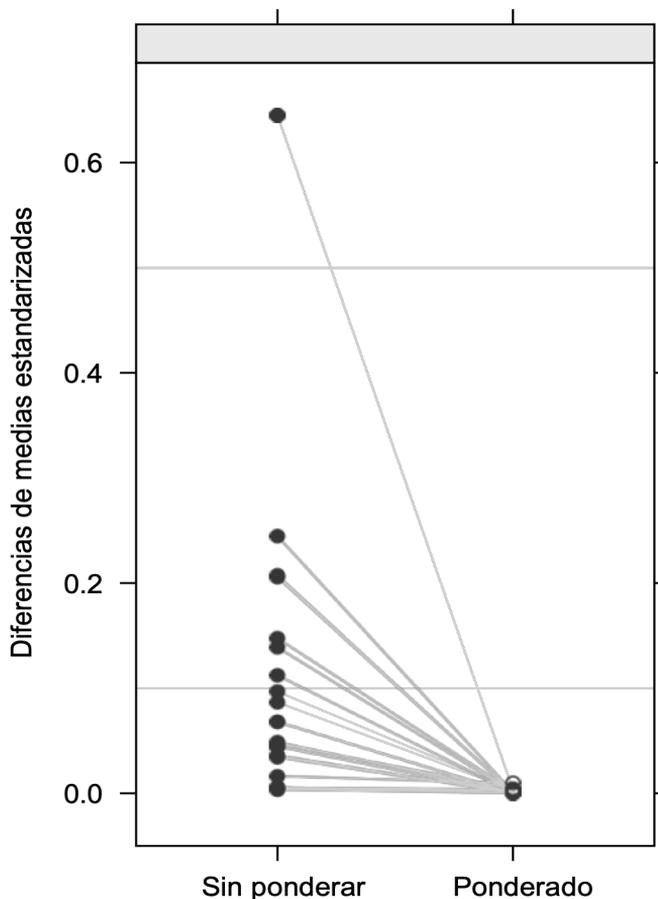
Tam. efecto estd.= Tamaño efecto estandarizado

*** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1

Fuente: elaboración propia con base en los datos de la ola 2017 de la encuesta CASEN.

La Figura 1 muestra cómo la ponderación en base a PS en la práctica elimina las diferencias entre el grupo de tratados y controles. Los círculos negros, rellenos, a la izquierda, representan los tamaños de efecto antes de ponderar y los círculos a la derecha muestran el tamaño de efecto post ponderación, que en la práctica tienden a cero —además, están vacíos, para representar que no tienen significancia estadística.

Figura 1: Comparación de Diferencias de Tamaño Estandarizado



Fuente: elaboración propia con base en los datos de la ola 2017 de la encuesta CASEN.

La Tabla 4 presenta los ATT estimados. El primer panel presenta los resultados para toda la muestra —combinando las tres cohortes de nacimiento— e indica que la probabilidad de concluir la educación secundaria o de acceder a educación superior para una mujer que tuvo un hijo en la adolescencia es 24 y 23 por ciento más bajo ($-0.14 + -.1 = 0.24$ y $-0.19 + -0.04 = 0.23$, respetivamente) que las probabilidades de mujeres similares a ella, pero que no experimentaron fecundidad adolescente. Para los hombres que se convirtieron en padres adolescentes, la probabilidad de graduarse de enseñanza secundaria es solo 14 por ciento más baja que las probabilidades de sus pares que no tuvieron hijos en la adolescencia. Para los hombres, el efecto estimado es mayor cuando se trata de acceder a la educación superior. En este caso, las probabilidades de ingreso de los padres adolescentes son 19 por ciento más bajas que las de los hombres que no tuvieron hijos en la adolescencia.

Los siguientes paneles de la Tabla 4 muestran los ATT estimados para las distintas cohortes. La probabilidad de graduarse de enseñanza secundaria de las madres adolescente es muy similar para las dos cohortes más viejas, con un efecto de 24 y 27 por ciento respectivamente, que disminuye a 19 por ciento en la cohorte más joven. Entre los hombres, en cambio, no hay una tendencia clara a la disminución del efecto de la fecundidad adolescente en la probabilidad de concluir la secundaria. El efecto es 15 por ciento en la cohorte de mayor edad y disminuye a once por ciento en la cohorte de mediana edad, pero es de 16 por ciento en la cohorte más joven.

En cuanto a la probabilidad de ingresar a educación superior, entre las madres adolescentes hay un recrudecimiento del efecto de la fecundidad adolescente. Entre la cohorte más vieja, las mujeres que tuvieron un hijo en la adolescencia tienen 17 por ciento menos probabilidades de ingresar a educación superior que sus pares que pospusieron la maternidad. El efecto aumenta a 24 por ciento en la cohorte intermedia y a 28 por ciento en la cohorte más joven. En el caso de los hombres, se constata también esta tendencia al recrudecimiento, dado que el efecto es de 13 por ciento para la cohorte más vieja, 20 por ciento en la de edad mediana y 26 por ciento en la cohorte más joven.⁶

⁶ Secundaria, corte más vieja: $-0.15 + -0.09 = -0.24$; cohorte mediana: $-0.11 + -0.16 = -0.27$; cohorte más joven: $-0.16 + -0.03 = -0.19$.
Superior, corte más vieja: $-0.13 + -0.04 = -0.17$; cohorte mediana: $-0.20 + -0.04 = -0.24$; cohorte más joven: $-0.26 + -0.02 = -0.28$.

Tabla 4: Estimaciones de efectos promedio del tratamiento en los tratados (ATT)

	Completar secundaria	Ingresar a superior
<i>Muestra completa</i>		
Fecundidad adolescente	-0.14***	-0.19***
Mujer	0.06***	0.03***
Mujer x fecundidad adolescente	-0.1***	-0.04*
<i>Cohorte 1965-1974</i>		
Fecundidad adolescente	-0.15***	-0.13***
Mujer	0.06***	0.01
Mujer x fecundidad adolescente	-0.09**	-0.04*
<i>Cohorte 1975-1984</i>		
Fecundidad adolescente	-0.11***	-0.20***
Mujer	0.08***	0.04**
Mujer x fecundidad adolescente	-0.16***	-0.04
<i>Cohorte 1985-1994</i>		
Fecundidad adolescente	-0.16***	-0.26***
Mujer	0.03*	0.06***
Mujer x fecundidad adolescente	-0.03	-0.02

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$

Fuente: elaboración propia con base en los datos de la ola 2017 de la encuesta CASEN.

Testeamos la brecha de género en el efecto de la fecundidad adolescente en los dos resultados educativos mediante las interacciones entre el tratamiento y sexo. Las diferencias entre hombres y mujeres en el efecto de la fecundidad adolescente sobre ambos resultados son estadísticamente significativas en la cohorte más vieja, aunque en la cohorte de intermedia las diferencias de género son solo significativas para la probabilidad de concluir la enseñanza secundaria y no para la probabilidad de ingresar a educación superior. En la cohorte más joven, no hay diferencias significativas entre hombres y mujeres en el efecto de la fecundidad adolescente en ninguno de los dos resultados educativos.

CONCLUSIÓN Y DISCUSIÓN

Este trabajo estudia la relación entre fecundidad adolescente y resultados educativos, preguntando por diferencias de género en el efecto de la fecundidad adolescente sobre la probabilidad de concluir la educación secunda-

ria y de ingresar a educación superior en Chile, una vez que se lidia con el problema de la selectividad de la fecundidad adolescente en términos de nivel socioeconómico y estructura familiar de origen, e indaga en potenciales cambios en dichos efectos entre generaciones. Los resultados indican que el efecto de la fecundidad adolescente —menores probabilidades de obtener esos resultados educativos— es en general más grande para las mujeres que para los hombres, pero que la brecha de género ha ido disminuyendo a través del tiempo, a tal punto que en la cohorte más joven no hay diferencias de género significativas en la probabilidad de concluir la secundaria ni acceder a educación superior. De hecho, ya en la cohorte intermedia deja de ser significativa la diferencia de género en la probabilidad de acceder a educación superior.

Estos resultados apuntan a mayor equidad de género, pero en un contexto particular. En Chile, la expansión educativa de las últimas décadas hace que concluir la secundaria sea hoy la norma y haya cada vez mayor acceso a educación superior. Hace sentido que a través del tiempo la magnitud del efecto de la fecundidad adolescente en la probabilidad de concluir la secundaria disminuya para las mujeres —como ha sido sugerido en Rodríguez Ribas (2021)— no solo por la sola ampliación del acceso a este nivel, sino también por políticas públicas que en décadas recientes han facilitado a las madres adolescentes la posibilidad de concluirlo. Entre ellas, desde el año 2000 la ley garantiza el acceso de embarazadas y madres lactantes al sistema escolar, prohibiéndose a los establecimientos negarles el acceso y mandatándose darles la protección y facilidades apropiadas a su respectivo estado (*Ley 19688*). Desde 2018 se extiende ese derecho a los padres estudiantes (*Resolución 193 exenta*) y se mandata a todos los establecimientos educacionales contar con un programa de retención y apoyo a alumnas embarazadas, madres y padres estudiantes. Además, existe un Programa de Apoyo a la Retención Escolar de Embarazadas, Madres y Padres Estudiantes desde la Junta Nacional de Auxilio Escolar y Becas. Por otra parte, desde 2009 existe un Programa de Salud Adolescente desde el Ministerio de Salud, que incluye Salud Sexual y Reproductiva desde 2018. También, se incluyó como meta de la Estrategia Nacional de Salud 2011-2020 disminuir el embarazo adolescente (INJUV y DESUC, 2020). Este contexto de políticas favorables ayuda a entender que la desventaja asociada a fecundidad adolescente en la probabilidad de concluir la secundaria haya disminuido en el tiempo para las mujeres.

Entre los hombres, en cambio, nuestros resultados no dan cuenta de una tendencia a la disminución de la desventaja educativa asociada fecun-

didad adolescente. Aunque el efecto es de menor tamaño si se compara la cohorte más vieja y la intermedia, en la cohorte más joven el efecto vuelve a ser tan grande como, e incluso mayor, al de la cohorte mayor. Varias de las políticas que mencionamos incluyen, al menos teóricamente, a los hombres. Es posible que, pese a ello, los padres adolescentes no se estén beneficiando tanto de ellas, por ejemplo, por un menor uso del programa de salud adolescente que las mujeres. También es posible que la cohorte más joven de padres esté sintiendo más fuertemente la presión de proveer y al mismo tiempo aumentar su involucramiento en la crianza, cosa que sugiere evidencia cualitativa en Chile (INJUV y DESUC, 2020; Sadler and Aguayo, 2006). La presión a proveer podría estar empujando a los padres adolescentes fuera de la escuela y hacia el mercado laboral. Alternativamente, puede tratarse de padres adolescentes que no estudian ni trabajan, configurándose como un grupo de alta vulnerabilidad.

El efecto de la fecundidad adolescente en la probabilidad de ingresar a la educación superior, sin embargo, ha aumentado. Este resultado es algo contraintuitivo considerando el contexto reciente de ampliación del acceso a la educación superior. Para los padres y madres adolescentes en Chile hoy es más fácil terminar la secundaria que ingresar a la educación superior. Creemos que esta dificultad tiene que ver con que el nacimiento temprano de hijos ocurre mayoritariamente *antes* de que los jóvenes tengan la posibilidad siquiera de postular a la educación superior. Los padres y madres adolescentes tenían un lugar en una escuela que, de alguna manera, los retiene ante el embarazo y nacimiento de un hijo. Pero no hay políticas que faciliten el acceso de jóvenes con hijos a la educación superior. El sistema de acceso regular a la educación superior en Chile⁷ es ciego a la condición de maternidad y paternidad adolescente. La situación es un poco diferente si las jóvenes se convierten en madres después de haber ingresado a la educación superior, dado que algunas universidades tienen iniciativas de apoyo, pero estas iniciativas no pueden beneficiar a quienes no han ingresado a la educación superior, que es el resultado educativo que examinamos en este artículo.

Nuestra investigación tiene limitaciones. La muestra con la que trabajamos, a pesar de venir de una de las principales encuestas chilenas, está formada por jefes de hogar, por lo que podríamos estar excluyendo a mujeres

⁷ Para las 30 universidades del Consejo de Rectores de Universidades Chilenas, que son las universidades con más amplia trayectoria en el país, el sistema de acceso es el mismo, y descansa principalmente en los puntajes que los jóvenes obtienen en pruebas estandarizadas de selección universitaria, puntaje que se complementa con sus notas en educación secundaria y su posición en el ranking de la generación de la que se graduaron de la educación secundaria.

y hombres que se convirtieron en padres en su adolescencia y que no eran jefes de hogar cuando los datos fueron recogidos. El embarazo adolescente puede gatillar la formación de un nuevo hogar encabezado por uno de los dos adolescentes; no obstante, existe evidencia de que las madres adolescentes tienden a convivir con sus familias de origen, ya que éstas suelen ser el principal soporte para la crianza (Rodríguez Vignoli, 2005; INJUV y DESUC, 2020). Por consecuencia, cuanto más jóvenes y contemporáneas a la encuesta, las mujeres que han sido madres adolescentes estarían menos representadas en la muestra. Pese a que la representatividad de la muestra puede ser cuestionable, creemos que el objetivo que nos planteamos es relevante (indagar en las diferencias de género que existen en el efecto que tiene la fecundidad adolescente sobre los resultados educativos y averiguar si estas diferencias se han modificado a través del tiempo) y que la base de datos utilizada nos permite responderla de la mejor manera posible, ya que otras bases de datos utilizadas para estudiar el fenómeno en Chile no permiten abordar la pregunta por los cambios entre distintas generaciones.

Además, aunque confiamos en que nuestras estimaciones se hacen cargo de manera adecuada de la selectividad de nivel socioeconómico y de estructura familiar de origen, junto con las otras variables que incluimos en el modelo para la probabilidad de experimentar fecundidad adolescente —etnia, condición de discapacidad, condición de migración, ruralidad y región del país— no contamos con predictores claves de la fecundidad adolescente, como las variables de inicio sexual (edad de iniciación, uso de anticonceptivos), la presión de pares o la religiosidad. Estrictamente, lo que el modelo que estimamos asume es independencia en la asignación del tratamiento (fecundidad adolescente) de los resultados dadas las covariables que pudimos observar (Hernán and Robins, 2020), pero no podemos hacernos cargo de las variables no observadas. Finalmente, la menor frecuencia de la paternidad adolescente podría reflejar subreporte de esta condición y dicho subreporte podría tener implicancias para los ATT que estimamos. Sin embargo, las estadísticas vitales en Chile sugieren que las madres adolescentes tienen hijos con hombres mayores que ellas. Considerando datos de 2018, los últimos disponibles acerca de nacimientos en Chile, solo 30 por ciento de hijos de madres de 19 años o menos tenía un padre también adolescente, de entre 14 y 19 años. En 20 por ciento de los nacimientos a madres adolescentes no se reportó edad para el padre, lo que podría corresponder a padres adolescentes que no están siendo identificados, pero también podría corresponder a padres en rangos superiores de

edad y, de todas maneras, en 45 por ciento de los nacimientos de madres adolescentes se reportó una edad del padre de entre 20 y 29 años.⁸

Creemos que esta investigación hace un aporte importante, tanto al incluir a los hombres en la discusión acerca de fecundidad adolescente como al avanzar hacia estimaciones precisas del efecto de dicho fenómeno en resultados educativos en el contexto latinoamericano. Ciertamente, haber incluido a los hombres abre muchas interrogantes, en particular con lo que ocurre en Chile en la cohorte más joven y la probabilidad de obtener un diploma de educación secundaria ¿Por qué en un contexto de crecientes oportunidades educativas la fecundidad adolescente parece ser más perjudicial para los hombres jóvenes chilenos, a la hora de graduarse de secundaria? Algo similar ocurre con el efecto crecientemente perjudicial de la fecundidad adolescente en el acceso a la educación superior, tanto de hombres como de mujeres. Futuras investigaciones deberían indagar en el tipo de políticas que deberían implementarse para facilitar el acceso de madres y padres adolescentes a este tipo de educación, pero se espera que este estudio al menos muestre que, actualmente, tanto para padres como para madres que tuvieron un hijo en la adolescencia hay límites importantes en las posibilidades de ingresar a este nivel educativo y, consecuentemente, acumular un capital humano que les permite aspirar a un mejor futuro para ellos y sus hijos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Arceo-Gómez, E.O. and Campos-Vázquez, R.M. (2014). “Teenage Pregnancy in Mexico: Evolution and Consequences”. In *Latin American Journal of Economics*, 51(1), pp. 109–146. Recovered at <https://doi.org/10.7764/LAJE.51.1.109>

Bassi, M. and Urzúa, S. (2010). *Educación en Chile: El Desafío está en la calidad*. Banco Interamericano de Desarrollo. Recuperado de https://publications.iadb.org/publications/spanish/document/Educaci%C3%B3n_en_Chile_El_desaf%C3%A1o_est%C3%A1_en_la_calidad.pdf

Berthelon, M. and Kruger, D.I. (2017). “Does adolescent motherhood affect education and labor market outcomes of mothers? A study on young adult women in Chile during 1990–2013”. In *International Journal of Public Health*, 62(2), pp. 293–303. Recovered at <https://doi.org/10.1007/s00038-016-0926-5>

Berthelon, M., Kruger, D.I. and Eberhard, J.P. (2017). “Estimating the effects of teen motherhood in Chile: a family fixed effects approach”. In *Estudios de economía*, 44(1), pp. 5–32. Recovered at <https://doi.org/10.4067/S0718-52862017000100005>

⁸ Cálculos de las autoras en base a la base de nacimientos 1992-2018 del Departamento de Estadísticas e Información en Salud.

Buhr, P. and Huinink, J. (2014). “Fertility analysis from a life course perspective”. In *Advances in Life Course Research*, 21, pp. 1–9. Recovered at <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2014.04.001>

Cano, J.L. (2020). *Adolescent Pregnancy in Latin America and the Caribbean*. Pan American Health Organization. Recovered at <https://iris.paho.org/handle/10665.2/53133>

CEPAL (2002). *Panorama social de América Latina: 2001-2002*. Santiago de Chile: Cepal.

Chevalier, A. and Viitanen, T.K. (2003). “The long-run labour market consequences of teenage motherhood in Britain”. In *Journal of Population Economics*, 16(2), pp. 323–343. Recovered at <https://doi.org/10.1007/s001480200125>

Diaz, C.J. and Fiel, J.E. (2016). “The Effect(s) of Teen Pregnancy: Reconciling Theory, Methods, and Findings”. In *Demography*, 53(1), pp. 85–116. Recovered at <https://doi.org/10.1007/s13524-015-0446-6>

Favara, M., Lavado, P. and Sánchez, A. (2020). “Understanding teenage fertility in Peru: An analysis using longitudinal data”. In *Review of Development Economics*, 24(4), pp. 1217–1236. Recovered at <https://doi.org/10.1111/rode.12648>

Fernández, P. (2014). *Niñez y adolescencia en Chile: Las cifras. Datos estadísticos y principales estudios*. Centro de Estudios de la Niñez. Corporación Opción. Recuperado el 30/03/2023 de <https://www.proacogida.cl/biblioteca/paulina-fernandez-2014/>

Fletcher, J.M. and Wolfe, B.L. (2009). “Education and Labor Market Consequences of Teenage Childbearing: Evidence Using the Timing of Pregnancy Outcomes and Community Fixed Effects”. In *Journal of Human Resources*, 44(2), pp. 303–325. Recovered at <https://doi.org/10.3368/jhr.44.2.303>

Furstenberg, F.F., Brooks-Gunn, J. and Morgan, S.P. (1987). “Adolescent Mothers and Their Children in Later Life”. In *Family Planning Perspectives*, 19(4), p. 142. Available at: <https://doi.org/10.2307/2135159>

Geronimus, A.T. and Korenman, S. (1993). “Maternal Youth or Family Background? On the Health Disadvantages of Infants with Teenage Mothers”. In *American Journal of Epidemiology*, 137(2), pp. 213–225. Recovered at <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a116662>

Hernán, M.A. and Robins, J.M. (2020). *Causal inference: what if*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC. Available at: <https://www.hsph.harvard.edu/miguel-herman/causal-inference-book/>

INE (2018). *Síntesis resultados Censo 2017*. Instituto Nacional de Estadísticas. Recuperado de <http://www.censo2017.cl/descargas/home/sintesis-de-resultados-censo2017.pdf>

INJUV and DESUC (2020). *Evidencia a través de la vivencia: Una nueva mirada en Chile sobre embarazo adolescente. Informe de diagnóstico del embarazo adolescente en Chile*. Instituto Nacional de la Juventud (INJUV). Recuperado de

<https://sociologia.uc.cl/wp-content/uploads/2020/09/libro-embarazo-adolescenc-te-final.pdf>

Johansen, E.R., Nielsen, H.S. and Verner, M. (2020). “Long-Term Consequences of Early Parenthood”. In *Journal of Marriage and Family*, 82(4), pp. 1286–1303. Recovered at <https://doi.org/10.1111/jomf.12634>

Kane, J.B. *et al.* (2013). “The Educational Consequences of Teen Childbearing”. In *Demography*, 50(6), pp. 2129–2150. Recovered at <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0238-9>

Leal, A. and Rolando M., R. (2017). *Acceso a educación en Chile 2017. Análisis de cohortes de egresados de Enseñanza Media 2012 a 2016*. Sistema de Información de Educación Superior. Recuperado de <https://www.mifuturo.cl/estudios-servicio-de-informacion-de-educacion-superior/>

Lee, D. (2010). “The early socioeconomic effects of Teenage childbearing: A propensity score matching approach”. In *Demographic Research*, 23, pp. 697–736. Recovered at <https://doi.org/10.4054/DemRes.2010.23.25>

Ley 19688 (2000). Recovered 25/05/2024 at <https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=173900&idParte=8658280&idVersion=2000-08-05>

Luttges, C. *et al.* (2021). “Pregnant again? Perspectives of adolescent and young mothers who and do not experience a repeat pregnancy in adolescence”. In *International Journal of Qualitative Studies on Health and Well-being* [Preprint]. Recovered 4/06/2024 at <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/17482631.2021.1898317>

Madrid, S. (2006). “Paternidades adolescentes y ordenamiento de género en Chile”. En *Revista Del Observatorio de La Juventud*, 10(3), pp. 40–49. Recuperado de https://www.researchgate.net/profile/Sebastian-Madrid-3/publication/278243122_Paternidades_adolescentes_y_ordenamiento_de_genero_en_Chile/links/557da60508ae26eada8db6e1/Paternidades-adolescentes-y-ordenamiento-de-genero-en-Chile.pdf

Marteletto, L., Lam, D. and Ranchhod, V. (2008). “Sexual Behavior, Pregnancy, and Schooling Among Young People in Urban South Africa”. In *Studies in Family Planning*, 39(4), pp. 351–368. Recovered at <https://doi.org/10.1111/j.1728-4465.2008.00180.x>

Miller, T. (2011). “Falling back into Gender? Men’s Narratives and Practices around First-time Fatherhood”. In *Sociology*, 45(6), pp. 1094–1109. Recovered at <https://doi.org/10.1177/0038038511419180>

MINEDUC (2013). *Serie Evidencias: Medición de la deserción escolar en Chile*. 15. Centro de Estudios MINEDUC. Recuperado el 30/03/2023 de https://centroestudios.mineduc.cl/wp-content/uploads/sites/100/2017/06/A2N15_Desercion_escolar.pdf

Mollborn, S. (2010). “Exploring Variation in Teenage Mothers’ and Fathers’ Educational Attainment”. In *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 42(3), pp. 152–159. Recovered at <https://doi.org/10.1363/4215210>

Moore, K.A. and Waite, L.J. (1977). “Early Childbearing and Educational Attainment”. In *Family Planning Perspectives*, 9(5), p. 220. Recovered at <https://doi.org/10.2307/2134432>

Olavarría, J. (2001) *Y todos querían ser (buenos) padres*. Santiago de Chile: FLACSO.

Olavarría, J. (2005). “¿Dónde está el nuevo padre? Trabajo doméstico: de la retórica a la práctica”. En *Familia y vida privada. ¿Transformaciones, tensiones, resistencias y nuevos sentidos?*, pp. 215–50.

Olavarría, J. (2017). *Sobre hombres y masculinidades: ‘ponerse los pantalones’*. Santiago de Chile: Ediciones Universidad Academia de Humanismo Cristiano.

Pantelides, E.A. (2004). *La fecundidad en América Latina: ¿Transición o revolución? : ponencias del seminario*. Santiago de Chile: CEPAL (Seminarios y conferencias).

Resolución 193 exenta (2018). Recovered 25/05/2024 at <https://www.bcn.cl/ley-chile/navegar?idNorma=1116305>

Ridgeway, G. et al. (2021). *Toolkit for Weighting and Analysis of Nonequivalent Groups. A Tutorial for the R TWANG Package*. Recovered 24/04/2023 at <https://www.rand.org/pubs/tools/TLA570-5.html>

Rodríguez Ribas, C. (2021). “Adolescent pregnancy, public policies, and targeted programs in Latin America and the Caribbean: a systematic review”. In *Revista Panamericana de Salud Pública*, 45, p. 1. Recovered at <https://doi.org/10.26633/RPSP.2021.144>

Rodríguez Vignoli, J. (2005). *Reproducción en la adolescencia: el caso de Chile y sus implicaciones de política*, (86). Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/11072>

Rodríguez Vignoli, J. (2019). *Migraciones internas en Chile, 1977-2017*. 126. Santiago de Chile: CEPAL. Recuperado de https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/45047/S1900995_es.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Rodríguez Vignoli, J., Di Cesare, M. and Páez, K. (2017). *Reproducción temprana: Diferencias entre grandes regiones del mundo al inicio y al final de la adolescencia*. 117. CEPAL. Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/41609>

Rodríguez Vignoli, J. and Roberts P, A. (2020). *El descenso de la fecundidad adolescente en Chile Antecedentes, magnitud, determinantes y desigualdades*. 12. Santiago de Chile: INJUV. Recuperado de <https://www.injuv.gob.cl/sites/default/files/estudioembarazo.pdf>

Rolando M., Salamanca, R. y Aliaga, Q. (2010). *Evolución Matrícula Educación Superior de Chile Período 1990 – 2009*. Sistema Nacional de Información de la Educación Superior. Recuperado de https://bibliotecadigital.mineduc.cl/bitstream/handle/20.500.12365/4609/evolucionmatricula_1990_2009.pdf?sequence=1

Sadler, M. and Aguayo, F. (2006). *Gestación adolescente y dinámicas familiares. Estudio de las “Dinámicas familiares en familias de padres y madres adolescentes”*. Centro Interdisciplinario de Estudios del Género (CIEG), Universidad de Chile. Recuperado de <https://www.crececontigo.gob.cl/wp-content/uploads/2015/11/07-Gestacion-adolescente-y-dinamica-familiar-1.pdf>

Salinas, V. and Jorquera-Samter, V. (2021). “Gender differences in high-school dropout: Vulnerability and adolescent fertility in Chile”. In *Advances in Life Course Research*, 49, p. 100403. Recovered at <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2021.100403>

Santos, H. (2009). *Dinámica de la Deserción Escolar en Chile*. Centro de Políticas Comparadas de Educación. Recuperado el 24/04/2023 de https://d1wqtxts1xzle7.cloudfront.net/53221979/dinamica_desercion-libre.pdf?1495397180=&response-content-disposition=inline%3B+filename%3DDinamica_de_la_Desercion_Escolar_en_Chil.pdf&Expires=1682355077&Signature=Y0VpOoV5IPd5rF-R9nN~Hci5Oqu7vZLRSijih6dT-mSLQSyehiH1ktj-GpSaHc6BIdhZYE8nLeBCKFcp-5Lzy5yHskcN2D2O34IUDBZhbYbLSbr~z-QKX-WJhV0TsE4lp2WxPiDW0w8sJon8~iX9o4JvtVdPy7vYNRUm86~4hm-8GPakEiulj0OknjxRajp1onOQKGWUXWZ4CO~FkSqr9-h2OEdtbZDkoLaJB-dli3JDwFVCoYbAtmOZronXALer8aYJDxpdUDSaU2qMxZjSXeYhoyHIOlod-vJGZveAMWkyB6KWUjYsDAxdIaIG6r2wo0tUFi6eHcFKrCRu91Ka~ied-hw__&Key-Pair-Id=APKAJLOHF5GGSLRBV4ZA

Stuart, E.A. and Rubin, D.B. (2007). “Best Practices in Quasi-Experimental Designs: Matching Methods for Causal Inference”. In *Best Practices in Quantitative Methods*. Osborne, J. Thousand Oaks, Sage Publications, pp. 155–176.

Valdés, X. and Godoy, C. (2008). “El lugar del padre: Rupturas y herencias. Representaciones de la paternidad en grupos altos, medios y populares chilenos”. En *Estudios Avanzados*, 6(9), pp. 79–112.

Waite, L.J. and Moore, K.A. (1978). “The Impact of an Early First Birth on Young Women’s Educational Attainment”. In *Social Forces*, 56(3), p. 845. Recovered at <https://doi.org/10.2307/2577222>

RESUMEN CURRICULAR DE LAS AUTORAS

Pía Barahona Chiappe

Grado académico: Magíster en Sociología de la Pontificia Universidad Católica de Chile (PUC). Afiliación institucional: Investigador asistente en ARPA (CIAE-CMM) de la Universidad de Chile. Líneas de investigación: educación, salud y desigualdad social.

Dirección electrónica: pia.barahona@ciae.uchile.cl

Registro ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4194-7052>

Viviana Salinas Ulloa

Grado académico: PhD in Sociology/Demography, The University of Texas at Austin, USA. Afiliación institucional: Profesora asociada de la

Pontificia Universidad Católica de Chile (PUC). Líneas de investigación: demografía de la familia, salud reproductiva, desigualdad social y análisis comparado.

Dirección electrónica: vmsalina@uc.cl

Registro ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0768-2839>

ANEXO

Tabla A1: Estimaciones de efectos promedio del tratamiento en los tratados (ATT) doblemente robustos, con covariables

Muestra completa	Completar secundaria	Ingresar a superior
<i>Intercepto</i>	-18.84***	-13.05***
Fecundidad adolescente	-0.14***	-0.19***
Mujer	0.06***	0.03***
Año de nacimiento	0.01***	0.01***
Cohorte de nacimiento	0	0.01
Macrozona: Centro	-0.04***	0.05***
Macrozona: Sur	-0.05***	0.04***
Zona: Urbana	0.22***	0.14***
Discapacidad	-0.04*	-0.03*
Inmigrante	0	-0.04
Educación padres: Secundaria incompleta	0.14***	0.13***
Educación padres: Secundaria completa	0.2***	0.22***
Educación padres: Superior	0.19***	0.3***
Familia intacta	0.04**	0.02
Pueblo originario	-0.05***	-0.03*
Mujer x fecundidad adolescente	-0.1***	-0.04*
<i>Cohorte 1965-1974</i>		
Intercepto	-29.28***	-18.47***
Fecundidad adolescente	-0.15***	-0.13***
Mujer	0.06***	0.01
Año de nacimiento	0.02***	0.01***
Macrozona: Centro	-0.03	0.04**

continúa

Tabla A1: Continuación

Muestra completa	Completar secundaria	Ingresar a superior
Macrozona: Sur	-0.05**	0.01
Zona: Urbana	0.27***	0.1***
Discapacidad	-0.02	-0.03
Inmigrante	0.11	0.02
Educación padres: Secundaria incompleta	0.17***	0.11***
Educación padres: Secundaria completa	0.27***	0.22***
Educación padres: Superior	0.22***	0.27***
Familia intacta	0.03	0.01
Pueblo originario	-0.07***	-0.04**
Mujer \times fecundidad adolescente	-0.09**	-0.04*
<i>Cohorte 1975-1984</i>		
Intercepto	-19.03***	-11.27*
Fecundidad adolescente	-0.11***	-0.2***
Mujer	0.08***	0.04**
Año de nacimiento	0.01***	0.01*
Macrozona: Centro	-0.05**	0.07***
Macrozona: Sur	-0.07***	0.08***
Zona: Urbana	0.2***	0.16***
Discapacidad	-0.08*	-0.03
Inmigrante	0	0
Educación padres: Secundaria incompleta	0.15***	0.14***
Educación padres: Secundaria completa	0.22***	0.24***
Educación padres: Superior	0.2***	0.3***
Familia intacta	0.04*	0.01
Pueblo originario	-0.05*	-0.04*
Mujer \times fecundidad adolescente	-0.16***	-0.04
<i>Cohorte 1985-1994</i>		
Intercepto	-0.82	-7.79
Fecundidad adolescente	-0.16***	-0.257***
Mujer	0.03*	0.06***
Año de nacimiento	0	0
Macrozona: Centro	-0.04	0.02
Macrozona: Sur	-0.02	0.05*

continúa

Tabla A1: Continuación

Muestra completa	Completar secundaria	Ingresar a superior
Zona: urbana	0.14***	0.2***
Discapacidad	0	0
Inmigrante	-0.05	-0.1**
Educación padres: Secundaria incompleta	0.1***	0.14***
Educación padres: Secundaria completa	0.09***	0.19***
Educación padres: Superior	0.12***	0.36***
Familia intacta	0.05*	0.056*
Pueblo originario	0	0.02
Mujer x fecundidad adolescente	-0.03	-0.02

*** 0.001 ** 0.01 * 0.05

Fuente: elaboración propia con base en los datos de la ola 2017 de la encuesta CASEN.

Artículo recibido el 01 de junio de 2023 y aceptado el 14 de mayo de 2024