

I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A



T E S I S d e M A G Í S T E R

2015

El Efecto de Tener una Familia Monoparental
en la Deserción Escolar: Evidencia para Chile

María Ignacia Ossa G.

www.economia.puc.cl



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

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Ossa, Geisse, María Ignacia

Diciembre, 2015



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

**El Efecto de Tener una Familia Monoparental en la Deserción Escolar:
Evidencia para Chile**

María Ignacia Ossa

Comisión

Claudia Martínez, Claudio Sapelli

Santiago, Diciembre de 2015

“El Efecto de Tener una Familia Monoparental en la Deserción Escolar: Evidencia para Chile”

María Ignacia Ossa*

Tesis de Magister en Economía

Comisión Microeconomía

Claudia Martinez

Claudio Sapelli

26 de enero de 2016

Resumen

En este trabajo se investigará el efecto de pertenecer a una familia monoparental sobre la deserción escolar. Para ello se utiliza el panel de la Encuesta de Protección Social con datos de Chile entre 2002 y 2009, y se analiza la deserción de los menores que pasaron de tener una estructura familiar biparental a tener una monoparental. La evidencia señala que tener una familia monoparental incide de manera positiva y significativa en la probabilidad de desertar de los estudios.

*Tesis para optar al grado de Magister en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradezco a los profesores Claudio Sapelli y Claudia Martinez por sus comentarios durante esta investigación. También agradezco a Rosario Aldunate, José Ignacio Cristi y a mi familia por sus comentarios y apoyo.

1. Introducción

El presente trabajo pretende dar respuesta a la siguiente pregunta: ¿cuál es el efecto de pasar de una familia biparental a monoparental sobre la deserción escolar? Para ello se analizará a jóvenes hasta los 18 años que viven en hogares que comenzaron con un(a) jefe(a) de hogar y una pareja, y luego pasaron a tener solamente un(a) jefe(a). El cambio de una estructura familiar a otra puede deberse tanto a separación de los padres como a viudez de alguno de los cónyuges, lo que podría tener distintos efectos sobre la deserción, por lo que en las estimaciones diferenciaremos según el motivo. Se espera encontrar un efecto positivo de esta transición sobre la probabilidad de deserción escolar.

Para un hijo, la separación de sus padres o el fallecimiento de alguno de ellos puede venir acompañado de una serie de procesos psicológicos que incidan sobre su probabilidad de deserción. Existen teorías que sugieren que cambios en la estructura familiar generarán efectos importantes en los jóvenes, ya sea por el estrés que causan sobre ellos, la pérdida de capital social o la reducción en los ingresos familiares (McLanahan 1985, Coleman 1990, Duncan 1992) . Lo anterior puede llevar a un aumento en la probabilidad de deserción de los jóvenes; sin embargo, no podremos diferenciar los canales a través de los cuales opera el fenómeno.

El hecho de que un hogar sea monoparental es endógeno, por lo que no se podrá hacer una comparación simple entre familias con distinta estructura. Para enfrentar la endogeneidad, utilizaremos la base datos de panel EPS y analizaremos la deserción en familias que comenzaron siendo biparentales y pasaron a ser monoparentales.

Los hallazgos de este estudio indican que pasar a tener una familia monoparental aumenta la probabilidad de desertar de los estudios en 4,13 puntos porcentuales si controlamos por las líneas base de edad, número de personas del hogar, sexo del individuo, sexo del jefe de hogar e ingresos per cápita. Con respecto a las variables de control, podemos decir que la edad y el hecho ser hombre se asocian de manera positiva con la probabilidad de deserción escolar, mientras que los ingresos per cápita del hogar se asocian de manera negativa con la probabilidad de desertar. Sin embargo, la magnitud de esta última correlación es muy pequeña.

El trabajo se organiza de la siguiente manera, la sección 2 contiene la revisión de literatura; la sección 3 describe los datos utilizados. La sección 4 explica la metodología y contiene las estimaciones OLS, la diferenciación entre separación y viudez y la comparación entre hermanos. La sección 5 testea la robustez de los resultados y la sección 6 concluye el trabajo.

2. Contexto

Grandes cambios han ocurrido en la estructura demográfica y familiar en la sociedad chilena desde los años 90. Dentro de esos cambios se encuentra una mayor incorporación de la mujer en el mercado laboral, un envejecimiento de la población, un aumento del número de hogares unipersonales, un retraso en la edad en que las mujeres deciden ser madres y un aumento en los hogares monoparentales.¹ Este último tema es de gran relevancia y las consecuencias merecen ser analizadas. Esto en parte porque estos hogares, en su mayoría, son encabezados por mujeres y este aumento de jefatura femenina es proporcionalmente más grande en los quintiles más bajos.

Un hogar monoparental es aquel constituido por un jefe o jefa de hogar, con hijos o hijastros de cualquier estado civil, sin cónyuge o conviviente.² Es decir, son hogares en el cual los hijos viven solamente con la madre o el padre, no con ambos. Este tipo de hogar ha ido en aumento a través de los años. La Figura 1 presenta la evolución de los tipos de hogar a través de los años. Mientras en 1990 los hogares monoparentales representaban a un 19,8% del total, esta cifra ha ido en aumento, llegando a representar a un 26,57% del total de los hogares el año 2013. Por otro lado, el porcentaje de hogares biparentales (lo que puede ser asociado a una “familia tradicional”) ha ido a la baja, pasando de un 72,7% en 1990 a un 60,37% en 2013.

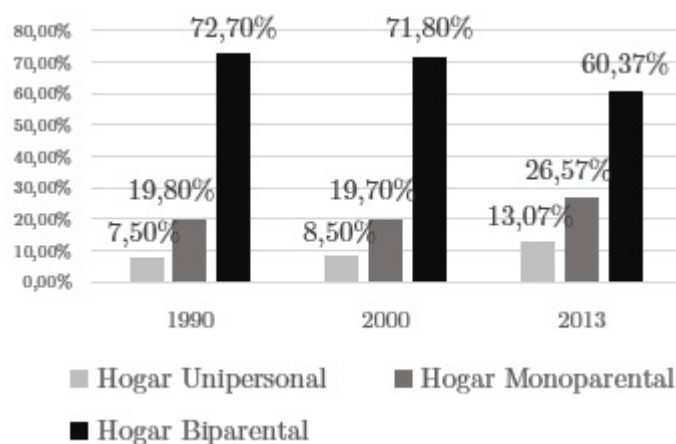
A pesar de que el porcentaje de hogares monoparentales con jefatura masculina ha aumentado en el tiempo, sigue siendo muy bajo en comparación con los de jefatura femenina. La Figura 2 muestra la evolución del sexo del jefe de hogares monoparentales; en 1990 el 85% de las familias monoparentales eran de jefatura femenina, cifra que disminuyó a un 82,5% en 2013. Este porcentaje es muy elevado si lo comparamos con los hogares biparentales. La Figura 3 nos muestra la misma evolución para hogares con dos padres; podemos apreciar que este tipo de hogar es mayoritariamente de jefatura masculina. En 1990 el 99% de estas familias contaban con un jefe de hogar masculino, cifra que disminuyó a un 86% para el 2013. Durante el análisis posterior diferenciaremos por sexo del jefe del hogar.

Los hogares monoparentales se caracterizan por ser más vulnerables que un hogar promedio; cuentan con casi un 7% más de pobreza y un 3% más de indigencia. Dentro de estos hogares el 35.9% es considerado como pobre, el 36.5% como indigente y el 21.1% como no pobre. En el ámbito educativo, el porcentaje de jefas de hogar con más de 12 años de escolaridad es 17.4%, comparado con un 22.5% para el resto de los hogares. El porcentaje con menos de 8 años de escolaridad es de 47.8% mientras que para el resto de los hogares es 34.8%. Es-

¹“Evolución Estructura de los Hogares 1990-2011: Resultados Encuesta CASEN” Ministerio de Desarrollo Social, Julio 2013

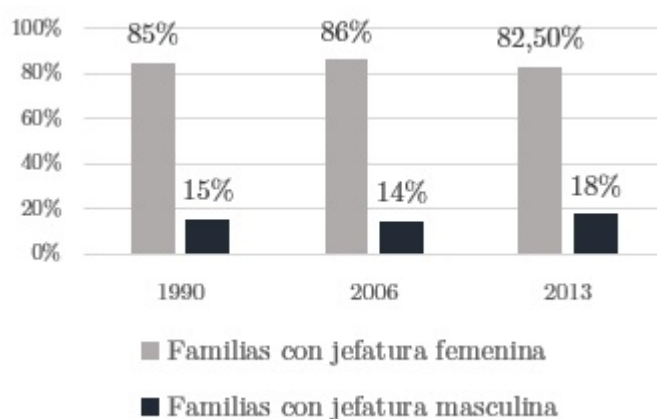
²Definición del Observatorio Social

Figura 1: Evolución Tipos de Hogar Chile



Fuente: Ministerio de Planificación, Encuestas Casen años respectivos

Figura 2: Evolución sexo jefe hogar monoparental



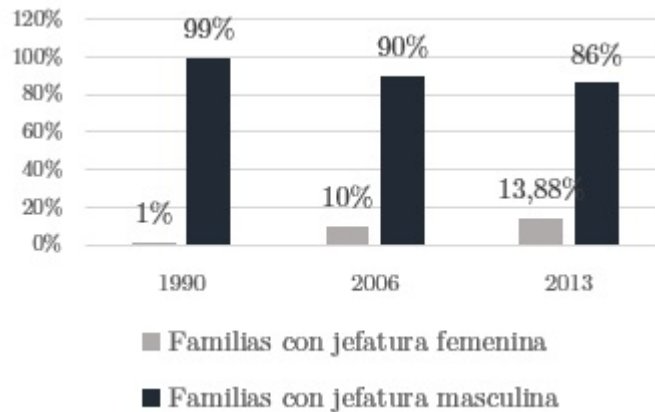
Fuente: Ministerio de Planificación, Encuestas Casen años respectivos

tos hogares también presentan una alta participación laboral (en general, pasan a ser el sustento principal del hogar) y una tasa de desempleo mayor que la del resto de los hogares (7.8 % versus 4.2 %)³.

Cabe destacar que el hecho de que un hogar sea monoparental es endógeno.

³“Evolución Estructura de los Hogares 1990-2011: Resultados Encuesta CASEN” Ministerio de Desarrollo Social, Julio 2013

Figura 3: Evolución sexo jefe hogar biparental



Fuente: Ministerio de Planificación, Encuestas Casen años respectivos

Esto quiere decir que no es aleatorio el hecho de que la estructura del hogar cuente con uno o dos de los padres. Dentro de la literatura que analiza las causas y consecuencias de los cambios en estructuras familiares existe vasta evidencia que sugiere que problemas económicos inciden en las separaciones. Glick y Norton 1977 muestran que el hecho de tener menos ingresos o activos financieros aumenta la probabilidad de divorcio. Hay también evidencia de que existe una correlación positiva entre medidas de desempleo e inestabilidad económica y la cantidad de divorcios (Glenn y Supancic 1984). Esto nos sugiere que las familias monoparentales podrían no ser comparables con las familias biparentales, incluso antes de que ocurra la separación; familias con sólo uno de los padres pueden tener ex ante mayores problemas económicos, de convivencia o relaciones familiares, o incluso violencia. Es por eso que hay una alta posibilidad que existan variables tanto observables como no observables que hagan incomparables estos dos tipos familiares.

Aun cuando en la actualidad se han alcanzado altas tasas de cobertura en enseñanza básica y media, siguen existiendo jóvenes que desertan de sus estudios, dejando la enseñanza media o básica sin completar. Esta situación ocurre principalmente en estratos socioeconómicos bajos y en sectores rurales (Díaz et al 2005). A pesar de que la educación básica y media sea obligatoria en Chile, según datos de la Casen para el año 2013, más del 8% de los niños entre 6 y 13 años no asistían a la educación básica y un 26,7% de los jóvenes entre 14 y 17 no asistían a la educación media.

Analizar las causas y efectos del abandono escolar en los jóvenes es de gran relevancia para el diseño de políticas públicas que pretenden apuntar a disminuir la deserción, la cual es una situación no deseada debido a los efectos negativos

que tiene tanto sobre el que deserta y su formación de capital humano, como también sobre la sociedad. Existe una amplia literatura que presenta los beneficios de la educación para la sociedad. La acumulación de capital humano pareciera ser uno de los factores que aumentan el crecimiento de los países; las diferencias en acumulación de capital humano parecen explicar parte de las diferencias en crecimiento entre países (Barro, 2013; Glaser et al 2004).

Para un joven, abandonar los estudios trae beneficios en el corto y mediano plazo relacionados a la ganancia más temprana de experiencia y a los ingresos generados; sin embargo, tiene costos a largo plazo debido al menor nivel de capital humano alcanzado, lo cual influye negativamente en los ingresos futuros (Santos 2009). En países donde las tasas de deserción son más bien bajas y se concentran principalmente en el nivel secundario, como lo es el caso de Chile, un aumento de dos años de escolaridad aumenta el ingreso laboral en zonas urbanas en un 19 % para los hombres y un 23 % para las mujeres (CEPAL 2002).

Dentro de los principales factores que llevan a los jóvenes chilenos a desertar se encuentran el embarazo o paternidad adolescente, dificultades económicas y el tener que ayudar con los quehaceres del hogar (7,6 %, 6,93 % y 4,3 % respectivamente según datos de la Casen 2013). De acuerdo a la literatura para Chile, dentro de los factores que incrementan el riesgo de deserción se encuentran: el hecho de ser hombre, paternidad o maternidad, bajo nivel de escolaridad de los padres, ingresos per cápita del hogar y estructura familiar (Beyer 1998, Díaz et al 2005, Montero 2007, Santos 2009).

En línea con lo anterior, adolescentes que pasan de tener una familia biparental a monoparental podrían aumentar la probabilidad de abandonar los estudios. Esto, en parte, ya que al estar presente en el hogar solamente uno de los padres, es más probable que los hijos deban ayudar con los quehaceres del hogar, aumentando sus probabilidades de deserción. Por otro lado, hay autores que revelan que luego de un divorcio, los ingresos familiares caen (Peterson 1996, Duncan 1992), lo que aumentaría las dificultades económicas, incrementando también las probabilidades de desertar. Sumado a lo anterior, existe una vasta literatura en sociología y psicología que estudia los daños que tiene sobre un joven el hecho de no vivir con sus dos padres, o no tener relaciones de cercanía con alguno de ellos. Parecen existir consecuencias negativas en la separación de un padre o madre y hijo, ya sea en confianza del niño y desarrollo cognitivo, entre otros aspectos (Mena et al 2015, Van IJzendoorn et al 1995, Leckie et al 2010). Profundizaremos este último punto en la sección siguiente.

3. Revisión de Literatura

Factores familiares inciden tanto en ámbitos psicológicos como cognitivos en los hijos; una familia monoparental podría estar entregando menos estimulación a los jóvenes. El hecho de que en el hogar esté presente solamente uno de los padres, y que la o él que permanece en el hogar deba (en muchos casos) cumplir ambos roles y ser el sustento económico del hogar, sumado además al estrés que sufre un hijo con la separación de sus padres o el fallecimiento de alguno de ellos, podría generar efectos negativos en los jóvenes, afectando su desempeño o asistencia escolar. Estos efectos negativos aumentan a medida que la separación ocurre a menor edad del niño; la interacción de los bebés y niños con sus cuidadores significativos es una de sus principales fuentes de desarrollo mental (Mena et al, 2015). El apego es un patrón conductual que reflejaría una cierta confianza del niño o niña en el adulto significativo y se relaciona a la vez con otras variables del desarrollo, especialmente con el lenguaje (Van IJzendoorn, Dijkstra y Bus 1995).

Es posible que la sensibilidad del adulto significativo potencie el desarrollo lingüístico al facilitar un estado emocional de seguridad en el niño, lo cual propiciaría la exploración y el aprendizaje (Mena et al, 2015). Leckie, Pillinger, Jenkins y Rasbash (2010), utilizando datos para Inglaterra, estimaron que el factor que más explica los resultados de los niños de enseñanza secundaria fue la familia (40 % de la varianza) en comparación al efecto de la escuela primaria o secundaria (19 % de la varianza), el nivel individual (38 % de la varianza) y efectos territoriales (3 % de la varianza). Existen trabajos que estudian el efecto de la relación de los hijos con sus madres y padres. Flouri y Buchanan (2010) encuentran, con datos para Inglaterra, que el involucramiento de la madre y el padre a los 7 puede predecir el nivel educacional a los 20 años, siendo esta asociación igual de fuerte en niños y niñas. Es importante notar que los estudios anteriores muestran correlaciones y no causalidades.

Existen teorías que apoyan la idea de que la estructura familiar incide de manera importante en los hijos. Coleman (1990) plantea que la presencia de ambos padres en el hogar es un factor clave en el desarrollo de los niños; para que un padre o una madre pueda traspasar capital humano a sus hijos, debe existir capital social en la relación entre ambos. Los padres representan el capital social de los hijos y la ausencia de uno de los padres (o de ambos) reduce drásticamente el contacto entre éste y su hijo, privando al joven de los beneficios de las relaciones y redes sociales del padre o madre ausente. Además, la ausencia de relación entre padres hace que cada padre sea menos eficaz en oponerse al otro en beneficio del bienestar del hijo. La presencia de ambos padres trae consigo un sistema de apoyo y supervisión mayor hacia el niño que si el hogar contara con sólo uno de los padres, fortaleciendo el control social. Que ambos padres vivan juntos sirve también como control entre estos para no tender a ser muy permisivos o muy autoritarios (McLanahan 1985).

Por otro lado, existe otra teoría que plantea que el estrés causado por un cambio en estructura familiar amenaza el bienestar de los hijos. McLanahan (1985) realiza un estudio con datos de panel para Estados Unidos y plantea que jóvenes en familias que recientemente pasaron a ser monoparentales tienen más probabilidad de desertar de sus estudios debido, en gran parte, al estrés asociado a un cambio en su estructura familiar.

Existe un consenso sobre la idea de que bajo dificultades económicas los padres son “peores padres”. Presiones económicas se asocian con una alta incidencia de conflicto entre los cuidadores (Conger y Conger 2002; Parke et al 2004, Solantaus, Leinonen y Punamaki 2004). Mistry et al (2002) encuentran que padres con alto nivel de estrés se sienten menos eficaces para controlar la conducta de sus hijos, sienten la necesidad de controlar su conducta con mayor frecuencia y tienen mayor tendencia a enojarse. Padres en condiciones de pobreza tienen mayores niveles de agresión verbal y física, y menor cantidad de expresiones de afecto hacia sus hijos y cónyuges (Abbott, Sharma y Verma, 2004). Madres con mayor riesgo económico son menos responsivas hacia sus hijos (Raikes y Thompson 2005).

Hay autores que revelan que luego de un divorcio, los ingresos familiares caen. Peterson (1996) muestra que después del divorcio el bienestar económico de la mujer cae entre 13 y 35 %, y Duncan (1992) encuentra que entre un año antes y un año después del divorcio, la pobreza de los hijos crece entre 12 % y 27 %, ambos estudios, realizados para Estados Unidos. La caída en ingresos dentro se debe en parte, a que luego de un divorcio hay un adulto menos en el hogar que aporta con dinero.

Analizando desde otra perspectiva, la separación de los padres podría llegar a tener efectos positivos si existe mucho conflicto en el hogar. El conflicto marital se relaciona con estilos de crianza con baja calidez, baja sensibilidad y alta severidad (Conger y Conger 2002, Conger y Donnellan 2007, Raikes y Thompson 2005), y estos aspectos inciden en el desarrollo y rendimiento escolar (Davis-Kean 2005, Herrera et al 2000, Parke et al 2004). Adicionalmente hay estudios que han mostrado que el efecto negativo va más allá de la crianza, causando, por ejemplo, problemas de sueño, los que a su vez se asocian a menores resultados cognitivos (El-Sheikh et al 2007).

Sara McLanahan tiene una amplia variedad de estudios con datos para Estados Unidos, donde investiga el efecto para un niño de vivir con sólo uno de sus padres. Sandefur, McLanahan y Wojtkiewickz (1992) encuentran que no vivir con ambos padres a los 14 años tiene consecuencias negativas sobre la graduación escolar, sin importar si el niño vive con sólo un padre, ninguno de los padres, o un padre y un padrastro/madrastra. Encuentran además que estos efectos negativos persisten luego de controlar por ingresos y por algunos atributos psicológicos del adolescente.

McLanahan y Sandefur (1997) encuentran que los niños cuyos padres viven separados son el doble de propensos a abandonar la escuela secundaria comparado con los niños de familias con dos padres, 1,5 veces más propensos a estar inactivos en edad adulta y el doble de propensos a convertirse en padres solteros. Este estudio muestra cómo la separación de los padres que trae consigo una disminución en ingresos, en involucramiento de los padres en la vida de sus hijos, y en acceso a recursos de la comunidad-disminuye el bienestar de los niños. Los estudios recién mencionados no resuelven de manera acabada el problema de endogeneidad, por lo que no podemos afirmar que los resultados son causalidad, sino correlación.

En respuesta a los resultados encontrados por autores anteriores, nace otra corriente de literatura que intenta resolver los problemas de endogeneidad que dicen no ser resueltos previamente. Es cierto que a los niños que crecen en familias monoparentales en promedio les va peor que a los que viven con ambos padres, pero esto puede no ser un efecto causal. El hecho de tener una estructura familiar monoparental puede estar correlacionado con variables inobservables que aumenten también la probabilidad de deserción.

Land y Zagorsky (2001) muestran que al controlar por la endogeneidad se reduce y hasta se elimina el efecto de la presencia de los padres en los logros de los hijos. Como primer acercamiento, estiman el efecto de años vividos con el padre y la madre controlando por una serie de variables que se relacionan con la presencia de los padres. Encuentran que la presencia del padre tiene efectos sobre la habilidad cognitiva y la escolaridad, mientras que la presencia de la madre es significativa sólo para la habilidad cognitiva y el nivel educativo de las hijas. No es claro que se pueda controlar por todas las variables que diferencian a las familias biparentales y monoparentales, ya que pueden existir variables inobservables que las diferencien. Su segunda manera de abarcar la pregunta es viendo el efecto que tiene la muerte de la madre o el padre, para así encontrar una pérdida de uno de los padres que sea exógena. Encuentran que el único efecto significativo es la presencia del padre en la probabilidad de que el hijo hombre se case.

Sandefur y Wells (1997) comparan hermanos dentro de la misma familia con el fin de controlar por las características inobservables familiares. Encuentran que vivir en un hogar sin los dos padres sí tiene un efecto negativo y significativo sobre los niños; sin embargo, el efecto es pequeño.

Suet-Ling y Dong-Beom (2000) utilizan datos de panel y siguen a niños que inicialmente vivían con sus dos padres biológicos durante 4 años en Estados Unidos. Analizan si los estudiantes tienen mayor riesgo de desertar si pasan de familia biparental a monoparental, stepfamilies o familias guardianas, controlando por variables al momento inicial y por la disminución en ingresos que esa transición familiar trae. Los autores encuentran que el hecho de pasar a tener una familia monoparental sí tiene un efecto sobre la deserción; sin embargo, es

debido principalmente a la reducción de ingresos.

Dentro de los estudios de deserción para Chile se ha encontrado que entre los factores que incrementan el riesgo de deserción se encuentra el hecho de ser hombre, ser padre o madre, el bajo nivel de escolaridad de los padres, bajos ingresos per cápita del hogar y estructura familiar. Beyer (1998) utiliza datos de la CASEN de 1994 y estima los determinantes de la probabilidad de asistir a un establecimiento educacional mediante un modelo logit. Encuentra que la edad, el hecho de vivir en un hogar con uno sólo de los padres y el estar casado, reducen la probabilidad de asistir a un establecimiento educacional para jóvenes de entre 15 y 24 años.

Díaz, Melis y Palma (2005) utilizan datos de la CASEN 2003 y estiman los determinantes de la probabilidad de asistir a un establecimiento educacional mediante un modelo probit. Los autores muestran que, para jóvenes de entre 14 y 17 años, la edad, ser padre o madre, estar retrasado en el sistema educacional, provenir de un hogar de mayor tamaño y vivir en zona rural, aumentan la probabilidad de que un adolescente deje de asistir a un establecimiento educacional. Por otro lado el ser mujer, ser indígena, tener mayores ingresos y vivir con ambos padres, reduce la probabilidad de que deje de asistir.

Montero (2007), usando datos provenientes de la CASEN 2003, estima un modelo probit bivariado, el cual permite estudiar de manera conjunta las decisiones de asistir a un establecimiento educacional y trabajar para jóvenes entre 14 y 17 años. Su resultado más relevante es que el nivel de ingresos no tiene efectos significativos en la probabilidad de asistir a un establecimiento educacional.

Santos (2009) utiliza datos de la CASEN 2006 y estudia la dinámica de la deserción escolar en Chile a través de la estimación de modelos de duración. El autor muestra que el riesgo de deserción se concentra principalmente en el ciclo secundario y que éste crece a medida que un estudiante avanza dentro del sistema educacional. Además muestra que dentro de los principales factores que aumentan el riesgo de deserción escolar se encuentra el ser hombre, ser padre, bajo nivel de escolaridad del jefe de hogar, bajos niveles de ingresos per cápita y no vivir con la madre. Plantea que más que la monoparentalidad en sí misma, el factor determinante que aumenta la probabilidad de que el estudiante deserte del sistema educacional es la ausencia de la madre.

Este trabajo busca resolver los problemas de endogeneidad a través del uso de datos de panel, estimando así el efecto causal de pertenecer a una familia monoparental. La estrategia empírica es similar al trabajo de Suet-Ling y Dong-Beom (2000), ya que, del mismo modo, estudiamos la deserción en jóvenes de familias que inicialmente son biparentales para luego pasar a ser monoparentales, controlando por variables medidas antes del cambio en estructura familiar. La diferencia está en que el cambio en ingresos al pasar a ser una familia mono-

parental es endógeno, por lo que incluirlo sesgaría nuestros estimadores. Debido a lo anterior, no lo utilizaremos dentro de las variables explicativas, por lo que no podremos distinguir mediante qué canal el hecho de tener una estructura monoparental afecta a la probabilidad de deserción. Luego usaremos una estrategia como la de Sanderfull y Wells (1997) al comparar entre hermanos para ver los efectos dentro de una misma familia.

4. Datos

Los datos a utilizar provienen de la Encuesta de Protección Social, una encuesta longitudinal tipo panel con datos para 2002, 2004, 2006 y 2009. Es la mayor encuesta de panel en Chile e indaga sobre materias relacionadas a la protección social, sirviendo como herramienta para el diagnóstico, desarrollo y evaluación de políticas públicas. Esta encuesta cuenta con dos módulos retrospectivos: uno de “historia familiar” y otro de “historia personal”. Supondremos que los errores que se podrían haber cometido al responder retrospectivamente son ruido blanco, es decir, la media del error es cero, lo que no generará sesgo en nuestros estimadores, pero si podría aumentar la varianza.

Atrición e Inclusión de datos

Un aspecto importante a tener en consideración es la atrición de la muestra. Esto es un problema grave cuando la pérdida de la muestra es “selectiva”, es decir, cuando existe una correlación entre variables observables y la pérdida de datos. Si la atrición o inclusión de datos es selectiva, podría estar sesgando nuestros estimadores.

Atrición hace referencia a las observaciones de individuos que están presentes en la primera ronda de encuesta, pero se pierden en alguna de las rondas siguientes y no vuelve a ser encuestado. Por otro lado, la inclusión se refiere a las observaciones que no estaban presentes en la primera ronda de encuestas, pero son incluidas en alguna ronda posterior a la primera.

Dentro de la muestra a ser utilizada, aproximadamente el 53,81% de los individuos fueron encuestados durante las 4 rondas y un 12,5% se pierde en alguna de las rondas posteriores a la primera. Un 24% es incluido en la muestra en algún periodo posterior al primero (el 15% fue incluido en la segunda ronda), y el 8,5% restante no contiene datos para la segunda y/o tercera ronda.

Para saber si la atrición e inclusión de individuos en la muestra generarán sesgo en nuestros estimadores, vemos si es que esta se correlaciona con alguna de las variables relevantes como son la estructura familiar, el sexo, el número de personas en el hogar, la edad y el sexo del jefe de hogar. Comparamos los

promedios de estas variables entre las observaciones que fueron incluidas y las que se perdieron con el resto, con el objetivo de analizar si estas observaciones son en promedio estadísticamente iguales.

La Tabla 1 muestra los promedios de estas variables, comparando en el panel superior los datos que sufrieron de atrición y los que no, y en el panel inferior los que fueron incluidos y los que no. Muestra la diferencia entre ambos y su significancia mediante un test de diferencia de medias. La variable sexo toma valor 1 cuando el individuo es hombre y 0 cuando es mujer, y tipo de hogar toma valor 1 si el hogar es unipersonal, 2 si el hogar es monoparental y 3 si es biparental.

Tabla 1: Atrición e Inclusión de datos: comparación medias

	Sexo	Edad	Tipo Hogar	N personas hogar	Sexo jefe hogar	Observaciones
Atrición						
0	0,509	10,484	2,94	5,10	0,847	44.992
1	0,511	10,580	2,92	4,98	0,861	6.444
Diferencia	-0,001	-0,095	0,016***	0,123***	-0,014**	
Inclusión						
0	0,510	9,43	2,93	5,247	0,863	38.340
1	0,507	9,70	2,92	5,790	0,797	10.347
Diferencia	0,004	-0,272	0,0117***	-0,543***	0,066**	

Nota: Atrición toma valor 1 si la observación se pierde en alguna ronda posterior a la primera. Inclusión toma valor 1 si la observación se incluye en la muestra en alguna ronda posterior a la primera. La variable sexo toma valor 1 cuando el individuo es hombre y 0 cuando es mujer y tipo de hogar toma valor 1 si el hogar es unipersonal, 2 si el hogar es monoparental y 3 si es biparental.

En el panel superior observamos la comparación de las observaciones que se perdieron durante alguna de las rondas de encuestas (atrición=1) con el resto de las observaciones (atrición=0). Vemos que en promedio son similares. La diferencia de medias entre sexo y edad no son significativamente distintas de 0; sin embargo, la diferencia entre el tipo de hogar, el número de personas del hogar y el sexo de jefe de hogar sí lo son. A pesar de que estas diferencias sean significativamente distintas de 0, son muy pequeñas en magnitud.

Análogamente, el panel inferior compara las observaciones que se incluyeron en alguna de las rondas (inclusión=1) con el resto de las observaciones (inclusión=0). Al momento de comparar las medias entre estos dos grupos, no

tomamos en cuenta a los recién nacidos, a modo de obtener una buena comparación entre grupos, sin que estos bajen el promedio de edad. Notamos que, al igual que con la atrición, la diferencia de medias de edad y sexo no son significativamente distintas de 0, mientras que la diferencia entre el tipo de hogar, el número de personas del hogar y el sexo de jefe de hogar sí lo son.

Pese a que la diferencia de medias entre algunas variables son estadísticamente diferentes de 0, son pequeñas en magnitud. Además, al realizar las estimaciones excluyendo a estos grupos los estimadores se mantienen, por lo que podemos decir que la atrición y selección de datos no alteran significativamente nuestras estimaciones.

Datos de ingresos

Los datos de ingresos por hogar se obtienen de la misma encuesta. Por problemas con valores extremos en los datos, se eliminará el año 2002 al incluir a los ingresos como variable en las estimaciones,⁴ y se mantendrán los ingresos per cápita que están dentro de un rango. Debido a una mal medición de ingresos se acotan los ingresos per cápita en un rango entre \$10.000 y \$8.000.000, para eliminar los valores extremadamente bajos o altos que parecen poco realistas. El anexo A.1 describe de manera detallada los problemas con esta variable.

Tipos de familia

Tabla 2: Porcentaje de Tipos de Hogar por año (EPS)

Tipo Hogar	2002	2004	2006	2009
Unipersonal	5,00 %	4,19 %	3,07 %	2,90 %
Monoparental	21,57 %	24,82 %	26,39 %	28,81 %
Biparental	73,43 %	70,99 %	70,55 %	68,29 %

Nota: La tabla muestra las proporciones de tipos de hogar en los años respectivos según datos de la encuesta de panel EPS.

La Tabla 2 muestra los porcentajes de tipo de hogar según el panel EPS. Vemos que sigue una tendencia parecida a lo mostrado anteriormente con datos de la Casen; la cantidad de hogares monoparentales ha ido en alza mientras que los biparentales ha ido a la baja. Mientras en la Casen el porcentaje de hogares monoparentales pasa de 19,7 % en 2000 a 21,02 % en 2009, en nuestra muestra pasa de 21,57 % en 2002 a 28 % en 2009. Por otro lado, los hogares biparentales

⁴Los ingresos para el año 2002 difieren de gran manera del resto de los años, es por eso que se eliminan en el análisis.

pasaron de un 71,8 % en 2000 a 68,49 % en 2009 según datos de la Casen, y de 73,4 % en 2002 a 68,3 % en 2009 según nuestra.

Muestra relevante

Se busca analizar el efecto de la estructura familiar en la deserción escolar, por lo que la población a ser estudiada son los individuos de 18 años o menos. De ese modo, contamos con una muestra de 21.418 jóvenes para 2002, 21.957 para 2004, 22.502 para 2006 y 19.071 para 2009. La diferencia en la cantidad de individuos se debe en parte al nacimiento de nuevos niños, a atrición e inclusión de otros. Como ya mencionamos, la atrición e inclusión de individuos no afecta nuestras estimaciones.

La Tabla 3 muestra los promedios de las variables en la muestra utilizada. Vemos que la edad promedio es de 10 años. La proporción de hombres y mujeres en la muestra estudiada está balanceada, aproximadamente el 51 % es hombre y el 49 %, mujer. El número de personas promedio por hogar es de 5,37 y el 82 % de los jóvenes vive en un hogar con jefe de hogar de sexo masculino. En cuanto a la deserción, vemos que el 4 % de la muestra deserta de los estudios y el tipo de hogar promedio que tienen estos individuos es biparental. Aproximadamente en el 93 % de las observaciones los individuos forman parte de un hogar biparental, mientras que en el 7 % forman parte de uno monoparental.

Analizando los datos individuales, podemos notar que entre 2002 y 2009, aproximadamente un 55,8 % de los jóvenes de 18 años o menos se mantuvo siempre en familia biparental, un 11,93 % se mantuvo siempre en monoparental, un 7,1 % pasó de tener estructura biparental a monoparental y un 4,10 % pasó de monoparental a biparental en el periodo mencionado, como muestra la Tabla 4. Comparando la deserción escolar entre los jóvenes, vemos una gran diferencia entre quienes pasan a tener familia monoparental y el resto. En promedio, la deserción entre los jóvenes de 18 años o menos es de un 3,3 %; sin embargo, si acotamos la muestra a quienes pasaron de tener estructura biparental a monoparental, esta cifra aumenta a un 5,8 %.

La muestra no identifica núcleos dentro de un hogar, por lo que no podremos identificar todas las relaciones entre los individuos pertenecientes a este, sino que solamente observamos la relación de cada individuo con el jefe de hogar. Debido a lo anterior, y con el objetivo de analizar relaciones entre padres e hijos/hijas, eliminaremos del análisis a los individuos que no están clasificados como hijos o hijas del jefe de hogar. Estos individuos representan el 39,4 % de los jóvenes de 18 años o menos, y están clasificados, en su mayoría, como “otro familiar” u “otro no familiar”, y no podemos saber si tienen relación de padre/madre - hijo/hija con algún otro perteneciente al hogar. El hecho de excluir a estos individuos puede tener repercusiones en la validez externa de los resultados.

Familias que viven como segundo, tercer o cuarto núcleo en un hogar pueden

Tabla 3: Estadística Descriptiva

	Media
Edad	10,50 (5,18)
Hombre	0,51 (0,50)
N personas hogar	5,37 (1,90)
Jefe de hogar masculino	0,82 (0,39)
Deserción	0,04 (0,20)
Tipo Hogar	2,93 (0,24)

Nota: La tabla presenta las medias de variables para hijos o hijas del jefe de hogar hasta los 18 años. Desviaciones estándar en paréntesis. Tipo de hogar toma valor 1 si el hogar es unipersonal, 2 si el hogar es monoparental y 3 si es biparental. Deserción toma el valor 1 cuando el individuo deserta de los estudios escolares y 0 en otro caso.

tener características diferentes de las del primer núcleo; por ejemplo, podrían ser más vulnerables si es que viven de allegados en el hogar, por lo que el efecto encontrado será local. Según datos de la Casen 2009, las familias que viven como primer núcleo tienen ingresos per cápita significativamente mayores que familias que viven como segundo, tercer, y hasta quinto núcleo.⁵ En nuestra muestra no podemos comparar los ingresos per cápita entre núcleos, ya que no contamos con esa distinción, pero sí podemos notar que hogares que contienen a individuos clasificados como ‘otro familiar’ u ‘otro no familiar’ tienen un 7% menos de ingresos per cápita que el resto. Esto puede ser reflejo de que segundos o mayores núcleos dentro de un hogar tienen menores ingresos per cápita, por lo

⁵Según Datos de la Casen 2009, la diferencia en ingresos entre familias que viven como primer núcleo y las que no viven como primer núcleo es de \$41.989, siendo esta diferencia significativa al 99% de confianza.

Tabla 4: Estructura familiar de los jóvenes en el tiempo

	Porcentaje
Siempre biparental	55,80 %
Siempre monoparental	11,93 %
Bi-Monoparental	7,10 %
Mono-Biparental	4,10 %

Nota: La tabla muestra cómo se mantiene la estructura familiar de los individuos hasta los 18 años.

que bajan el promedio del hogar. Dicho lo anterior, no se podrá extrapolar los resultados a hijos de familias que no pertenecen al primer núcleo de un hogar. Como método de robustez se incluirán más adelante en el análisis, es decir, no se acotará la muestra a quienes estén clasificados como hijos o hijas del jefe de hogar, sino que se incluirá a todos los jóvenes hasta los 18 años.

La muestra tampoco señala si la relación clasificada como hijo o hija del jefe de hogar es biológica o no, ni tampoco si los jóvenes son también hijos del cónyuge del jefe hogar. Esto podría subestimar los resultados encontrados si el cónyuge del jefe de hogar no representa una figura materna o paterna relevante para el joven, haciendo que los beneficios de las relaciones parentales encontrados en la literatura sean menores. Lo que se examinará será la estructura familiar, más allá de si las relaciones son biológicas o no.

5. Metodología

Para poder identificar un efecto causal, no podemos comparar directamente a familias monoparentales y biparentales, por lo que se hará uso del panel EPS, lo que permitirá controlar por no observables. Con este panel se estimará el efecto de pasar de una familia biparental a una monoparental realizando las siguientes ecuaciones:

$$\text{Log}(Y)_{it} = \alpha_1 \text{Mono}_{it} + v_{it} \quad (1)$$

$$\text{Des}_{it} = \alpha_2 \text{Mono}_{it} + \delta_2 X_{it} + \gamma_2 T_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Des}_{it} = \alpha_3 \text{Mono}_{it} + \delta_3 X_{it} + \beta_3 \text{Mono}_{it} * X_{it} + \gamma_3 T_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

La ecuación (1) presenta la relación entre la transición de biparental a monoparental y el ingreso per cápita del hogar. Para ello se tomará como ingreso el total de los ingresos monetarios (ingreso autónomo más transferencias del Gobierno) representado por la variable Y . Esta se encuentra en logaritmo para analizar la semielasticidad entre la variable *Mono* y el ingreso per cápita del hogar. Es decir, α_1 representará el cambio porcentual del ingreso per cápita de la familia al pasar a ser monoparental. Es importante recordar que al incluir los ingresos per cápita en el análisis se eliminan las observaciones del año 2002 y se acotan los ingresos per cápita debido a problemas con los datos de ingresos en la muestra.

La variable *Mono*, nuestra variable de interés, es una dummy que toma el valor 1 si la familia del individuo i pasó de ser biparental a monoparental en algún periodo anterior a i . Es decir, tomará valor 1 si hubo una separación de los padres o fallecimiento de alguno de ellos entre un periodo y otro, lo que implica que en la familia ya no hay un cónyuge o pareja que pertenezca al hogar. Por ejemplo, si la familia del individuo i fue biparental hasta 2003 para luego ser monoparental, la dummy tendrá valor 0 para 2002, y 1 para los años siguientes. Si esa familia vuelve a ser biparental, la variable *Mono* volverá a tomar valor 0. La muestra puede identificar todas las transiciones de estructura familiar dentro del periodo estudiado, por lo que el efecto capturado por el estimador es el de pasar a tener una familia monoparental y que esta se mantenga de esa manera. Una familia se considera biparental si existe alguien clasificado como “cónyuge del jefe de hogar” que pertenezca a este, lo que refleja que hay una pareja que constituye el hogar. Al contrario, una familia se considerará monoparental si es que no existe un cónyuge que pertenezca al hogar, es decir, solamente hay un jefe del hogar a cargo de este.

En la ecuación (2) *Des* representa la deserción educacional del individuo, tomando el valor 1 si desertó y 0 en otro caso. Existen varias maneras de calcular la deserción escolar.⁶ Usaremos la tasa de incidencia, la cual mide la deserción escolar evaluando la transición de un año a otro de los estudiantes. Un individuo deserta cuando luego de haber estado matriculado en el periodo académico anterior, no retorna al sistema escolar, sin que durante ese periodo se haya graduado.⁷

T representa un efecto fijo tiempo y la variable X contiene a las variables de control que serán agregadas en la ecuación. Dentro de los controles se encuentra: sexo del individuo, edad de individuo, densidad del hogar (número de personas

⁶Los tres estadísticos de deserción más usados son la tasa de incidencia, de prevalencia o longitudinal. Se utiliza la tasa de incidencia por ser la más simple y de fácil interpretación.

⁷“Serie Evidencias: Medición de la Deserción Escolar en Chile”. Centro de Estudios MINI-EDUC, Marzo 2013

en el hogar), sexo del jefe del hogar e ingresos per cápita del hogar. Se controlará por las líneas base de estas variables, es decir, por la primera observación de cada variable para cada individuo. Debido a lo anterior los controles utilizados serán constantes, lo que no capturará los cambios en esas variables a través del tiempo. Esto evita introducir variables endógenas en las estimaciones, como lo sería por ejemplo, los cambios en ingresos o en el número de personas en el hogar que acompañan a cambios en estructura familiar.

La ecuación (3) es similar a la (2) sólo que incluye las interacciones de las variables de control con la variable de interés *Mono*. Esto con el objetivo de analizar bajo qué condiciones el efecto de pasar a tener una familia monoparental sobre la deserción es mayor o menor.

Efecto en ingresos

Dentro de la literatura se plantea que el pasar a tener una familia monoparental viene acompañado por una disminución en los ingresos familiares. Para analizar si esto ocurre en nuestra muestra, vemos la relación entre la variable *Mono* y el ingreso per cápita de los hogares, equivalente a estimar la ecuación (1).

Tabla 5: Relación entre transición a monoparental e ingresos

(1)	
VARIABLES	Log ingreso per cápita hogar
Mono	-0.204*** (0.0248)
Observaciones	23,739
Número de id	14,772

Errores Estándar Robustos en parentesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: La tabla muestra la relación OLS entre el logaritmo del ingreso per cápita por hogar y la variable *Mono*.

La Tabla 5 muestra que el pasar a tener una familia monoparental se asocia con una disminución del ingreso per cápita del hogar de un 20 %, acorde con los valores encontrados en la literatura previa. Para ver esta relación acotamos la muestra; por problemas con los datos de ingresos eliminamos el año 2002 y

restringimos los ingresos per cápita a un rango entre 10.000 y 8 millones de pesos, de manera de limpiar los valores mal medidos.

Es importante notar que el cambio en ingresos es endógeno, por lo que no se incluye el ingreso corriente como variable explicativa en los análisis entre deserción y transición a estructura familiar monoparental, ya que sesgaría los estimadores y no nos permitiría obtener conclusiones correctas. Lo que sí se incluye en el análisis posterior es el ingreso en línea base, es decir, la primera observación de ingresos para cada individuo. De esa manera se controla por el ingreso per cápita del hogar anterior al cambio en estructura familiar, dejando fuera de las estimaciones el cambio en ingresos debido a cambios en estructura familiar, lo cual es endógeno.

Debido a lo anterior, no podemos identificar mediante qué canales el pasar a tener una familia monoparental aumenta la probabilidad de deserción, sino que se verá como una suma de procesos, tanto psicológicos como financieros, que inciden en las decisiones de los hijos.

Efectos en deserción escolar

Para estimar la ecuación (2), como primer acercamiento vemos la relación entre las variables *Des* y *Mono*, es decir, la relación entre la deserción y el cambio en estructura familiar. La población sobre la cual se hacen estas estimaciones son los jóvenes de hasta 18 años hijos o hijas del jefe del hogar. La Tabla 6 presenta los resultados. La columna 1 muestra la relación OLS entre estas dos variables utilizando errores agrupados por grupo. Estos se utilizan usualmente en datos de panel, ya que el supuesto de que el error tiene media cero no necesariamente se cumple. En este caso los errores están agrupados por individuo (resultados se mantienen si se agrupan por hogar). Esta estimación nos entrega un coeficiente positivo y significativo; es decir, el pasar a tener una familia monoparental parece tener un efecto en la probabilidad de deserción de los jóvenes en comparación con el resto.

Desde la columna 2 en adelante se comienzan a agregar las variables de control a la regresión. Estas variables son medidas en la primera observación del individuo, por lo que son constantes. En otras palabras, se toman los valores de estas variables antes del cambio en estructura familiar. La columna 2 controla por el sexo del individuo a través de una dummy que toma valor 1 si es hombre y 0 si es mujer. Parece ser que el ser hombre se relaciona de manera positiva con la probabilidad de deserción de los estudios. La columna 3 controla además por el número de personas del hogar y la 4, por la edad del joven. Ambos controles significativos y positivos. La columna 5 controla también por el sexo del jefe del hogar a través de una dummy que toma el valor 1 si el sexo del jefe del hogar en la primera observación es hombre y 0 si es mujer. Esta última variable es negativa pero no significativa, lo que refleja que el sexo del jefe de hogar no correlaciona de manera significativa con la deserción escolar

de los hijos. Podemos notar que en todas las columnas el coeficiente de *Mono* se mantiene positivo y significativo, sólo disminuye levemente de 0,0336 a 0,0332.

La columna 6 de la Tabla 6 controla por ingresos per cápita del hogar en línea base, es decir, la primera observación de ingresos para cada individuo. Debido a problemas con los datos explicados anteriormente, se eliminan las observaciones del año 2002, quedando disponibles las observaciones entre 2004 y 2009. Vemos que el coeficiente de *Mono* aumenta en magnitud y se mantiene positivo y significativo. El coeficiente de hombre aumenta en magnitud y el de número de personas en el hogar pierde su significancia. Vemos que el coeficiente de ingresos per cápita del hogar es negativo y levemente significativo. Esto quiere decir que niveles de mayor ingreso se asocian con menor probabilidad de deserción; sin embargo, la magnitud de este coeficiente es pequeña.

A partir de los resultados de la Tabla 6, podemos concluir que controlando por las líneas base de edad, sexo, número de personas del hogar, sexo del jefe de hogar e ingresos per cápita, el hecho de pasar de tener una familia biparental a una monoparental aumenta las probabilidades de deserción en 4,13 puntos porcentuales. Por otro lado, el hecho de ser hombre y tener más edad se relaciona de manera positiva con la probabilidad de deserción escolar, mientras que mayores niveles de ingresos se asocian de manera negativa y significativa con la probabilidad de deserción, aunque en magnitud la relación es pequeña. El coeficiente de sexo masculino del jefe de hogar es no significativo, por lo que no parece haber una fuerte correlación entre la deserción de los jóvenes y el sexo del jefe de hogar.⁸

Estimamos ahora la ecuación (3), la cual incluye las interacciones entre las variables de control y la variable de interés *Mono*. De este modo, podremos analizar si el efecto de pasar a tener una familia monoparental es mayor según las características del hogar y/o del individuo.

La Tabla 7 nos entrega los resultados. Notamos que, al incluir las interacciones, el coeficiente de la variable *Mono* pierde su significancia y disminuye en magnitud. Esto puede deberse a que parte del efecto de pasar a tener una familia monoparental lo están capturando las interacciones, además de que al incluir más variables al modelo aumentó la varianza del estimador.

Podemos notar en la columna 4 que la única interacción que tiene un coeficiente significativo es entre el sexo del individuo y la variable *Mono*. Esto quiere decir que el efecto de pasar a tener una familia monoparental es 2,23 puntos porcentuales mayor para los hombres que para las mujeres. Sin embargo, al controlar por ingresos en línea base en la columna 5, el estimador pierde sig-

⁸Estos resultados se mantienen si eliminamos de la muestra a familias que tuvieron más de una separación, en otras palabras, familias que tuvieron una transición del tipo biparental-monoparental-biparental-monoparental.

Tabla 6: Efectos de pasar a tener una familia monoparental sobre la deserción

VARIABLES	(1) Deserción	(2) Deserción	(3) Deserción	(4) Deserción	(5) Deserción	(6) Deserción
Mono	0.0336*** (0.00608)	0.0335*** (0.00607)	0.0333*** (0.00607)	0.0329*** (0.00607)	0.0332*** (0.00611)	0.0413*** (0.0105)
Hombre		0.00551*** (0.00212)	0.00556*** (0.00212)	0.00559*** (0.00211)	0.00566*** (0.00213)	0.0106*** (0.00362)
N personas hogar			0.00125** (0.000617)	0.00115* (0.000617)	0.00149** (0.000640)	0.00140 (0.00102)
Edad				0.000416*** (0.000125)	0.000418*** (0.000127)	0.000267*** (0.000104)
Jefe de hogar masculino					-0.00236 (0.00294)	0.00304 (0.00437)
Ingresos per cápita						-2.28e-08* (1.33e-08)
Observaciones	51,436	51,436	51,436	51,436	50,998	23,429
Número de individuos	23,428	23,428	23,428	23,428	23,074	14,505

Errores estándar robustos en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: La tabla muestra relaciones OLS agrupando los errores por id. Se incluye en la muestra a quienes tienen una relación de hijo o hija con el jefe del hogar. De la columna 1 a la 5 se utilizan observaciones entre 2002 y 2009. La última columna elimina las observaciones del año 2002 debido a errores de medición de la variable ingresos.

nificancia. Recordemos que al controlar por ingresos utilizamos solamente las observaciones desde el 2004 en adelante.

En la columna 5 podemos ver que el coeficiente de la interacción entre *Mono* y el sexo del jefe de hogar es significativo. Esto es reflejo de que el hecho de pasar a tener una familia monoparental es menor si el jefe de hogar antes del cambio en estructura familiar, es hombre.

Las estimaciones anteriores han sido obtenidas a partir de regresiones OLS en el panel. Estas no restringen que la probabilidad de deserción se encuentre entre 0 y 1, con lo que se pueden obtener predicciones poco lógicas (una probabilidad mayor a 1 o negativa). Al probar las mismas regresiones con métodos

Tabla 7: Interacción entre *Mono* y variables de control

VARIABLES	(1) Deserción	(2) Deserción	(3) Deserción	(4) Deserción	(5) Deserción
Mono	0.00330 (0.0203)	0.00644 (0.0205)	0.0185 (0.0267)	0.00587 (0.0276)	0.0385 (0.0490)
Hombre	0.00566*** (0.00213)	0.00566*** (0.00213)	0.00565*** (0.00213)	0.00469** (0.00213)	0.00976** (0.00364)
N personas hogar	0.00124* (0.000639)	0.00123* (0.000639)	0.00123* (0.000639)	0.00123* (0.000639)	0.00108 (0.00102)
Edad	0.000419*** (0.000127)	0.000456*** (0.000143)	0.000456*** (0.000144)	0.000456*** (0.000144)	0.000293*** (0.000117)
Jefe de hogar masculino	-0.00239 (0.00294)	-0.00236 (0.00294)	-0.00189 (0.00293)	-0.00189 (0.00293)	0.00489 (0.00472)
Ingresos per cápita					-2.44e-08* (1.33e-08)
Mono*N personas hogar	0.00572 (0.00390)	0.00572 (0.00391)	0.00580 (0.00392)	0.00585 (0.00391)	0.00881 (0.00666)
Mono*Edad		-0.000322 (0.000226)	-0.000323 (0.000225)	-0.000317 (0.000222)	-0.000194 (0.000196)
Mono*Jefe de hogar masculino			-0.0140 (0.0214)	-0.0132 (0.0214)	-0.0700* (0.0368)
Mono*Hombre				0.0223* (0.0121)	0.0235 (0.0208)
Mono*Ingresos per cápita					9.02e-08 (1.11e-07)
Observaciones	50,998	50,998	50,998	50,998	23,429
Número de individuos	23,074	23,074	23,074	23,074	14,505

Errores estándar robustos en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: La tabla muestra relaciones OLS agrupando los errores por id. Se incluye en la muestra a quienes tienen una relación de hijo o hija con el jefe del hogar. De la columna 1 a la 4 se utilizan observaciones entre 2002 y 2009. La última columna elimina las observaciones del año 2002 debido a errores de medición de la variable ingresos.

de logit y probit, se obtienen resultados similares. Estas no cuentan con el problema de OLS; sin embargo, asumen una distribución de los datos, por lo que para no imponer supuestos adicionales, se prefirió OLS.

Otro aspecto importante a considerar es la edad de los individuos en la muestra. Las estimaciones realizadas consideran a jóvenes de hasta los 18 años; sin embargo, acotar la edad de la muestra a jóvenes de entre 10 y 18 años mantiene los resultados.

Separación versus viudez

El efecto que tiene el pasar a tener una familia monoparental podría ser diferente según los motivos de esa transición. El que los padres de un joven se separen o alguno de ellos fallezca puede no necesariamente provocar el mismo efecto en las probabilidades de deserción. Los procesos involucrados en cada uno de estos hechos pueden ser muy diferentes, llevando posiblemente a que el resultado no sea el mismo.

Para analizar la diferencia entre viudez y separación estimaremos la siguiente ecuación:

$$Des_{it} = \sigma V_{it} + \beta S_{it} + \delta_4 X_{it} + \gamma_4 T_t + \nu_{it} \quad (4)$$

donde V es una dummy que toma valor 1 si el motivo de pasar a tener una estructura monoparental es el fallecimiento de uno de los padres y 0 en otro caso, mientras que S es una dummy que toma valor 1 si el motivo es por separación de los padres y 0 en otro caso. De esa manera, podremos diferenciar los efectos de viudez y separación comparando los coeficientes σ y β .

La Tabla 8 nos muestra la diferencia entre viudez y separación. La variable que indica el por qué el hogar es monoparental se encuentra disponible solamente para los años 2006 y 2009, por lo que los resultados se muestran para estos años, lo que disminuye la muestra. La primera columna muestra la relación entre deserción y monoparentalidad más los controles. Es equivalente a la columna 5 de la Tabla 6 sólo que con una muestra más acotada (solamente toma los años 2006 y 2009).

La segunda y la tercera columna distinguen entre viudez y separación. Vemos que ambas variables tienen coeficientes positivos y significativos; sin embargo, el coeficiente que acompaña a la variable viudez es mayor que el que acompaña a la variable separación (0,0262 versus 0,0112), lo que refleja que el fallecimiento de uno de los padres tiene un efecto mayor en deserción escolar que la separación de los padres.

Al comparar la columna 1 con la 2 y 3 notamos que el coeficiente de viudez es mayor que el coeficiente de *Mono*, mientras que el de separación es menor. El resto de los controles se mantiene similar a los de la Tabla 6, con excepción del ingreso per cápita del hogar, el cual pierde su significancia.

Tabla 8: Separación versus viudez

VARIABLES	(1) Deserción	(2) Deserción	(3) Deserción
Mono	0.0159*** (0.00610)		
Viudez		0.0265*** (0.00941)	0.0325*** (0.00125)
Separación		0.0111*** (0.00377)	0.0131*** (0.00156)
Hombre	0.0133*** (0.00381)	0.0132*** (0.00381)	0.0156*** (0.00474)
N personas hogar	-0.000243 (0.00103)	-0.00170 (0.00109)	-0.000907 (0.00141)
Edad	0.000248** (9.64e-05)	0.000246*** (9.48e-05)	0.000182*** (8.07e-05)
Jefe de hogar masculino	-0.000177 (0.00514)	0.00224 (0.00516)	0.00638 (0.00626)
Ingresos per cápita			-3.11e-08 (2.45e-08)
Observaciones	23,016	23,016	14,506
Número de individuos	15,391	15,391	10,850

Errores estándar robustos en paréntesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nota: La primera columna muestra la relación OLS entre deserción y Mono entre 2006 y 2009. Las columnas 2 y 3 muestran la relación OLS entre la deserción escolar contra viudez y separación entre 2006 y 2009. Las tres columnas tienen errores agrupados por id.

Comparación entre hermanos

Estudiaremos ahora el efecto de tener una familia monoparental a través de otro método. Incluiremos en nuestra estimación un efecto fijo por familia, para así comparar las probabilidades de deserción entre jóvenes dentro de una misma familia.

Para analizar la deserción entre hermanos, estimamos la siguiente ecuación:

$$Des_{it} = \alpha_5 Mono_{it} + \delta_5 X_{it} + \varphi F_f + \gamma_5 T_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

donde F corresponde al efecto fijo familiar. En esta ecuación, α_5 nos entregará la estimación del efecto de tener una familia monoparental comparando hermanos dentro de una misma familia.

La Tabla 9 nos muestra la relación entre deserción y las mismas variables explicativas utilizadas anteriormente. La diferencia es que incluimos un efecto fijo por familia. De este modo la comparación se hace *intra familia*, lo que quiere decir que comparamos el efecto de tener una familia monoparental dentro de una misma familia.

Vemos que el coeficiente *Mono* sigue manteniéndose positivo y significativo. La columna 1 la comparamos con la columna 5 de la Tabla 6, y vemos que al comparar entre hermanos el efecto de tener una familia monoparental sobre la deserción escolar es 2,27 puntos porcentuales mayor que el de las estimaciones anteriores (0,0559 versus 0,0332). Luego en la columna 2 se agrega como control el ingreso per cápita del hogar. Comparamos esta última estimación con la columna 6 de la Tabla 6 y vemos que al comparar entre hermanos el coeficiente de *Mono* es 0,37 puntos porcentuales mayor que en las estimaciones anteriores (0,0450 versus 0,0413). Respecto a los controles, el hecho de ser hombre pierde significancia en la primera columna, y en la segunda es levemente significativo, mientras que en las estimaciones anteriores era significativo al 99 % de confianza. El ingreso per cápita del hogar pierde su significancia y el número de personas del hogar se vuelve negativo y significativo, lo que reflejaría que, comparando *intra familia*, un hogar con mayor número de personas se asocia a menor probabilidad de deserción escolar, lo cual difiere de lo encontrado en las estimaciones de la Tabla 6, donde el estimador es positivo aunque no significativo.

Al analizar el efecto entre hermanos, estamos estimando mediante otra alternativa y abordando el problema de identificación desde otro punto de vista. Si suponemos que los hermanos comparten las mismas características inobservables familiares, nos entrega un estimador insesgado que controla por estas variables familiares inobservables. Pueden existir variables no observables similares entre hermanos que incidan sobre las probabilidades de desertar, como por ejemplo,

Tabla 9: Comparación entre hermanos

VARIABLES	(1) Deserción	(2) Deserción
Mono	0.0559*** (0.00668)	0.0450*** (0.00182)
Hombre	0.00316 (0.00237)	0.00780* (0.00358)
N personas hogar	-0.00862*** (0.00150)	-0.0198*** (0.00226)
Edad	0.000209** (9.28e-05)	0.000232* (0.000130)
Jefe de hogar masculino	-0.000601 (0.00548)	0.00575 (0.00115)
Ingresos per cápita		-8.84e-08 (1.33e-07)
Observaciones	50,998	23,429

Errores estándar robustos en paréntesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nota: La tabla muestra la relaciones OLS utilizando errores agrupados por id. Controla por efectos fijos por familia, por lo que las estimaciones son *intrafamilia*. La primera columna utiliza observaciones entre 2002 y 2009. La segunda columna elimina las observaciones del año 2002 debido a errores de medición de la variable ingresos.

la dotación genética. Al incluir un efecto fijo por familia estamos limpiando por estas variables no observables; sin embargo, es importante destacar que puede existir heterogeneidad dentro de una familia, por lo que los efectos por familia pueden no ser constantes entre hermanos.

Los resultados no difieren de gran manera a los encontrados anteriormente, por lo que no parecen haber variables familiares inobservables que estén sesgando nuestro coeficiente de *Mono*, y si es que los hay, lo estarían subestimando.

6. Robustez de los resultados

Ampliando la muestra

Durante todo el análisis anterior se tomó una muestra en que los jóvenes tenían 18 años o menos, y eran hijos del jefe del hogar. Esto dejaba fuera 27.755 observaciones (manteniendo 51.436 observaciones de clasificados como hijo o hija del jefe del hogar) lo que representa al 39% de los jóvenes en la edad mencionada. Estos están clasificados como “otros familiares” u “otros no familiares” (además de “no sabe o no responde”), lo que hace pensar que pertenecen a otro núcleo dentro del hogar. El objetivo principal de este trabajo es ver el efecto de la falta de uno de los padres sobre la deserción escolar, razón por la cual fueron excluidos anteriormente, pero será interesante ver si este resultado varía si se incorpora el resto de los jóvenes. Para ello, se estimará la ecuación (2) incluyendo observaciones tanto de hijos del jefe de hogar como no hijos.

La Tabla 10 nos muestra los resultados. Es similar a la Tabla 6 pero con una muestra más amplia. La columna 1 muestra la relación entre la variable *Mono* y la probabilidad de desertar de los estudios. Si comparamos este coeficiente con el de la Tabla 6, vemos que al incluir a los no hijos del jefe de hogar la relación entre deserción y monoparentalidad es menor (0,0208 versus 0,0336). En las siguientes columnas se controla por el número de personas en el hogar, edad, sexo del individuo y del jefe de hogar e ingresos per cápita del hogar, todos medidos antes del cambio de estructura familiar. Al igual que en las estimaciones anteriores de la Tabla 6, el coeficiente de *Mono* se mantiene positivo y significativo a través de la inclusión de los distintos controles. En la columna 2 este coeficiente es 1,14 puntos porcentuales menor que en las estimaciones que incluyen sólo a los hijos del jefe de hogar (0,0218 versus 0,0332) y en la columna 3, al incluir ingresos como control, es 1,77 puntos porcentuales menor (0,0236 versus 0,0413).

El resto de los controles se mantiene similar a las estimaciones de la Tabla 6, con excepción del ingreso per cápita del hogar, el cual aumenta su significancia, y el número de personas en el hogar. Al incluir a los no hijos del jefe de hogar este coeficiente se vuelve negativo y significativo, mientras que en las estimaciones anteriores es positivo y no significativo. Eso refleja que la correlación entre el número de personas en el hogar y la deserción no es robusta; es decir, no podemos afirmar con certeza que el número de personas en un hogar se correlaciona con la deserción escolar.

El efecto encontrado de pasar a tener una familia monoparental sobre la deserción es robusto a la inclusión de los no hijos del jefe del hogar. Incluir a estos últimos puede tener implicancias sobre la validez externa de los resultados. Se

Tabla 10: Resultados incluyendo a los no hijos del jefe de hogar

VARIABLES	(1) Deserción	(2) Deserción	(3) Deserción
Mono	0.0208*** (0.00384)	0.0218*** (0.00389)	0.0236*** (0.00527)
Hombre		0.00529*** (0.00172)	0.00808*** (0.00248)
N personas hogar		-0.000845** (0.000366)	-0.00324*** (0.000472)
Edad		0.000229*** (5.56e-05)	0.000213*** (6.65e-05)
Jefe de hogar masculino		-0.00281 (0.00219)	0.00229 (0.00295)
Ingresos per cápita			-2.87e-08*** (1.31e-08)
Observaciones	79,243	77,988	42,520
Número de individuos	35,081	34,292	25,147

Errores estándar robustos en paréntesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nota: La tabla muestra la relación OLS agrupando los errores por id. Se incluye en la muestra a quienes tienen una relación con el jefe del hogar clasificada como: hijo o hija del jefe del hogar, otro familiar, otro no familiar, no sabe/no responde. La primera y la segunda columna utilizan observaciones entre 2002 y 2009. La tercera columna elimina las observaciones del año 2002 debido a errores de medición de la variable ingresos.

puede extrapolar el efecto encontrado a todos los jóvenes dentro de un hogar, no solamente a los clasificados como hijo o hija del jefe de hogar. Con esto, se incluyen principalmente a hijos e hijas de un segundo o mayor núcleo dentro del hogar, los cuales son en promedio más pobres que los del primer núcleo. Según datos de la Casen 2009, individuos pertenecientes al primer núcleo del hogar tienen casi \$42.000 más de ingreso per cápita en comparación al resto, por lo que nuestros resultados pueden extrapolarse ahora a individuos con promedios

de ingresos más bajos.

Transición de monoparental a biparental

Otro modo de comprobar la robustez de los resultados es ver la transición contraria, es decir, pasar de una familia monoparental a una biparental. Para ello estimaremos la siguiente ecuación:

$$Des_{it} = \rho Bit + \delta_6 X_{it} + \gamma_6 T_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

donde la variable B es una dummy que toma valor 1 si una familia pasó de tener estructura monoparental a biparental y 0 en otro caso; es decir, está construida de manera contraria a la variable $Mono$. La variable X contiene los mismos controles explicados anteriormente.

Lo que se espera es que el coeficiente de esta variable sea negativo o no significativo. El coeficiente sería negativo si el hecho de pasar a tener un cónyuge o pareja del jefe de hogar en la familia disminuye las probabilidades de que los jóvenes deserten de sus estudios. Esto podría generarse si esta transición trae consigo aumentos en los ingresos familiares y/o efectos psicológicos positivos sobre el individuo, ya sea por tener presente un rol de figura paterna o materna, u otros canales que pueden estar incidiendo sobre la probabilidad de desertar. Por otro lado, el pasar de una familia monoparental a biparental podría no afectar significativamente la probabilidad de deserción, ya que en la mayoría de los casos el cónyuge del jefe es un integrante nuevo del hogar (no el padre de los hijos); puede ser que este nuevo integrante no logre cumplir el rol de figura paterna o materna, o que el ingreso de estos nuevos integrantes no sea destinado a los jóvenes.

La Tabla 11 nos muestra los resultados. Podemos apreciar que el coeficiente B es negativo aunque no significativo, sin afectar de gran manera a los demás coeficientes en comparación a las estimaciones anteriores. Esto nos indica que los resultados son robustos a la reversión en la transición, es decir, pasar a tener una familia biparental, si es que tiene algún efecto sobre deserción, pareciera ser lo contrario que pasar a tener una familia monoparental.

7. Conclusión

En el presente trabajo se estudió el efecto de tener una familia monoparental en la deserción escolar en Chile. Se utilizó como base la Encuesta de Protección Social con datos para los años 2002, 2004, 2006 y 2009.

Tabla 11: Transición monoparental - biparental

VARIABLES	(1) Deserción	(2) Deserción
Bi	-0.00342 (0.00667)	-0.00287 (0.00791)
Hombre	0.00605*** (0.00214)	0.0108*** (0.00365)
N personas hogar	0.000613 (0.000647)	-0.00137 (0.00103)
Edad	0.000508*** (0.000159)	0.000264*** (0.000112)
Jefe de hogar masculino	-0.000333 (0.00297)	0.00444 (0.00400)
Ingresos per cápita		-2.63e-08* (1.46e-08)
Observaciones	50,998	23,429
Número de individuos	23,074	14,505

Errores estándar robustos en paréntesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nota: La tabla muestra la relaciones OLS controlando agrupando los errores por id. La variable *Bi* indica si una familia pasó de tener estructura monoparental a biparental. La muestra contiene a los hijos o hijas del jefe del hogar. La primera columna contiene observaciones entre los años 2002 y 2009, mientras que la segunda columna contiene observaciones entre 2004 y 2009.

Existe una amplia literatura que estudia los efectos de tener una familia monoparental. Cambios como separaciones o nuevos matrimonios pueden generar un estrés que lleve a una paternidad menos eficaz y a cambios en comportamiento de los hijos (McLanahan, 1985). Los padres representan el capital social de los hijos y la ausencia de uno de los padres (o de ambos) reduce drásticamente el contacto entre éste y su hijo, privando al joven de los beneficios de las relaciones y redes sociales del padre o madre ausente (Coleman, 1990). Por

otro lado, la presencia de ambos padres fortalece el control social, se genera un sistema que entrega más apoyo y supervisión al niño, además de servir como control entre ambos padres para no tender a ser muy permisivos o muy autoritarios (McLanahan, 1985). Sumado a lo anterior, la transición a una estructura familiar monoparental viene acompañada de una disminución de ingresos de aproximadamente un 20 %, lo cual, siendo los problemas financieros una de las causas principales de deserción, hace más probable que los jóvenes deserten.

El hecho de que un hogar sea monoparental se relaciona tanto con variables observables como con no observables, lo que hace que comparar directamente hogares monoparentales con hogares biparentales nos entregue correlaciones y no causalidades. Para enfrentar la endogeneidad, se utilizó un panel y se analizó la deserción entre familias que comenzaron siendo biparentales y pasaron a ser monoparentales. Con el fin de analizar jóvenes en etapa escolar y la relación con sus padres, se estudia a los hijos de jefe de hogar hasta los 18 años. Al ser endógenas las variables de control, se controla por las líneas bases, es decir, las variables antes del cambio en estructura familiar. Debido a lo anterior, no somos capaces de identificar mediante qué canal el tener una familia monoparental incide en la deserción escolar.

La evidencia muestra que al controlar por las líneas base de edad, número de personas del hogar, sexo del individuo, sexo del jefe de hogar e ingresos per cápita, el pasar a tener una estructura monoparental genera un aumento en la probabilidad de deserción escolar de 4,13 puntos porcentuales aproximadamente. Al poner en interacción la variable que indica monoparentalidad y las variables de control, vemos que las únicas interacciones significativas son entre *Mono* y el hecho de ser hombre, y entre *Mono* y tener un jefe de hogar masculino. Esto quiere decir que el efecto de pasar a tener una familia monoparental sería más grande para los hombres que para las mujeres, y cuando el sexo del jefe de hogar antes del cambio en estructura familiar es femenino.

Con respecto a las variables de control, podemos decir que la edad y el hecho de ser hombre se asocian de manera positiva con la probabilidad de deserción escolar, mientras que los ingresos per cápita del hogar anteriores a los cambios en estructura familiar se asocian de manera negativa con la probabilidad de desertar. Sin embargo, la magnitud de esta última correlación es muy pequeña y significativa sólo al 90 % de confianza.

Identificando la razón de la transición a estructura monoparental, vemos que, aun siendo parecidos en significancia, el fallecimiento de alguno de los padres parece tener un efecto de mayor magnitud que la separación de ellos (0,0325 versus 0,0131). Esta estimación se realiza solamente con las últimas dos rondas de la encuesta EPS, ya que es entonces donde se incluye esa información.

Por último, incluimos un efecto fijo por familia con el objetivo de comparar la deserción entre hermanos. Vemos que analizando el efecto intra familia y

controlando por edad, número de personas del hogar, sexo del individuo, sexo del jefe de hogar e ingresos per cápita, el tener una estructura familiar monoparental aumenta significativamente las probabilidades de desertar en 4,5 puntos porcentuales aproximadamente.

Los resultados encontrados son robustos a la inclusión de los no hijos del jefe de hogar. Se incluyen los menores de 18 que están clasificados como “otros familiares” u “otros no familiares” a modo de extender los resultados a los que no pertenecen al primer núcleo, y los resultados se mantienen similares. Se estudia también la transición contraria, es decir, el efecto de pasar de una estructura familiar monoparental a una biparental y se encuentran resultados contrarios. El estimador de la transición contraria es negativo, aunque no significativo, lo que va en línea con lo planteado en este trabajo.

Este estudio pretende aportar a la evidencia empírica de las consecuencias de tener una familia monoparental. No existe este tipo de evidencia para este ámbito en Chile, por lo que esto es sólo un inicio en el área. Futuras investigaciones se requieren para complementar este estudio, viendo también efectos a largo plazo, ya que este panel nos permite ver únicamente efectos de corto plazo.

8. Anexo

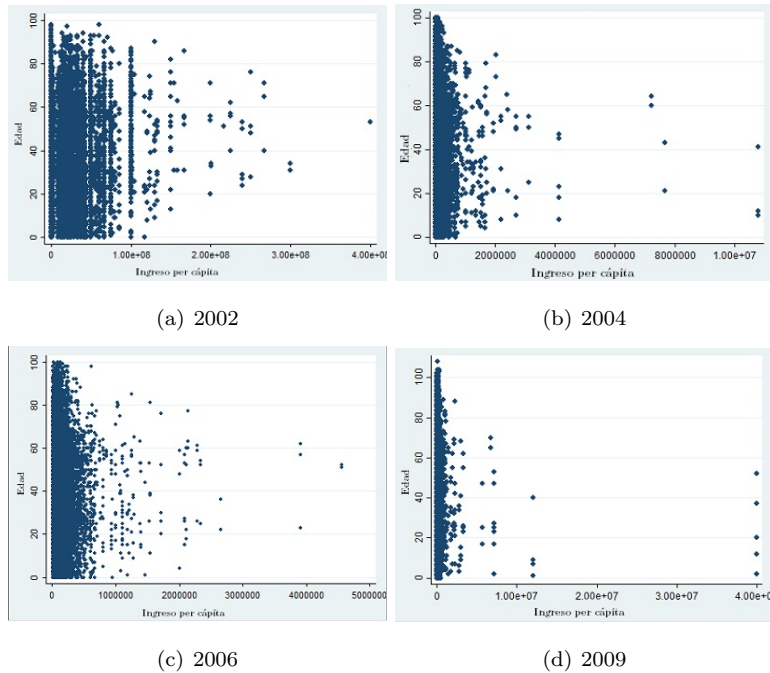
A.1: Datos de Ingresos

Los datos de ingresos obtenidos en el panel de la EPS tienen grandes problemas de medición. Al analizar los ingresos per cápita vemos que existen outliers que alteran la media de esta variable. La Figura 4 muestra los ingresos per cápita versus la edad para los años 2002, 2004, 2006 y 2009. Para 2002 el ingreso per cápita promedio es de \$ 3.763.126, lo cual está lejos de la realidad. Para 2004 \$63.852, para 2006 \$111.247 y para 2009 \$71.708.

Las grandes diferencias en los ingresos per cápita promedio entre las rondas de encuestas hacen pensar que esta variable está mal medida. Para intentar solucionar lo anterior acotaremos los ingresos per cápita a un rango razonable. Mantendremos las observaciones de ingresos per cápita entre \$10.000 y \$8.000.000; de este modo eliminamos a los outliers inferiores y superiores. Los nuevos ingresos per cápita promedio son de \$119.424, \$69.363, \$81.451 y \$71.708 aproximadamente para los años 2002, 2004, 2006 y 2009 respectivamente. Notamos que, aun al acotar los valores de ingresos, el promedio de ingresos per cápita es significativamente mayor para el año 2002. Debido a lo anterior y con el objetivo de disminuir los errores de medición, excluirémos las observaciones del 2002 del análisis de ingresos.

Al acotar los ingresos a un rango entre \$10.000 y \$8.000.000 se elimina el aproximadamente el 20 % de las observaciones de cada año entre 2004 y 2009. Cabe destacar que las estimaciones, eliminando estas observaciones o reemplazándolas por el ingreso medio del año respectivo, entregan los mismos resultados, por lo que en las estimaciones realizadas se eliminaron. El hecho de eliminarlas puede incidir sobre la validez externa de los resultados al incluir ingresos como variable de control, ya que podrían no aplicarse para ingresos per cápita mayores a \$8.000.000 o menores a \$10.000.

Figura 4: Ingresos per cápita vs Edad



Referencias

- [1] ABBOTT, D., SHARM, S Y VERMA, S., (2004) “The emotional environment of families experiencing chronic poverty in India” *Journal of Family and Economic Issues* 25: 387-408.
- [2] BARRO, ROBERT J Y WHA LEEB, JONG, (2013) “A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010” *Journal of Development Economics* 184–198
- [3] BEYER, H, (1998) “¿Desempleo Juvenil o un Problema de Deserción Escolar?” *Estudios Públicos* N71.
- [4] CEPAL, (2002) “Deserción Escolar: Un Obstáculo para el Logro de los Objetivos del Milenio” *Panorama Social de America Latina 2001-2002* Cap. III.
- [5] COLEMAN, JAMES SAMUEL, (1990) “Foundations of Social Theory” *The Belknap Press of Harvard University Press*
- [6] CONGER, R.D Y CONGER K.J, (2002) “Resilience in Midwestern families: Selected findings from the first decade of a prospective, longitudinal study” *Journal of Marriage and Family* 64: 361-373

- [7] CONGER, R.D Y DONNELLAN, M.B, (2007) "An interactionist perspective on the socioeconomic context of human development" *Annual Review of Psychology* 58: 175-199
- [8] DAVIS-KEAN, P.E, (2005) "The influence of parent education and family income on child achievement: The indirect role of parental expectations and the home environment" *Journal of Psychology* 19: 294-304
- [9] DÍAZ, R.; MELIS, F. Y PALMA, A., (2005) "Adolescentes y Jóvenes que Abandonan sus Estudios Antes de Finalizar la Enseñanza Media: Principales Tendencias" *Children in poverty: Child development and public policy* borrador Departamento de Estudios, División Social, MIDEPLAN.
- [10] DUNCAN, G, (1992) "The economic environment of childhood" *Children in poverty: Child development and public policy* pp 23-50, New York: Cambridge University Press
- [11] EL-SHEIKH, M., BUCKHALT, J.A. KELLER, P.S, CUMMINGS, E.M. Y ACEBO, C., (2007) "Child emotional insecurity and academic achievement: The role of sleep disruptions" *Journal of Family Psychology* 21: 29-38
- [12] "Evolución Estructura de los Hogares 1990-2011: Resultados Encuesta CAsEN"
- [13] FLOURI, E Y BUCHANAN, A., (2010) "Early father's and mother's involvement and child's later educational outcomes"
- [14] GLAESER E., LA PORTA R., LOPEZ-DE-SILANES F. Y SHLEIFER A., (2004) "Do Institutions Cause Growth?" *Journal of Economic Growth*
- [15] GLICK, PAUL Y NORTON, ARTHUR., (1997) "Marrying Divorcing, and living Together in the US today" *Population Bulletin* 32:1-42
- [16] GLENN, NORVAL Y SUPANIC, MICHAEL, (1984) "Social and Demographic Correlates of Divorce and Separation in the United States" *Journal of Marriage and the Family* 46:563-576
- [17] HERRERA, M.O, MATHIESEN, M.E Y PANDOLFI, A.M, (2000) "Variación en la competencia léxica del preescolar: algunos factores asociados" *Estudios Filológicos* 35: 927-934
- [18] LANG, KEVIN Y ZAGORSKY, JAY L., (1997) "Does Growing up with a Parent Absent Really Hurt?" *The Journal of Human Resources* Vol. 36, No. 2, pp. 253-273
- [19] LECKIE, G., PILLINGER R. Y RABASH, J., (2010) "School, family, neighbourhood: Which is most important to a child's education?" *Significance* 7: 67-70

- [20] McLANAHAN, SARA Y SANDEFUR, GARY, (1997) "Growing Up With a Single Parent: What Hurts, What Helps" *Cambridge, MA: Harvard University Press*
- [21] McLANAHAN, SARA, (1985) "Structure and the Reproduction of Poverty" *American Journal of Sociology* Vol. 90. 4: 873-901
- [22] MENA, I., LISSI, M.R., ALCALAY, L. Y MILICIC, N., (2015) "Educación y Diversidad: Aportes desde la Psicología Educacional Ediciones Universidad Católica de Chile, pp 299-328
- [23] MISTRY, R., VANDEWATER, E., HUSTON, A. Y McLOYD, V., (2002) "Economic well-being and children's social adjustment: The role of family process in an ethnically diverse low-income sample." *Child Development* 73: 935-951
- [24] MONTERO, R., (2007) "Trabajo y Deserción Escolar: ¿Quién Protesta por Ellos?" Departamento de Economía Universidad de Chile.
- [25] PARKE, R., COLTRANE, S., DUFFY, S., BURIEL, R., DENNIS, J., POWERS, J., (2004) "Economic stress, parenting, and child adjustment in Mexican American and European American families" *Child Development* 75: 1632-1656
- [26] PARKE, R., COLTRANE, S., DUFFY, S., BURIEL, R., DENNIS, J., POWERS, J., (2004) "Economic stress, parenting, and child adjustment in Mexican American and European American families" *Child Development* 75: 1632-1656
- [27] PETERSON, RICHARD R., (1996) "A Re-Evaluation of the Economic Consequences of Divorce " *American Sociological Review* Vol. 61, No. 3, pp. 528-536
- [28] RAIKES, H.A Y THOMPSON, R. A., (2005) "Links between risk and attachment security: Models of influence" *Applied Development Psychology* 26: 440-445
- [29] SANDEFUR, GARY Y WELLS, THOMAS, (1997) "Using Siblings to Investigate the Effects of Family Structure on Educational Attainment" *Institute for Research on Poverty* Discussion Paper no. 1144-97
- [30] SANTOS, H, (2009) "Dinámica de la Deserción Escolar en Chile" *Documento de Trabajo CPCE nro.3 Universidad Diego Portales.*
- [31] SOLANTAUS, T., LEINONEN, J. Y PUNAMAKI, R.L, (2004) "Children's mental health in times of economic recession: Replication and extension of the family economic stress model in Finland" *Development Psychology* 40: 412-429

- [32] SUET-LING PONG, DONG-BEOM JU, (2000) "The Effects of Change in Family Structure and Income on Dropping Out of Middle and High School" *Journal of Family Issues* Vol 21 No. 2, 147-169