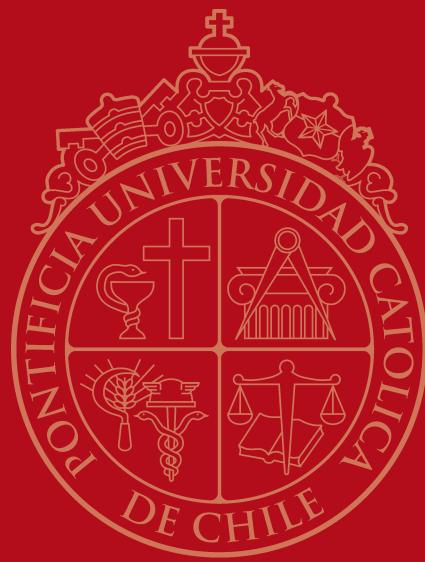


I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A T



T E S I S d e M A G Í S T E R

2016

Educación en Paro: Un Estudio Empírico de la Deserción
Escolar y el Movimiento Estudiantil de 2011 en Chile

María Cristina Riquelme G.



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Riquelme Gajardo, María Cristina

Julio, 2016



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMÍA
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

**Educación en paro: Un estudio empírico de la deserción escolar y el
movimiento estudiantil de 2011 en Chile**

María Cristina Riquelme Gajardo

Comisión

Felipe Aldunate
Emilio Depetris-Chauvin
José Díaz
Francisco Gallego
Jeanne Lafortune
Rolf Lüders
Cassandra Sweet
José Tessada
Gert Wagner

Santiago, julio de 2016

Educación en paro: Un estudio empírico de la deserción escolar y el movimiento estudiantil de 2011 en Chile*

María Cristina Riquelme Gajardo

13 de Julio de 2016

Resumen

Este trabajo estudia los paros escolares producto del movimiento estudiantil del año 2011 en Chile como un shock potencialmente exógeno a la deserción escolar de las estudiantes. Usando registros académicos oficiales a nivel colegio, las estimaciones punto de este trabajo sugieren que los paros aumentaron las tasas de deserción escolar en un 35 % (desde un base de 8.5 %); mientras que las estimaciones a nivel individual implican correlaciones positivas robustas entre los paros y la probabilidad de deserción escolar de los estudiantes que pertenecen a colegios en que existían tasas de deserción previa positivas. Los resultados implican que no hay diferencias sustantivas entre hombres y mujeres, pero si se observa un efecto nulo para estudiantes de enseñanza técnico profesional. Este último resultado sugiere que los días de clase perdidos no son el único mecanismo por el cual el movimiento estudiantil pudo haber afectado la deserción. Las estimaciones también implican que el efecto de los paros en las tasas de deserción fue permanente, de manera que los estudiantes afectados abandonan el colegio de manera definitiva.

*Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Trabajo realizado en el Seminario de Tesis de Magíster EH Clio Lab (Conicyt PIA SOC 1102), Instituto de Economía UC. Quiero agradecer a Emilio Depetris-Chauvin y a Francisco Gallego por su continua guía, disposición y paciencia. Agradezco también a Felipe Aldunate, José Díaz, Jeanne Lafortune, Rolf Lüders, Cassandra Sweet, José Tessada y Gert Wagner por sus comentarios y sugerencias en el desarrollo de este trabajo. Agradezco también a Nicolás Grau por compartir conmigo su base de datos de paros escolares y a José Manuel Belmar por su orientación en el uso de ella. Finalmente agradezco a mi familia y a Tomás por su apoyo incondicional. Cualquier error u omisión es de mi entera responsabilidad. Comentarios y sugerencias a msriquel@uc.cl.

Abstract

This paper studies school's shut-downs due to student's strikes in Chile in 2011 as a potentially exogenous shock to student's school dropout. Using yearly official academic records at the school level, point estimates suggest that strikes increased school dropout rates of 35% (from an 8.5% base); while estimates at individual level imply a robust negative relationship between strikes and individual likelihood to dropout in schools with previous positive dropout rates. These correlations aren't substantively different between men and women, but are null for students from the technical professional track. This last result suggests that school days lost by school's shut-downs are not the only mechanism by which student's strikes may have affected dropout choices. Furthermore, this paper suggests that the effects of the strikes on school dropout rates are permanent rather than transitory, implying that many of the students affected abandon school definitively.

Índice

1. Introducción	5
2. Marco institucional	7
2.1. Sistema educativo y paros escolares en Chile	8
2.2. Datos	9
3. Hechos estilizados	10
4. Metodología empírica	13
5. Resultados	15
5.1. Resultados principales	15
5.2. Efectos heterogéneos	18
6. Conclusiones	20
Referencias	22
A. Apéndice de figuras y tablas	24
B. Resultados adicionales	33
B.1. Resultados de OLS a nivel individual utilizando otras proxies para la probabilidad de deserción previa	33
B.2. Resultados de OLS a nivel individual utilizando proxy de deserción para estudiantes de IVº medio	35

Índice de figuras

1. Dinámica de la deserción según grado escolar.	24
2. Permanencia de la deserción por ciclo.	24
3. Último mes de asistencia para desertores, años 2011 a 2013.	25
4. Relación de deserción y asistencia para colegios con y sin paro.	26
5. Análisis de tendencias paralelas de deserción entre colegios con y sin paro.	27
6. Tasas de deserción en IVº medio asociadas a la Proxy de deserción.	35

Índice de tablas

1. Características de estudiantes de 7º básico a IIIº medio.	28
2. Porcentaje de desertores por situación final respecto a estudiantes totales para 2010 y 2011.	28
3. Resultados estimación diff-in-diff.	29
4. Test de tendencias paralelas en el período 2009 - 2010.	29
5. Efecto del paro en la deserción, con controles.	30
6. Efecto del paro en la deserción de mayor plazo, con controles.	30
7. Efectos del paro en la deserción para subgrupo con información socioeconómica del SIMCE.	31
8. Falsificación del paro para un año anterior.	31
9. Efectos del paro en la deserción escolar: heterogeneidad por sexo y edad.	32
10. Efectos del paro en la deserción escolar: heterogeneidad por tipo de enseñanza.	32
11. Efecto del paro en la deserción, alterntiva a proxy de deserción previa 1.	33
12. Efecto del paro en la deserción, alterntiva a proxy de deserción previa 2.	34
13. Efectos del paro en la deserción escolar, proxy de deserción para IVº medio.	35

1. Introducción

En los últimos 10 años Chile se ha caracterizado por presentar una serie de movimientos estudiantiles, los cuales han buscado influir las decisiones del Gobierno y así exigir mejoras en la calidad de la educación y en sus garantías como estudiantes. Mientras estas manifestaciones generaron beneficios para ellos y para las futuras generaciones de estudiantes¹, no se tiene claridad de los potenciales efectos negativos que pueden conllevar.

Particularmente, este trabajo estudia las movilizaciones del año 2011, que utilizaron los paros de colegios como medida de presión, para estudiar el efecto de un shock exógeno a la asistencia en la deserción escolar. Mientras las tasas de deserción escolar en Chile son bajas respecto a otros países comparables de Latinoamérica², existe evidencia concluyente de que esta conlleva efectos perjudiciales de por vida, ya que tener menos años de educación impacta negativamente en los ingresos, la expectativa de vida y aumenta la probabilidad de encontrarse bajo la línea de la pobreza, de arresto y de encarcelamiento (Angrist y Krueger 1992; Harmon y Walker 1995; Acemoglu y Angrist 2001; Oreopoulos 2007; Lleras-Muney 2001; Lochner y Moretti 2001); al año 2006 un 86% de la población penal en Chile eran desertores escolares (Jiménez 2007).

En esta investigación se estudia cómo los paros estudiantiles pueden incentivar la deserción por medio de afectar la asistencia escolar. Al ser la asistencia escolar una variable clave del sistema educativo chileno, tanto para la entrega de recursos a colegios como por ser un requisito mínimo para ser promovido de grado, los paros afectaron las sendas de inversión óptima en educación de los estudiantes. Este trabajo propone que los paros escolares proveen una fuente de plausible variación exógena a la asistencia por dos razones. Primero, si bien era difícil predecir la existencia del movimiento estudiantil en ese año³ y la utilización de paros como medida de presión⁴, era aún más difícil estimar lo mucho que durarían (en algunos colegios hasta siete meses). Y, segundo, los paros comenzaron al menos 4 meses luego de que se cerraran los procesos de matrícula y, debido al mecanismo utilizado para definir la duración del paro⁵, es poco esperable que estudiantes se seleccionen en colegios con futuros paros o que logren escapar del paro, ya que es incierto si en un nuevo colegio habrá posteriormente un paro.

Así, el presente trabajo contribuye a la literatura sobre los determinantes de la deserción escolar a través de la utilización de una fuente de plausible variación exógena a la asistencia. Utilizando información oficial del sistema educativo chileno y una proxy de la intensidad del

¹El año 2011, el Gobierno rebajó la tasa de interés del Crédito con Aval del Estado, fuente de financiamiento principal para la educación superior, de 5.6% a 2% e inyectó fondos a la educación. Hoy se encuentra en trámite una reforma educacional que busca hacerse cargo de las principales demandas del movimiento.

²Para mayor detalle, ver Bassi et al. (2014).

³El último paro importante en Chile había sucedido en 2006, cinco años antes.

⁴Carta del presidente de la Federación de Estudiantes de la Universidad Católica al Director de “El Mercurio”, en que a mediados de junio llama a la ciudadanía a apoyar los paros: http://www.archivochile.com/Chile_actual/01_mse/1/MSE1_0007.pdf (último acceso 12/07/16).

⁵La duración del paro era una decisión colectiva a nivel colegio, la cual se votaba semanalmente.

paro de colegios, se busca estudiar la relación de los paros con la deserción escolar mediante dos aproximaciones: a nivel colegio, estimar cómo varían las tasas de deserción escolar por medio de una estimación de diferencias en diferencias y, a nivel individual, estimar cómo cambia la probabilidad individual de deserción mediante un modelo de probabilidad lineal que permite que la relación entre paros y deserción sea condicional a la probabilidad de deserción previa.

La estimación puntual mediante diferencias en diferencias a nivel colegio sugiere un efecto en las tasas de deserción escolar, aumentándolas en un 35 %; mientras que a nivel individual, las estimaciones del modelo de probabilidad lineal sugieren que el pertenecer a un colegio en paro se relaciona con un aumento de la probabilidad de desertar de un 15.5 % para los estudiantes de colegio con tasas de deserción positivas. Se encuentra heterogeneidad en los resultados: la correlación encontrada es mayor en las mujeres y nula para los estudiantes de colegios científico humanistas. Los resultados son robustos a la incorporación de controles a nivel colegio y a nivel individual, incluyendo género, vulnerabilidad económica del colegio y diferencias de edad entre compañeros.

Es importante destacar que una relación estadística robusta no implica causalidad. Si la elección de colegios por parte de los estudiantes fuese un proceso aleatorio, y los paros hubiesen sido también designados a cada colegio de manera aleatoria, se encontraría un efecto causal directamente; sin embargo, la elección de colegios por parte de los estudiantes o de sus padres es un proceso complejo y dista de ser aleatorio. El desafío crítico para la estrategia de identificación de este trabajo es que existan características no observables de los estudiantes que estén correlacionadas con una mayor probabilidad de paro, por ejemplo que los estudiantes con peor conducta o con mayor conciencia social se seleccionen en un colegio, haciendo más probable la adhesión al paro; lo que genera dos grupos que no serán comparables. Esto podría generar un sesgo de selección en el análisis a nivel individual, lo que sugiere que las relaciones estadísticas robustas encontradas en este trabajo no se puedan interpretar directamente como efectos causales, sino que como correlaciones. Sin embargo, apoyando la hipótesis de la existencia de un efecto causal de los paros en la deserción, se presentan dos evidencias. En primer lugar, se documenta un comportamiento anormal en la deserción de junio, mes de mayor intensidad de los paros escolares, sólo para los estudiantes de colegios afectados; y, en segundo lugar, se registra un desplazamiento de la distribución de asistencias finales de los desertores escolares afectados por el paro. Ambas piezas de evidencia sugieren que la relación existente entre los paros y el aumento de la deserción no es espuria. La evidencia empírica sugiere además que los paros están correlacionados con un adelantamiento de la deserción en ese año y con una deserción excesiva que fue permanente.

Existen numerosos trabajos que estudian los factores que detonan la deserción escolar y buscan establecer mecanismos de identificación temprana de los futuros desertores⁶. La relación

⁶Balfanz et al.(2007) proponen que la baja asistencia a clases (83 % de los estudiantes con esta característica no se graduarán), reprobar matemáticas o lenguaje (81-82 %) y haber sido suspendido (80 %) son predictores del 60 % de los futuros desertores escolares en Philadelphia. Allensworth y Easton (2007) hacen un estudio similar de los estudiantes de Chicago y encuentran que estudiantes que se ausentan una a dos semanas por semestre tienen una probabilidad 24 % menor de graduarse que sus compañeros que se ausentan menos de una

causal entre inasistencia y deserción escolar ha sido difícil de establecer en la literatura debido a la endogeneidad existente entre ambas (pueden existir variables no observables capturadas en el término de error que afecten a ambas; por ejemplo, la falta de motivación de un estudiante). Este trabajo contribuye a la literatura de determinantes de la deserción escolar al utilizar un shock exógeno a la asistencia para establecer la relación entre asistencia y deserción escolar.

Este trabajo también contribuye a la literatura empírica de paros de profesores, al ser el primer trabajo, a conocimiento de la autora, en evidenciar un patrón sistemático de correlaciones entre los paros de estudiantes y la deserción escolar. Existe evidencia de que los paros de profesores eliminan el efecto inhabilitador del colegio en la criminalidad juvenil (Luallen 2006) y también que afectan negativamente el rendimiento académico (Belot and Webbink 2010; Johnson 2011; Baker 2013; Wills 2014). En este sentido, este trabajo aporta con evidencia de existencia de una relación estadística robusta entre los períodos prolongados sin clases y la decisión de no volver al colegio.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se exponen las principales características del sistema educacional chileno y de los paros escolares, junto con la descripción de los datos a utilizar en este trabajo. En la sección 3 se presentan estadísticas descriptivas que sugieren una relación robusta entre la deserción excesiva de 2011 y los paros escolares. En la sección 4 se detalla la estrategia empírica a utilizar. En la sección 5 se muestran los principales resultados del análisis estadístico y de los tests de falsificación realizados. Finalmente, en la sección 6 se comentan las principales conclusiones e implicancias de los resultados encontrados en este trabajo.

2. Marco institucional

En esta sección se entrega información relevante para el desarrollo de esta tesis. La subsección 2.1 presenta las principales características del sistema educativo y de los paros escolares en Chile. En la subsección 2.2 se exponen los datos a utilizar y sus principales limitaciones.

semana al semestre. También encuentran que estudiantes con bajo desempeño en su colegio anterior al *high school*, pero que tienen una experiencia académica positiva como estudiantes de primer año, tienen el doble de probabilidades de graduarse que un estudiante con un buen récord académico previo, pero que obtuvo malos resultados en su primer año de *high school*, indicando lo clave que son los factores a nivel colegio para la decisión de deserción escolar. Eckstein y Wolpin (1999) estiman un modelo estructural secuencial para las decisiones de trabajo y de asistencia al colegio, encontrando que los desertores escolares tienen menos motivación y menores expectativas en los retornos a la educación, teniendo ventajas comparativas para los trabajos que no requieren graduación escolar. Ellos también concluyen que políticas que no buscan modificar las motivaciones y las expectativas no tendrán mucho impacto en la mejora de logros educacionales.

2.1. Sistema educativo y paros escolares en Chile

La educación formal en Chile es obligatoria hasta los 21 años de edad⁷ y consta de dos ciclos: educación básica (8 grados) y educación media (4 grados). Estos grados tienen un currículo común de contenidos mínimos entre colegios, el cual es definido por el Ministerio de Educación. Desde el año 1980, la educación pública en Chile es administrada por las municipalidades, las que tienen a cargo la operación administrativa para la adecuada impartición de educación dentro de cada comuna⁸. El año lectivo es de 38 semanas⁹, lo que corresponde a entre 190 y 200 días de clases comenzando en marzo y terminando en diciembre. Una de las exigencias para ser promovido al siguiente grado es tener al menos un 85 % de asistencia anual y combinaciones mínimas entre notas de asignaturas y promedio final. El 85 % de asistencia es un requisito mínimo para ser promovido de curso, salvo excepciones de inasistencia debidamente justificada, como en el caso de una enfermedad. El financiamiento de parte del sistema educacional es de subvención a la demanda, con lo que cada colegio (municipal y particular subvencionado) recibe aportes económicos por parte del Estado según el número de estudiantes que asiste diariamente al establecimiento.

Así, la asistencia escolar es importante tanto para los estudiantes como para los establecimientos más dependientes de ayuda económica del Estado. Los paros escolares no solo generan un costo directo a los estudiantes al discontinuar sus estudios debido a la suspensión de clases en sus colegios, lo cual con una probabilidad alta los hará repetir debido al incumplimiento del requisito mínimo de asistencia; sino que además existen efectos colaterales a nivel colegio en forma de disminución de los recursos disponibles. Esto generó que muchas de las administraciones de los colegios estuvieran en contra de los paros. La paralización escolar del año 2011 afectó a al menos a un 12 % de los estudiantes totales del sistema regular chileno y a más del 19 % de los estudiantes que pertenecen al grupo de interés para este estudio, los estudiantes de séptimo básico a tercero medio.

Debido al gran número de estudiantes que se estimaba perderían el año escolar por el requisito de asistencia mínima, el Gobierno ideó una forma para evitar que perdieran el año de manera forzosa con la creación del programa “Salvemos el año escolar”. Este programa ofrecía tres modalidades para poder ser promovidos con mayor probabilidad: continuar las clases en espacios de otro colegio, impartir clases en otros lugares habilitados o bien rendir exámenes finales con estudio personal¹⁰.

⁷Reforma Constitucional, que establece la obligatoriedad y gratuidad de la educación media, Ley 19.876.

⁸Latorre et al. (1991).

⁹Para establecimientos con Jornada Escolar Completa en Chile, Información de la Resolución exenta Número 009657 del Ministerio de Educación.

¹⁰Para poder beneficiarse de este programa, los estudiantes se debían inscribir durante un período acotado definido por el Ministerio de Educación, del 10 de agosto al 1 de octubre.

2.2. Datos

Los datos utilizados en este estudio provienen de diversas fuentes¹¹. Los registros administrativos de matrícula y rendimiento escolar a nivel individual pertenecen al Centro de Estudios del Ministerio de Educación, con lo que se construye el indicador de deserción mediante la comprobación de que cada estudiante continúe en algún colegio del sistema al año siguiente. El índice de vulnerabilidad para los colegios es elaborado por la JUNAEB, mientras que las características socioeconómicas individuales se obtienen de las encuestas a padres realizadas por el SIMCE en distintos años, por lo que no existen registros para todos los estudiantes.

Al no existir un registro oficial de qué colegios estuvieron en paro, se construye una proxy cruzando la base de paros utilizada por Donoso, Grau y Hojman (2016) y los registros del MINEDUC de asistencia y de inscripción al programa “Salvemos el año escolar”. De la base de Donoso, Grau y Hojman (2016) se tiene con certeza la extensión en días de paro para algunos colegios, siendo de 36 días calendario la cota inferior de la extensión de los paros registrados, lo que equivale a un 13.15 % del año escolar. Si bien sería interesante estudiar el efecto de un día adicional de paro en la deserción, se tendría una pérdida no aleatoria de datos (sólo quedarían fuera del análisis los colegios que tuvieron paros, pero que se desconoce su extensión). Esta situación genera un sesgo en los resultados, por lo que se opta por utilizar como proxy de paro una variable dicotómica, independiente de la extensión de este.

Para el análisis de este trabajo, se acotan las unidades de observación a los estudiantes de 7º básico a IIIº medio por dos razones. Primero, debido a que estudiantes más jóvenes tienen menor control sobre sus decisiones académicas por lo que es poco probable que dependa de ellos la decisión de desertar y, segundo, debido a que no es posible medir la deserción para los estudiantes de IVº medio, ya que no existe un registro nacional de graduación escolar disponible al público.

En la tabla 1 se encuentran detalladas las principales características de ambos grupos de estudiantes. El 80.1 % de los estudiantes del grupo de interés pertenecen a colegios que no se afectaron por los paros; estos estudiantes son menores en edad¹², tienen en promedio mejores notas y una mayor asistencia. Los colegios no afectados por el paro tienen proporcionalmente más mujeres, menores tasas de deserción, menor vulnerabilidad y virtualmente no se inscribieron en el programa “Salvemos el año escolar”. Todas las diferencias entre grupos son estadísticamente significativas al 1 % de confianza.

¹¹Los años relevantes para este estudio en términos de matrícula y rendimiento son de 2009 a 2015, debido a que el año 2009 entra en vigencia el Sistema de Información General de Estudiantes (SIGE), haciendo no exactamente comparable los datos con lo de años anteriores al cambio.

¹²Los colegios que pararon eran en su mayoría aquellos con enseñanza media, por lo que aquellos colegios sólo con básica por lo general no presentan paro, disminuyendo el promedio de edad del grupo no afectado por el paro.

3. Hechos estilizados

En esta sección se estudia de manera descriptiva la relación robusta existente entre el movimiento estudiantil y la deserción escolar. Se muestra evidencia sugerente de que el año 2011 fue fuera de lo común en términos de asistencia y de deserción, y se proponen potenciales canales por los que el movimiento estudiantil podría haber afectado las decisiones de abandonar el colegio.

La deserción escolar en Chile presenta características estables en el tiempo, con el año 2011 exhibiendo un comportamiento anormal, observable en la figura 1. A partir de los registros oficiales se calcula que ese año más de 117.800 estudiantes abandonaron el colegio, mientras que la tendencia en otros años es algo superior a 95.300; este año presenta un aumento de más del 23 %. Este es un número inmenso: un colegio promedio en Chile tiene 490 estudiantes, por lo que los estudiantes que en 2011 abandonan por sobre la tendencia son un número similar a los estudiantes que perdería el sistema si se cierra un colegio cada semana del año.

En la figura 1 se muestra la tasa de deserción escolar por grado para los años 2009 a 2013. En ella se observa que la tasa de deserción es creciente en el grado escolar, mostrando una aceleración en el crecimiento a partir de 7º básico y siendo el mayor crecimiento de tasas el existente entre 8º básico y Iº medio, coincidente con el cambio de ciclo escolar. De esta figura también se desprende que el año 2011 presenta un aumento importante por sobre la tendencia para los cursos más grandes (de 7º en adelante) y que en los años posteriores a 2011 las tasas de deserción parecen volver a su nivel natural.

La deserción escolar no solo es mayor, también es más permanente en los grados mayores. En la figura 2 se muestran las tasas de deserción escolar para la educación básica agrupada según ciclo (los cuatro grados menores y los cuatro mayores) y para la media, según el tipo de enseñanza. En la figura se observa que, coherentemente con la figura 1, mayores grados presentan mayores tasas de deserción, siendo la deserción para estos grados además mucho más permanente, puesto que mientras un 42 % de los estudiantes del primer ciclo básico vuelven a incorporarse al año siguiente de haber desertado, para el segundo ciclo básico la reincorporación es de un 25 %. Para la educación media la permanencia de la deserción se agudiza, retornando al sistema un 5.9 % de los desertores de educación científico humanistas y un 3.8 % de los desertores de educación técnico profesional. De mantenerse estas magnitudes, se espera que por cada 100 estudiantes que entran a primero básico terminen cuarto medio unos 73 estudiantes¹³.

El paro escolar no afecta únicamente el aprendizaje los días en que el colegio está sin clases, sino también los días en que estas se reinician. Los profesores tienen que comenzar repitiendo algo de las lecciones anteriores para contextualizar a los estudiantes y los contenidos pendientes tendrán que cubrirse a mayor velocidad y menor profundidad durante el año escolar restante o dejar contenidos sin cubrir, afectando el interés y el aprendizaje adecuado de los

¹³Este número excluye del cálculo las tasas de deserción de 2011, por lo que es una estimación más conservadora.

estudiantes, lo que disminuye el beneficio marginal de reincorporarse a clases. Además, la inasistencia escolar genera un espacio para comenzar actividades incompatibles con el regreso a clases, como trabajar o desarrollar conductas riesgosas debido a la baja supervisión de adultos, como son la paternidad adolescente o la criminalidad.

Un canal por el cual el movimiento estudiantil puede haber afectado la deserción escolar es mediante la asistencia. Es necesario verificar que los paros efectivamente generan modificaciones en la asistencia escolar en los colegios previamente identificados como afectados. Una primera evidencia de esto es que existe un cambio en la distribución del último mes en que asisten a clases los desertores escolares respecto a años posteriores¹⁴, lo cual se observa en la figura 3. Los colegios con paro ven modificada su asistencia: un porcentaje importante de los estudiantes que abandonarán sus estudios van por última vez al colegio en junio, mes en que comenzaron con fuerza las tomas y paros. Este “efecto junio” solo existe para los estudiantes de colegios en paro en el año 2011 y sugiere que los paros se relacionan de manera robusta con la deserción. Junio es el último mes de asistencia para el 23 % de los desertores de colegios con paro en 2011, los que deciden no volver al reanudarse las clases ni al año siguiente.

Una segunda evidencia respecto de que los paros efectivamente modificaron la asistencia escolar, se encuentra al observar la distribución de asistencia final de los desertores escolares entre colegios con y sin paro, para 2011 y para 2010. Esto se presenta en la figura 4, en que se observa que la distribución de asistencia para los desertores de colegios sin paro no presenta cambios importantes en el tiempo, mientras que para desertores de colegios con paro la distribución se mueve hacia la izquierda, generando que los desertores tengan una menor asistencia final en el año de los paros, lo cual es consistente con el paro como un shock a la asistencia.

Al afectar los paros escolares la asistencia, afectan también la probabilidad de repitencia debido a la política de 85 % de asistencia mínima. Al corresponder 36 días en paro a un 13.15 % del calendario escolar, se dejan máximo 4 días de inasistencia adicional para cumplir el requisito de asistencia para la promoción, no obstante 36 días es la extensión mínima de paro registrado. Esta situación genera que los estudiantes que pertenecen a colegios que estuvieron en paro con una probabilidad importante son forzados a repetir de curso. En la tabla 2 se muestra la composición de la situación final reportada por los colegios de los jóvenes que desertan para los años 2010 y 2011. Los desertores escolares tienen tres posibles *status*: pueden haber sido promovidos, pueden haber sido reprobados o pueden haber abandonado el colegio antes de las evaluaciones finales, por lo que no son evaluados (desertores tempranos)¹⁵. De la tabla se desprende que los desertores repitentes en colegios sin paro aumentan en un 1 %, mientras que en colegios con paro aumentan en un 43 %. Esto es consistente con que la inasistencia excesiva producto de los paros cause una repetición de curso detonante de la decisión de abandonar el colegio.

¹⁴El marco de comparación ideal hubiese sido comparar con años anteriores; sin embargo, la asistencia mensual a nivel individual solo se reporta desde 2011.

¹⁵Un desertor temprano puede aparecer calificado como aprobado o reprobado, puesto que la situación final es otorgada por su profesor. Esto corresponde a una cota inferior en la proporción de desertores tempranos.

La evidencia anterior sugiere que los costos impuestos por los paros son discontinuos. A algunos les da una ventana temporal para desencantarse con el colegio, pero a otros además les impone un año adicional para terminar sus estudios, aumentando los costos de educarse y postergando en al menos un año el comenzar a recuperar la inversión. Ambas fuerzas disminuyen la educación óptima a alcanzar que, en caso de ser inferior a la actual, provoca que lo óptimo sea abandonar el colegio. La repetición es un determinante importante de la deserción escolar: Dee et al. (2016) encuentran que al eliminarse la posibilidad de manipulación de los puntajes del examen para graduarse del estado de Nueva York, la tasa de graduación hubiese sido 1.2 puntos porcentuales menor, puesto que los estudiantes que dejan de ser aprobados al eliminarse la manipulación son obligados a repetir cursos, lo que los incentiva a abandonar el colegio. En este contexto se enmarca este estudio, así como la eliminación de la manipulación de puntajes supuso un “empujón” a la deserción, los paros también pueden haber supuesto un empujón que provocó que muchos estudiantes que no tenían decidido desertar, lo terminen haciendo.

Un mecanismo alternativo por el cual el movimiento estudiantil podría haber afectado la deserción de los estudiantes es mediante la entrega de nueva información. Es posible que por medio de la cobertura en los medios de comunicación e instancias como marchas, los estudiantes hayan actualizado sus creencias respecto a qué tan rentable es la inversión en capital humano mediante educación escolar en Chile. No hay un único sentido obvio del efecto; algunos pueden haber aprendido que la educación en Chile era de una calidad inferior a lo que creían, por lo que disminuyen sus beneficios esperados generando incentivos a disminuir los años de educación óptima; otros pueden haber aprendido que la educación es clave para mejores condiciones de vida, aumentando los beneficios marginales esperados de educarse y generando incentivos a no desertar. Esta nueva información no estaría restringida solo a estudiantes de colegios en paro, por lo que el efecto encontrado mediante la utilización de los paros en la deserción será neto de los efectos de la nueva información.

4. Metodología empírica

En esta sección se exponen las estrategias de identificación utilizadas para estimar el efecto de los paros en la deserción escolar. Se estudia el impacto en dos márgenes; mediante una aproximación de diferencias en diferencias se estudia el efecto en las tasas de deserción a nivel colegio y luego mediante OLS se estudia el impacto de los paros en la decisión individual de abandono escolar.

Para estudiar el efecto del paro en las tasas de deserción escolar, se utiliza un enfoque de panel con estimaciones de diferencias en diferencias para tres períodos 2009, 2010 y 2011, buscando estimar los efectos a nivel agregado por colegio del paro escolar en la deserción de los estudiantes el año 2011. El modelo a estimar es:

$$TasaDeserción_{j,t} = \alpha + \beta_1 Paro2011_{j,t} + \gamma_j + \tau_t + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

donde los subíndices j y t denotan colegio y año respectivamente. La variable dependiente $TasaDeserción_{j,t}$ es la proporción de estudiantes en el colegio j cuyo último año de matrícula fue t . Las variables γ_j y τ_t son efectos fijos a nivel colegio y año respectivamente. El coeficiente de interés es β_1 , que corresponde a $Paro2011_{j,t}$, la interacción entre una dummy del año 2011 y la proxy de paros. $\epsilon_{j,t}$ es el error que en este modelo se permite que correlacione arbitrariamente intra-colegios, por lo que se estiman los errores estándar utilizando clusters a nivel colegio. Se estiman también dos variaciones para $TasaDeserción_{j,t}$: $TasaDeserción_{j,t}(2)$ y $TasaDeserción_{j,t}(3)$. $TasaDeserción_{j,t}$ considera solo la tasa de deserción a un año, mientras que $TasaDeserción_{j,t}(2)$ es el porcentaje de estudiantes que, habiendo desertado un año, al siguiente tampoco vuelven; y $TasaDeserción_{j,t}(3)$ es análoga considerando si ya han pasado tres años y aún no regresan.

Para que el análisis de diferencias en diferencias sea una estrategia válida para capturar el efecto parcial del paro en las tasas de deserción escolar, debe ser cierto que en ausencia del shock de paros, las tendencias de las tasas de deserción hubiesen sido paralelas. En la siguiente sección se realiza un test para comprobar que las tendencias de las tasas de deserción pre-paros hayan sido paralelas entre los años 2009 y 2010. La figura 5 presenta un análisis gráfico para las tasas de deserción a distinto plazo. En ella no se observan grandes diferencias en las tendencias entre grupos, por lo que el supuesto de tendencias paralelas no se ve particularmente amenazado, sin embargo, en la sección siguiente se presentará un test formal.

Para estudiar el efecto del paro en la deserción escolar a nivel individual, se utiliza un modelo de probabilidad lineal. El modelo a estimar es:

$$Deserta_{i,j,c} = \alpha + \beta_1 Impulso + \beta_2 Tasa_j + \beta_3 Paro_j + \gamma X_{i,j} + \lambda_c + \epsilon_{i,j,c} \quad (2)$$

donde los subíndices i , j y c denotan individuo, colegio y comuna respectivamente. La variable

dependiente $Deserta_{i,j,c}$ es una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo i que asiste al colegio j en la comuna c , el año 2012 no vuelve a matricularse. La variable $Tasa_j$ es la tasa de deserción del colegio j para el año 2010, como una proxy de la probabilidad ex-ante que el individuo i tiene de desertar. $Paro_j$ es una variable binaria que toma el valor 1 si el colegio estuvo cerrado en adhesión al movimiento estudiantil. $Impulso_j$ es una variable que representa la interacción de $Tasa_j$ y $Paro_j$; esta interacción permite que el efecto del paro sea distinto condicional en qué tan probable era que abandonara el colegio¹⁶, lo cual se aproxima con la tasa de deserción del colegio al que asiste.

Entonces, el efecto parcial del paro en la probabilidad de deserción es:

$$\frac{d Deserta_{i,j,c}}{d Paro} = \beta_3 + \beta_1 Tasa_j \quad (3)$$

Se espera que este efecto parcial sea positivo, de modo que ser afectado por los paros prediga una mayor probabilidad de deserción. Esta especificación permite separar el efecto del paro en dos componentes: β_3 , un efecto directo al nivel de la probabilidad de deserción y $\beta_1 Tasa_j$, un impulso adicional percibido sólo por los estudiantes vulnerables a la deserción¹⁷. Este impulso es creciente en la probabilidad de deserción previa (cuya proxy es $Tasa_j$); así, permite que los estudiantes con distinta probabilidad de deserción ex-ante sean afectados por el paro de forma distinta. Es de esperar que el parámetro de interés, β_1 , sea positivo, de manera que los estudiantes vulnerables a la deserción reciban un “empujón” adicional, que genera que no vuelvan al colegio

$X_{i,j}$ es un vector de controles a niveles individual y colegio que pueden afectar la decisión de deserción: sexo, vulnerabilidad económica de los estudiantes del establecimiento y ser relativamente mayor que el promedio de edad para el grado en que se encuentra el estudiante. λ_c es un efecto fijo a nivel comuna, debido a que la operación y los recursos de los colegios dependen de la municipalidad en la que se localiza el colegio. La incorporación de este efecto fijo es muy relevante, ya que permite explotar la intensidad del efecto del paro entre colegios de la misma comuna, de manera de controlar por características geográficas e institucionales que podrían correlacionar con el paro escolar como, por ejemplo, tener mejor acceso al transporte público para participar en las marchas o tener un alcalde que presente una gran oposición a los paros. Así, los efectos encontrados pueden interpretarse como el efecto del paro para dos colegios de la misma comuna, pero que se diferencian en que uno tuvo paro y el otro no. $\epsilon_{i,j,c}$

¹⁶Se modela el impacto permitiendo que el paro afecte la deserción condicional en qué tan probable era que abandonara el colegio en un principio, de manera que la relación entre paros y deserción pueda ser distinta entre estudiantes con mayor probabilidad de deserción previa. Esto se ha documentado para otras márgenes: Wills (2014) estudia el efecto causal de los paros de profesores en Sudáfrica en los logros académicos de los estudiantes, encontrando un efecto negativo en el rendimiento; sin embargo, el efecto de los paros es más importante para los estudiantes con peor desempeño académico inicial.

¹⁷Para efectos de esta tesis, se utilizan los términos “estudiantes vulnerables a la deserción” y “estudiantes al margen de desertar” para referirse a aquellos estudiantes que pertenecen a colegios con tasas de deserción positivas. En estos colegios es más común que los estudiantes deserten, por lo que para ellos desertar es una alternativa más plausible que para los estudiantes de colegios sin deserción. Así, la vulnerabilidad a la deserción, previa al año de los paros, es aproximada por la tasa de deserción de sus colegios.

es el error que en este modelo se permite que correlacione arbitrariamente intra-colegios, por lo que se estiman los errores estándar utilizando clusters a nivel colegio. Se estiman también dos variaciones para $Deserta_{i,j,c}$: $Deserta_{i,j,c}(2)$ y $Deserta_{i,j,c}(3)$. $Deserta_{i,j,c}$ considera solo si desertan un año después, mientras que $Deserta_{i,j,c}(2)$ toma el valor 1 solo si dos años después aún no vuelve a matricularse y $Deserta_{i,j,c}(3)$ es análoga considerando si ya han pasado tres años y aún no regresa.

Para que el OLS a nivel individual de corte transversal sea una estrategia válida para capturar el efecto parcial del paro en la probabilidad de deserción individual, debe ser cierto que no hayan características sistemáticas distintas entre estudiantes de ambos colegios, de manera que la variable paro no muestre significancia en años de ausencia del shock de paros. En la siguiente sección se realiza un test de falsificación para comprobar que en el año 2010, antes de que ocurrieran los paros, la dummy paros no es significativa para explicar la deserción.

5. Resultados

En esta sección se muestran los resultados de las estimaciones empíricas del efecto de los paros escolares en la deserción escolar. En la subsección 5.1 se presentan las estimaciones tanto a nivel colegio como a nivel individual y tests de falsificación asociados a cada una de ellas, se utiliza también una submuestra de la población con información socioeconómica para estudiar los posibles sesgos de la exclusión de estas variables en el modelo general. Adicionalmente, en la subsección 5.2 se estudian posibles efectos heterogéneos de los paros según sexo, edad y tipo de enseñanza.

5.1. Resultados principales

En la tabla 3 se encuentran los resultados de la estimación de diferencias en diferencias para la ecuación (1). De la primera columna se desprende que colegios que estuvieron en paro durante 2011 vieron aumentar en 3 puntos porcentuales su tasa de deserción escolar a un año, lo cual, al considerar que la tasa de deserción promedio para esos colegios era de un 8.5 %, representa un aumento de un 35.3 %. De las columnas (2) y (3) se obtiene que el efecto de los paros en la deserción tuvo un importante componente permanente, puesto que la deserción a mayor plazo también tuvo un aumento positivo y significativo de al menos 2.4 y 2.5 puntos porcentuales, el que, sobre una media de 7.4 % (tanto para $TasaDeserción_{j,t}(2)$ y (3) en 2010), implica un aumento de la deserción de mediano plazo de 32.4 % para los colegios que estuvieron en paro. Como se mostró en la figura 2, para el grupo de interés la deserción es muy permanente, por lo que los estudiantes que luego de 3 años aún no regresan, difícilmente lo harán más adelante. Así, el paro aumenta en un 35.3 % las tasas de deserción de corto plazo, pero es un 32.4 % el aumento en la tasa de deserción definitiva.

Para respaldar la validez de estos resultados, se testea el supuesto de tendencias paralelas. Al no poderse observar un contrafactual, se testea si las tasas de deserción de cada grupo se movían en bloque *antes* del paro, entre los años 2009 y 2010, respaldando así el supuesto de tendencias paralelas. La tabla 4 presenta los resultados del test los que, si bien no son cero, son económicamente mucho menores (el efecto encontrado para el año 2011 es seis veces la magnitud de la pre-tendencia encontrada) y tienen los mismos errores estándar, no siendo estadísticamente significativos al 5 % de confianza, lo que sugiere que antes de los paros las tasas de deserción escolar se movían en conjunto. Esto entrega confianza en el supuesto de tendencias paralelas, por lo que el aumento en las tasas de deserción encontrado en la tabla 3 se puede interpretar como un efecto del paro.

En la tabla 5 se presentan los resultados de la estimación del modelo de probabilidad lineal de la ecuación (2) y su variación a la incorporación de controles que, según la literatura, pueden influenciar el abandono escolar. La estimación puntual del parámetro que acompaña a Impulso, que corresponde al impacto adicional a la deserción percibido por los estudiantes al margen de desertar, es robusto a la adición de nuevos controles, positivo y significativo al 1 % de confianza, con un valor de entre 0.154 y 0.174. Llama la atención que el coeficiente de Paro en las primeras tres columnas sea no significativo, lo que sugiere que el canal por el que se transmiten los paros es fuertemente condicional a la vulnerabilidad a la deserción preexistente. Los controles que se añaden al modelo son Sexo, el Índice de Vulnerabilidad Escolar del Sistema Nacional de Asignación con Equidad¹⁸ y la variable Sobre-edad¹⁹, que captura qué tan mayor es el estudiante respecto a la edad esperada para el grado que cursa. Las correlaciones entre los controles y la deserción es la esperada según la literatura: se encuentra que ser mujer está asociado a una menor probabilidad de desertar, mientras que una mayor vulnerabilidad económica y ser muy mayor para el grado la aumentan. Existe evidencia empírica de que tener una edad mayor al promedio del curso está relacionado con una mayor deserción por al menos dos razones: la diferencia de edad ocasiona tener menos en común con los compañeros, generando una menor motivación por asistir al colegio, y el ser mayor que los estudiantes promedio del grado indica que no tuvo un desarrollo escolar regular: inició de manera tardía la educación formal, ha tenido interrupciones en su educación en el pasado o ha repetido de curso (Roderick 1994; Mac Iver y Mac Iver 2010; Sabates et al. 2011).

En la tabla 5, la columna (4) captura el efecto de los paros neto de los controles que también afectan la deserción, siendo a la vez la estimación puntual más conservadora. Esta estimación sugiere, como se esperaba, que los paros escolares están relacionados con un aumento de un 15.4 % en la probabilidad de deserción de los estudiantes vulnerables a la deserción. Mientras que la menor probabilidad de deserción previa a los paros para colegios que adhirieron es de 0 %, la máxima alcanza un 32 %, por lo que la diferencia del impacto entre estudiantes

¹⁸El Índice de Vulnerabilidad Escolar (IVE) es una medición realizada cada marzo del porcentaje de estudiantes vulnerables matriculados en los establecimientos educacionales subsidiados por el Estado, permitiendo la clasificación y jerarquización de escuelas. Más información sobre la construcción de este índice se encuentra en Céspedes et al. (2005).

¹⁹El término sobre-edad utilizado en esta tesis es una traducción para una palabra inglesa que no existe en la RAE: overage, que quiere decir *excede la edad esperada*.

de colegios con máxima y mínima deserción previa es de 4.93 puntos porcentuales, correspondiendo al “empujón” recibido al ser muy vulnerable a la deserción. Este aumento en la probabilidad de deserción es en promedio de 0.61 puntos porcentuales adicionales, por lo que el efecto parcial del paro es de 0.62 puntos porcentuales.

En la tabla 6 se muestran las estimaciones para el mismo modelo, con la variable dependiente ahora reflejando deserción escolar a mayor plazo. La variable dependiente para las columnas (1) y (2) es una variable binaria que toma el valor 1 si, condicional en haber desertado el año 2011, el año 2013 aún no retorna al colegio. La variable dependiente para las columnas (3) y (4) es análoga, tomando el valor 1 si condicional en haber desertado el año 2011 y el año 2013 no haber vuelto, el año 2014 aún no retorna al colegio. Las columnas (2) y (4) presentan los resultados con controles, siendo equivalentes en interpretación a la columna (4) de la tabla 5. En ella se observa que las estimaciones son bastante estables a la adición de controles y que las estimaciones puntuales, condicional en los mismos controles, son bastante similares entre ambas mediciones de plazo de la deserción escolar. De este ejercicio se extrae que la asociación entre paros y la deserción de alumnos vulnerables fue más importante en el corto plazo que a plazos más largos; sin embargo, sugiere que esta asociación presenta un componente altamente permanente, lo cual es consistente con la hipótesis del paro como catalizador no solo de deserciones temporales, sino también de deserciones definitivas del sistema escolar formal.

Existen factores socioeconómicos que pueden también determinar la decisión de desertar, por lo que, con el fin de complementar el análisis, se realiza un ejercicio paralelo para una submuestra con información socioeconómica conseguida por distintas olas de cuestionarios de padres del SIMCE para ver cómo afectan los estimadores encontrados en la tabla 5. Al hacer esto se reducen las observaciones de estudiantes, puesto que no todos han rendido el SIMCE alguna vez o particularmente no han contestado el cuestionario de padres. Los supuestos claves para que estas estimaciones entreguen estimadores válidos son que: uno, las características socioeconómicas de los estudiantes sean altamente invariables en el tiempo, de modo que la información recolectada en un SIMCE años antes siga siendo válida tiempo después y, dos, que la información faltante de los estudiantes sin cuestionario de padres sea aleatoria. La primera no es tan cuestionable, ya que las variables utilizadas son el número de libros de lectura en el hogar (sin considerar los textos escolares) y el máximo nivel educacional alcanzado por la madre, ambas con una alta inercia en el tiempo. Sin embargo, la segunda es más difícil de aceptar, ya que sería violada si, por ejemplo, los padres menos preocupados de los estudios y/o deserción de sus hijos fueran justamente los que no contestan las encuestas, generando un sesgo en las estimaciones. Esta submuestra es bastante grande, correspondiendo a un 74.5 % de los estudiantes de 7º básico a IIIº medio de todo el sistema educativo.

Las variables Libros y Educación de la madre se encuentran reportadas por tramos, por lo que se incorporan al modelo como dummies. Utilizando la columna (3), que incluye ambos controles, y siendo de 5.32 % la probabilidad ex-ante de deserción promedio para este subgrupo de estudiantes con información socioeconómica, el impulso extra para los estudiantes vulnerables fue de 0.67 puntos porcentuales, bastante similar al encontrado sin considerar variables socioeconómicas (0.61 puntos porcentuales), lo que sugiere que los paros escolares

están relacionados con un aumento en la probabilidad de deserción de un 12.6 %, ligeramente inferior al encontrado en el modelo sin considerar estas variables socioeconómicas (15.4 %). Así, el impulso adicional para los estudiantes de colegios con mayor deserción de la muestra, que también es 32 %, alcanza los 4 puntos porcentuales adicionales. Estos resultados podrían indicar que las estimaciones de la tabla 5 podrían estar sesgados levemente hacia abajo debido a la no incorporación de variables socioeconómicas familiares; sin embargo, siguen siendo muy similares a las estimaciones puntuales en la tabla 7, por lo que las conclusiones obtenidas probablemente no serían muy distintas.

A modo de test para poder establecer una relación causal entre los paros y el aumento de la deserción escolar, se regresiona la ecuación (2) para el año 2010, año en que no hubo paros. La idea es que los paros escolares no tendrían por qué afectar la deserción escolar un año antes de que ocurran, por lo que si existe un efecto significativo al hacer esta falsificación, sugeriría que los colegios con paros tienen algunas características distintas que los hacen más proclives a la deserción que están siendo capturadas con la dummy de paros, lo que hace que los grupos no sean comparables e impide hablar de causalidad directamente. La tabla 8 muestra los resultados para este test. En la columna (1) se observa que se encuentra una correlación significativa entre los paros y la deserción escolar para el año 2010. Esto genera que, aún siendo el efecto encontrado para el año 2011 un 90 % mayor, no sea posible argumentar causalidad, por lo que las relaciones encontradas en este trabajo al estudiar la deserción a nivel individual son correlaciones²⁰. Las correlaciones encontradas en esta tesis corresponden al primer patrón sistemático registrado de correlaciones entre los paros de estudiantes y una mayor deserción escolar.

En el anexo B se presentan resultados adicionales, particularmente estimaciones para probar que la robustez de las relaciones estadísticas encontradas no es condicional en la forma de aproximar la vulnerabilidad a la deserción previa, la variable Tasa. Se presentan resultados equivalentes a los de la tabla 5 sin que el sentido de la correlación cambie y siendo estadísticamente significativos también al 1 % de confianza

5.2. Efectos heterogéneos

En esta subsección se estudian posibles efectos heterogéneos en el impacto del paro en un modelo de probabilidad lineal para distintos subgrupos de estudiantes. Se estima la ecuación (2) agrupando por sexo y por mayoría de edad²¹ y luego por tipo de enseñanza, científico humanista y técnico profesional.

Dos características individuales que podrían afectar la magnitud del impulso adicional a la

²⁰Es relevante señalar que el hecho de que la especificación aquí presentada no pase un test de falsificación no descarta por completo una relación causal entre los paros y la deserción escolar, por lo que es posible que con otra estrategia empírica sí se pueda establecer un efecto causal limpiamente a nivel individual.

²¹Se consideran mayores de edad a aquellos estudiantes que al 30 de abril de 2011, fecha de publicación de los registros oficiales de matrícula, ya tienen cumplidos 18 años.

probabilidad de deserción son la mayoría de edad y el género. La mayoría de edad debido a que facilita el encontrar trabajo y el sexo del estudiante puesto que existen casos de estudiantes que quedaron embarazadas durante la época de paros y tomas en los colegios, lo cual genera incentivos a abandonar los estudios. En la tabla 9, las columnas (1) y (2) muestran los resultados de este ejercicio para hombres y mujeres por separado. Las estimaciones sugieren que la relación entre paros y deserción es más fuerte para las mujeres: tanto en nivel como en el impulso adicional, las mujeres aumentan su probabilidad de deserción por sobre el aumento para los hombres. Esto sugiere que las mujeres son más perjudicadas que sus compañeros en colegios con paro, teoría que es consistente con un embarazo adolescente; sin embargo la diferencia entre ambas estimaciones no es estadísticamente significativa. De las columnas (3) y (4) se desprende que efectivamente el paro opera por distintos mecanismos si los estudiantes son mayores de edad, ya que en este caso no reciben el impulso condicional en la tasa de deserción de sus colegios, sino que afecta directamente en el nivel de su probabilidad de deserción. Los estudiantes mayores de edad en colegios con paro aumentan en 11.1 puntos porcentuales la probabilidad de deserción, un aumento de un 280 % por sobre la tasa de deserción previa del colegio promedio (3.92 %). Esto puede explicarse al menos por dos razones: una mayor facilidad relativa para incorporarse al mercado laboral y un menor enganche con el colegio debido a haber cruzado el umbral de la mayoría de edad.

Finalmente, en la tabla 10 se muestran los resultados de las regresiones separados según tipo de enseñanza. Se observa en la columna (1) que, para los estudiantes de colegios técnico profesionales, el paro no tiene efectos significativos en la deserción, mientras que en la columna (2) se observa que para los estudiantes de colegios científico humanistas el efecto del impulso adicional es importante puesto que, con una deserción promedio de 4.55 % para este grupo, el impulso adicional aumenta la probabilidad de deserción en 0.87 puntos porcentuales, aumentando en un 19.2 % promedio su probabilidad de desertar. Una explicación plausible es que a cada grupo lo afectan de manera distinta los mecanismos propuestos debido al enfoque de su enseñanza: puede ser que para un estudiante científico humanista la inasistencia y la repitencia son la principal fuerza que lo desengancha de sus estudios generando deserción; no obstante, para un estudiante técnico profesional puede ser más relevante un cambio de creencias respecto a la calidad de la educación, de modo que independiente de si su colegio se va o no a paro él decide abandonar sus estudios y empezar a trabajar. Este argumento es coherente con la principal diferencia entre los tipos de educación media: la técnico profesional es mucho más práctica y sus estudiantes aprenden oficios para incorporarse en el mercado laboral si desean no seguir estudiando después de la educación media.

En el anexo B se presentan resultados adicionales, particularmente estimaciones para una proxy de la deserción de los alumnos de IVº medio. Este ejercicio también presenta una correlación positiva, aunque no condicional a la vulnerabilidad, entre los paros y la deserción en el año 2011.

6. Conclusiones

Este trabajo aporta a la literatura económica de paros de colegio al ser el primer trabajo en evidenciar un patrón de correlaciones positivas robustas entre los paros de estudiantes y la deserción escolar en Chile. Se proponen dos mecanismos por medio de los que el movimiento estudiantil podría afectar la decisión de abandonar el colegio: los paros escolares, los que afectan la asistencia y el enganche escolar; y la nueva información, la que podría afectar las creencias sobre los beneficios de la educación escolar en Chile. La relación encontrada entre paros y deserción escolar es robusta a la incorporación de diversos controles; sin embargo, no es posible descartar que existan características no observables que causen esta asociación estadística. Para apoyar la hipótesis de un efecto directo, se presenta evidencia sugerente de que los paros disminuyeron la asistencia final de los desertores en colegios con paro; y de un cambio inusual en la decisión del último mes de asistencia a clases, aumentando en 20 puntos porcentuales la proporción de estudiantes que desertan en junio, mes con la mayor intensidad de paros, situación que no sucede en colegios sin paro, ni tampoco en colegios afectados por los paros en otros años.

Utilizando datos oficiales de rendimiento y matrícula y una proxy de la intensidad de paros como una fuente de plausible variación exógena a la asistencia, se encuentra mediante una aproximación de diferencias en diferencias a nivel colegio un impacto en las tasas de deserción de 3 puntos porcentuales, lo que representa un aumento de un 35.3 %. Se realiza un test para comprobar que las tendencias pre-paros hayan sido paralelas, encontrándose que, si bien existe una diferencia en las tendencias, esta es pequeña en relación al efecto encontrado y estadísticamente no significativa al 5 % de confianza. Esta evidencia apoya la hipótesis de que algo inusual pasó en 2011, ya que los colegios con paro enfrentaron un aumento sin precedentes en las tasas de deserción escolar.

Al realizar el análisis a nivel individual con un modelo de probabilidad lineal, se encuentra que el pertenecer a un colegio en paro está correlacionado positivamente con la probabilidad de deserción. La correlación encontrada es mayor para los estudiantes de colegios con tasas de deserción previas positivas, manteniéndose al agregar controles e incorporar variables socioeconómicas para un subgrupo de estudiantes. La correlación encontrada presenta heterogeneidad, siendo mayor para las mujeres y no significativa para los estudiantes de educación técnico profesional. .

Esta evidencia genera múltiples líneas de futura investigación en relación al efecto de los paros en otro márgenes, como los resultados académicos y la graduación escolar posterior. Parece interesante estudiar qué hacen estos estudiantes una vez que desertaron y cómo esta decisión afectó su calidad de vida e ingresos. ¿Entran al mercado laboral, retoman sus estudios, delinquen, son padres o simplemente no trabajan ni estudian? En paralelo al gran número de estudiantes que deserta en 2011, miles de estudiantes continúan con sus estudios el año siguiente a pesar de que para ellos el paro también fue costoso, haciéndolos repetir o ser promovidos al siguiente grado sin estar adecuadamente preparados para ello. Sería interesante estudiar cómo este shock afectó las decisiones posteriores de este otro grupo de estudiantes,

por ejemplo, ver si luego de los paros deciden cambiarse de colegio, quiénes lo hacen y cómo el cambio en la composición de estudiantes repercute en su rendimiento académico. Asociado a lo anterior, se desprende la pregunta de si deciden entrar a la educación superior una vez que terminan el colegio y de cómo los costos impuestos por los paros afectaron el conjunto factible de carreras y universidades a las que pueden postular. Estas preguntas se dejan propuestas para futuras investigaciones.

Otro tema interesante de estudiar es si la decisión de desertar fue una decisión miope, de manera que en el largo plazo se arrepientan de haber abandonado el colegio. ¿Habría servido en ese momento tener más información sobre el efecto que tendría en sus vidas abandonar el colegio, para haber tomado una decisión distinta? Esta pregunta es de importancia para políticas públicas, en términos de que la información entregada a los estudiantes por parte de las autoridades puede ser clave para que no abandonen el colegio. Otra implicancia de política que se desprende del punto anterior es la importancia de institucionalizar formas de diálogo eficiente para que los estudiantes puedan exponer sus inquietudes y buscar consensos ya que, como esta tesis evidencia, los paros escolares como recurso de presión están fuertemente relacionados con una mayor deserción escolar, la que es costosa de por vida para el individuo y para la sociedad a la que pertenece.

Referencias

- [1] Acemoglu, D. and Angrist, J. (2001). How large are human-capital externalities? evidence from compulsory-schooling laws. In *NBER Macroeconomics Annual 2000, Volume 15*, pages 9–74. MIT Press.
- [2] Allensworth, E. M. and Easton, J. Q. (2007). What matters for staying on track and graduating in chicago public high schools. *Chicago, IL: Consortium on Chicago school research. Retrieved December, 17:2007.*
- [3] Angrist, J. D. and Krueger, A. B. (1991). Does compulsory schooling attendance affect schooling and earnings? *Quarterly Journal of Economics*, 106(4):979–1014.
- [4] Baker, M. (2013). Industrial actions in schools: Strikes and student achievement. *Canadian Journal of Economics*, 46(3):1014–1036.
- [5] Balfanz, R., Herzog, L., and Mac Iver, D. J. (2007). Preventing student disengagement and keeping students on the graduation path in urban middle-grades schools: Early identification and effective interventions. *Educational Psychologist*, 42(4):223–235.
- [6] Bassi, M., Busso, M., and Muñoz, J. S. (2014). Is the glass half empty or half full? *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.
- [7] Belot, M. and Webbink, D. (2010). Do teacher strikes harm educational attainment of students? *Labour*, 24(4):391–406.
- [8] Cornejo, A., Céspedes, P., Escobar, D., Núñez, R., Reyes, G., and Rojas, K. (2005). *SINAЕ Sistema Nacional de Asignación con Equidad para Becas JUNAEB - Una nueva visión en la construcción de igualdad de oportunidades en la infancia*. Gobierno de Chile JUNAEB Dirección Nacional.
- [9] Dee, T. S., Dobbie, W., Jacob, B. A., and Rockoff, J. (2016). The causes and consequences of test score manipulation: Evidence from the new york regents examinations. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- [10] Donoso, S., Grau, N., and Hojman, D. (2016). Unpacking the diffusion of protest tactics: the onset, duration, and ending of school sit-ins. *Working Paper*.
- [11] Eckstein, Z. and Wolpin, K. I. (1999). Why youths drop out of high school: The impact of preferences, opportunities, and abilities. *Econometrica*, 67(6):1295–1339.
- [12] Harmon, C. and Walker, I. (1995). Estimates of the economic return to schooling for the united kingdom. *American Economic Review*, 85(5):1278–1286.
- [13] Jiménez, G. F. (2007). El funcionamiento de la cárcel como exclusión en chile.
- [14] Johnson, D. R. (2011). Do strikes and work-to-rule campaigns change elementary school assessment results? *Canadian Public Policy*, 37(4):479–494.

- [15] Latorre, C. L., Núñez, I., González, L. E., and Hevia, R. (1991). *La municipalización de la educación: Una mirada desde los administradores del sistema*. PIIE Santiago.
- [16] Lleras-Muney, A. (2002). Were compulsory attendance and child labor laws effective? an analysis from 1915 to 1939. *Journal of Law and Economics*, XLV(2):401–435.
- [17] Lochner, L. and Moretti, E. (2004). The effect of education on crime: Evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. *American Economic Review*, 94(1):155–189.
- [18] Luallen, J. (2006). School's out... forever: A study of juvenile crime, at-risk youths and teacher strikes. *Journal of Urban Economics*, 59(1):75–103.
- [19] Mac Iver, M. A. and Mac Iver, D. (2010). Gradual disengagement: A portrait of the 2008-09 dropouts in the baltimore city schools. *Baltimore Education Research Consortium*.
- [20] Oreopoulos, P. (2007). Do dropouts drop out too soon? wealth, health and happiness from compulsory schooling. *Journal of public Economics*, 91(11):2213–2229.
- [21] Roderick, M. (1994). Grade retention and school dropout: Investigating the association. *American Educational Research Journal*, 31(4):729–759.
- [22] Sabates, R., Akyeampong, K., Westbrook, J., and Hunt, F. (2011). School dropout: Patterns, causes, changes and policies. *Vienna: Paper commissioned for the EFA Global Monitoring Report*.
- [23] Wills, G. et al. (2014). The effects of teacher strike activity on student learning in south african primary schools.

A. Apéndice de figuras y tablas

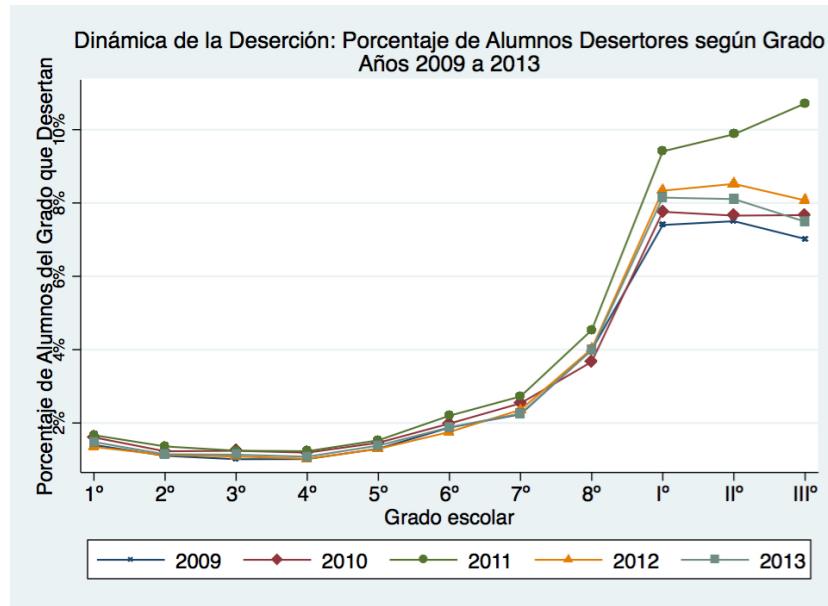


Figura 1: Dinámica de la deserción según grado escolar.

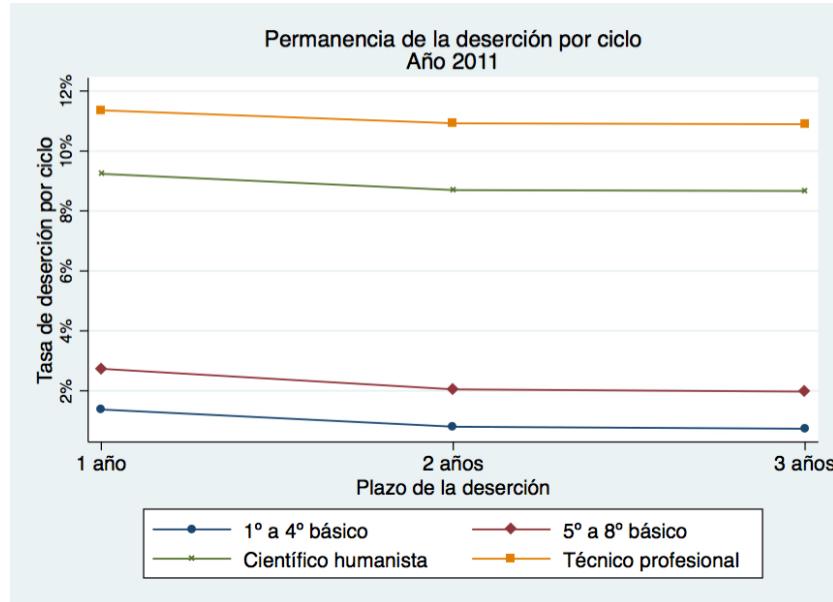
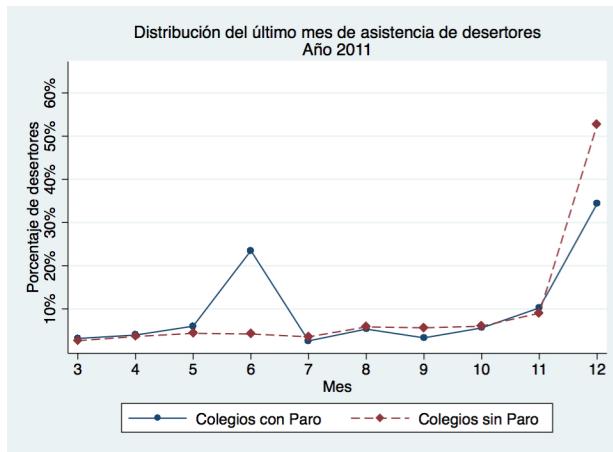
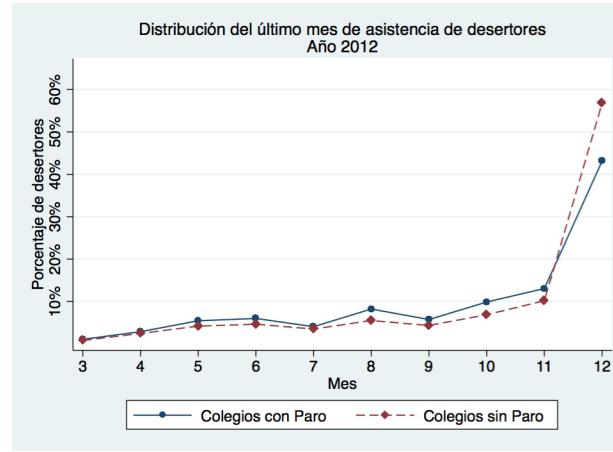


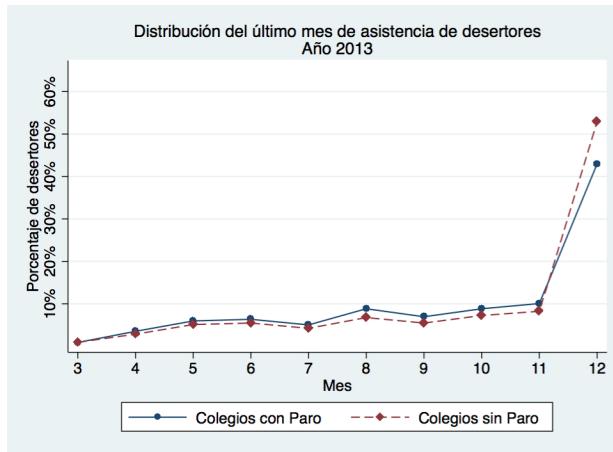
Figura 2: Permanencia de la deserción por ciclo.



(a) Distribución para 2011



(b) Distribución para 2012



(c) Distribución para 2013

Figura 3: Último mes de asistencia para desertores, años 2011 a 2013.



Figura 4: Relación de deserción y asistencia para colegios con y sin paro.

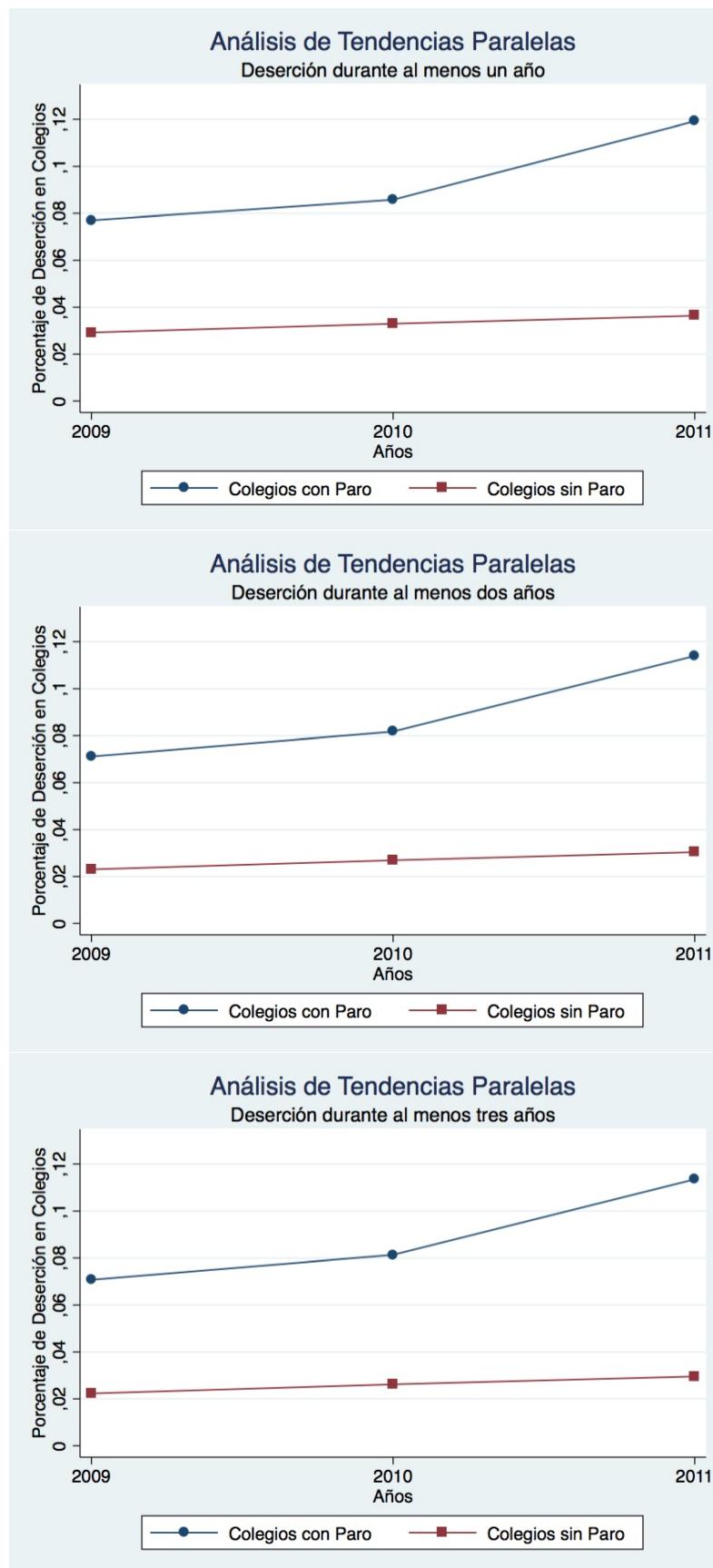


Figura 5: Análisis de tendencias paralelas de deserción entre colegios con y sin paro.

Tabla 1: Características de estudiantes de 7º básico a IIIº medio.

	Sin paro		Con paro	
	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.
Porcentaje de mujeres en 2011	49.77	(0.50)	48.90	(0.50)
Edad en 2011	14.18	(1.56)	15.05	(1.37)
Sobre-edad	0.59	(0.72)	0.55	(0.73)
Promedio de notas en 2010	5.43	(0.63)	5.29	(0.64)
Asistencia en 2010	92.79	(7.38)	90.45	(8.95)
Deserción en 2010	4.98 %	(0.22)	7.94 %	(0.27)
Deserción en 2011	6.29 %	(0.24)	10.90 %	(0.31)
IVE SINAE	60.20	(25.14)	64.98	(15.94)
Inscritos PSEAE	0.03 %	(0.05)	46.32 %	(0.28)
Estudiantes en 2010	1,023,022		247,910	
Estudiantes en 2011	1,009,878		240,252	
Colegios	6,400		388	

* Todas las diferencias son estadísticamente significativas al 1 %.

Tabla 2: Porcentaje de desertores por situación final respecto a estudiantes totales para 2010 y 2011.

	Todos		7º básico a IIIº medio	
	Desertores 2010	Desertores 2011	Desertores 2010	Desertores 2011
Sin paro	Promovidos	32,2 %	33,9 %	29,1 %
	Reprobados	24,9 %	25,3 %	27,8 %
	Tempranos	42,9 %	40,8 %	43,1 %
Con paro	Promovidos	17,6 %	18,7 %	18,5 %
	Reprobados	32,9 %	47,5 %	32,8 %
	Tempranos	49,4 %	33,8 %	48,7 %

Tabla 3: Resultados estimación diff-in-diff.

Variable Dep:	TasaDeserción(1)	TasaDeserción(2)	TasaDeserción(3)
	(1)	(2)	(3)
Paro2011	0.030*** (0.003)	0.024*** (0.002)	0.025*** (0.002)
Constante	0.052*** (0.001)	0.042*** (0.001)	0.041*** (0.001)
Observaciones	20,358	20,358	20,358
R-squared	0.724	0.749	0.752

Nota: Los coeficientes son estimados mediante DID. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente TasaDeserción(1) es la tasa de deserción a nivel colegio en 2011, mientras que TasaDeserción(2) y TasaDeserción(3) son las tasas de deserción a 2 y 3 años plazo, condicionales en las tasas de deserción a un año. Paro2011 es la variable de interés, que toma valor 1 si simultáneamente el colegio estuvo en paro y el año es 2011. Estimaciones con efectos fijos colegio y efectos fijos año. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Tabla 4: Test de tendencias paralelas en el período 2009 - 2010.

Variable Dep:	TasaDeserción(1)	TasaDeserción(2)	TasaDeserción(3)
	(1)	(2)	(3)
Paro2010	0.005* (0.003)	0.004* (0.002)	0.004** (0.002)
Constante	0.053*** (0.001)	0.042*** (0.001)	0.042*** (0.001)
Observaciones	13,569	13,569	13,569
R-squared	0.782	0.795	0.797

Nota: Los coeficientes son estimados mediante DID. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente TasaDeserción(1) es la tasa de deserción a nivel colegio en 2011, mientras que TasaDeserción(2) y TasaDeserción(3) son las tasas de deserción a 2 y 3 años plazo, condicionales en las tasas de deserción a un año. Paro2010 es la variable de interés, que toma valor 1 si simultáneamente el colegio estuvo en paro y el año es 2010. Estimaciones con efectos fijos colegio y efectos fijos año. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Tabla 5: Efecto del paro en la deserción, con controles.

Variable Dep:	Deserta(1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Impacto	0.159** (0.064)	0.160** (0.064)	0.174*** (0.062)	0.154*** (0.049)
Tasa	1.375*** (0.033)	1.368*** (0.033)	1.285*** (0.033)	0.853*** (0.026)
Paro	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.008** (0.003)
Sexo	N	Y	Y	Y
IVE SINAЕ	N	N	Y	Y
Sobre-edad	N	N	N	Y
Observaciones	1,243,116	1,243,116	1,243,116	1,243,116
R-squared	0.064	0.068	0.069	0.169

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente Deserta(1) es una dummy que toma el valor 1 si el año 2012 el estudiante no vuelve a matricularse. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Tabla 6: Efecto del paro en la deserción de mayor plazo, con controles.

Variable Dep:	Deserta(2)		Deserta(3)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Impulso	0.145** (0.058)	0.143*** (0.043)	0.147** (0.058)	0.145*** (0.043)
Tasa	1.361*** (0.029)	0.828*** (0.024)	1.358*** (0.029)	0.826*** (0.024)
Paro	0.007** (0.003)	0.012*** (0.002)	0.007** (0.003)	0.012*** (0.002)
Sexo	N	Y	N	Y
IVE SINAЕ	N	Y	N	Y
Sobre-edad	N	Y	N	Y
Observaciones	1,243,116	1,243,116	1,243,116	1,243,116
R-squared	0.072	0.180	0.072	0.181

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente Deserta(1) es una dummy que toma el valor 1 si el año 2012 el estudiante no vuelve a matricularse, mientras que Deserta(2) y Deserta(3) señalan deserción a 2 y 3 años plazo, condicionales en haber desertado un año. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Tabla 7: Efectos del paro en la deserción para subgrupo con información socioeconómica del SIMCE.

Variable Dep: Grupo:	Deserta(1)		
	Estudiantes con cuestionario SIMCE		
	(1)	(2)	(3)
Impulso	0.121** (0.048)	0.122** (0.048)	0.126*** (0.048)
Tasa	0.633*** (0.023)	0.631*** (0.023)	0.621*** (0.023)
Paro	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)	0.004 (0.003)
Sexo	Y	Y	Y
IVE SINAE	Y	Y	Y
Sobre-edad	Y	Y	Y
Libros (dummies)	N	Y	Y
Educación Madre (dummies)	N	N	Y
Observaciones	943,271	943,271	925,855
R-squared	0.122	0.122	0.120

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. Estimaciones para estudiantes con cuestionario a padres del SIMCE. La variable dependiente Deserta(1) es una dummy que toma el valor 1 si el año 2012 el estudiante no vuelve a matricularse. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Tabla 8: Falsificación del paro para un año anterior.

Variable Dep: Grupos:	Deserta(1)	
	Año 2010	
	(1)	(2)
Impacto	0.081*** (0.030)	0.154*** (0.049)
Tasa	0.704*** (0.019)	0.853*** (0.026)
Paro	0.006*** (0.001)	0.008** (0.003)
Sexo	Y	Y
IVE SINAE	Y	Y
Sobre-edad	Y	Y
Observaciones	1,268,987	1,243,116
R-squared	0.152	0.169

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente Deserta(1) es una dummy que toma el valor 1 si el año 2012 el estudiante no vuelve a matricularse. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Tabla 9: Efectos del paro en la deserción escolar: heterogeneidad por sexo y edad.

Variable Dep: Grupos:	Deserta(1)			
	Hombres		Mujeres	Menores de edad
	(1)	(2)	(3)	(4)
Impulso	0.154*	0.168***	0.155***	-0.234
	(0.088)	(0.052)	(0.060)	(0.179)
Tasa	1.467***	1.251***	1.275***	1.194***
	(0.043)	(0.029)	(0.032)	(0.089)
Paro	-0.002	0.005*	-0.001	0.111***
	(0.007)	(0.003)	(0.004)	(0.022)
Sexo	N	N	Y	Y
IVE SINAE	Y	Y	Y	Y
Sobre-edad	Y	Y	Y	Y
Observaciones	626,636	616,480	1,224,024	19,092
R-squared	0.073	0.060	0.060	0.051

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente Deserta(1) es una dummy que toma el valor 1 si el año 2012 el estudiante no vuelve a matricularse. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Tabla 10: Efectos del paro en la deserción escolar: heterogeneidad por tipo de enseñanza.

Variable Dep: Grupos:	Deserta(1)	
	C. Humanista	
	(1)	(2)
Interacción	0.192***	0.014
	(0.066)	(0.069)
Tasa	0.644***	0.586***
	(0.048)	(0.059)
Paro	-0.007	0.006
	(0.006)	(0.005)
Sexo	Y	Y
IVE SINAE	Y	Y
Sobre-edad	Y	Y
Observaciones	475,124	257,803
R-squared	0.204	0.165

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente Deserta(1) es una dummy que toma el valor 1 si el año 2012 el estudiante no vuelve a matricularse. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

B. Resultados adicionales

B.1. Resultados de OLS a nivel individual utilizando otras proxies para la probabilidad de deserción previa

Tabla 11: Efecto del paro en la deserción, alterntiva a proxy de deserción previa 1.

Variable Dep:	Deserta(1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Impacto	0.059*** (0.004)	0.059*** (0.004)	0.059*** (0.004)	0.061*** (0.004)
Tasa_1	0.148*** (0.002)	0.148*** (0.002)	0.147*** (0.002)	0.112*** (0.002)
Paro	0.097*** (0.008)	0.098*** (0.008)	0.097*** (0.008)	0.107*** (0.008)
Sexo	N	Y	Y	Y
IVE SINAЕ	N	N	Y	Y
Sobre-edad	N	N	N	Y
Observaciones	1,239,316	1,239,316	1,239,316	1,239,316
R-squared	0.182	0.182	0.182	0.185

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente Deserta(1) es una dummy que toma el valor 1 si el año 2012 el estudiante no vuelve a matricularse. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La variable Tasa_1 fue construida mediante una probit de Deserta(1) en características individuales y del colegio en el año 2009. Estas son: edad, promedio general de notas, asistencia final, ruralidad del colegio, situación final académica, vulnerabilidad del colegio en que estaba matriculado ese año, grado escolar, diferencia de edad con sus compañeros de grado, tasa de deserción de su colegio, dummy para cambios de colegio en ese año y una dummy para la dependencia económica de su colegio.

Tabla 12: Efecto del paro en la deserción, alterntiva a proxy de deserción previa 2.

Variable Dep:	Deserta(1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Impacto	0.304*** (0.040)	0.303*** (0.040)	0.310*** (0.038)	0.231*** (0.032)
Tasa_2	0.805*** (0.022)	0.801*** (0.022)	0.735*** (0.022)	0.519*** (0.018)
Paro	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.006* (0.003)
Sexo	N	Y	Y	Y
IVE SINAЕ	N	N	Y	Y
Sobre-edad	N	N	N	Y
Observaciones	1,204,916	1,204,916	1,204,916	1,204,916
R-squared	0.065	0.066	0.067	0.170

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. La variable dependiente Deserta(1) es una dummy que toma el valor 1 si el año 2012 el estudiante no vuelve a matricularse. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La variable Tasa_2 corresponde a la tasa de deserción en 2010 para el grado al que pertenece en 2011, por colegio.

B.2. Resultados de OLS a nivel individual utilizando proxy de deserción para estudiantes de IVº medio

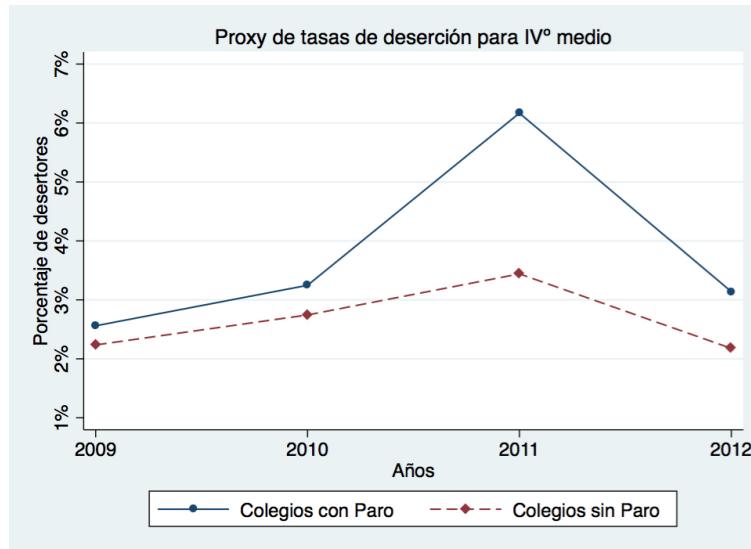


Figura 6: Tasas de deserción en IVº medio asociadas a la Proxy de deserción.

Tabla 13: Efectos del paro en la deserción escolar, proxy de deserción para IVº medio.

Variable Dep:	ProxyDeserta(1)
	(1)
Impacto	0.061 (0.052)
Tasa	0.298*** (0.026)
Paro	0.012*** (0.004)
Sexo	N
IVE SINAЕ	N
Sobre-edad	N
Observaciones	197,189
R-squared	0.041

Nota: Los coeficientes son estimados mediante OLS. Errores estándar ajustados en clusters a nivel colegio entre paréntesis. Estimaciones con efecto fijo a nivel comuna del colegio. ***, ** y * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La variable dependiente ProxyDeserta(1) es una dummy que se construye mediante revisar la situación final académica y la existencia de NEM (Notas de Enseñanza Media) en las bases de datos de inscripción a la Prueba de Selección Universitaria (PSU) como un indicador de que el estudiante terminó el año.