



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS FISICAS Y MATEMATICAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERIA INDUSTRIAL

**“PERSPECTIVAS DE LOS HIJOS DE LOS POBRES:
EL CASO CHILENO”**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGISTER EN ECONOMIA
APLICADA**

JOSÉ RAMÓN ZUBIZARRETA PUERTAS

PROFESOR GUIA:
ANDREA REPETTO LISBOA

MIEMBROS DE LA COMISION:
CRISTÓBAL HUNEEUS LAGOS
PATRICIO MELLER BOCK
RICARDO PAREDES MOLINA

SANTIAGO DE CHILE
2008

RESUMEN DE LA TESIS PARA OPTAR AL
GRADO DE MAGISTER EN ECONOMÍA
APLICADA
POR: JOSE RAMON ZUBIZARRETA PUERTAS
FECHA: 1 DE AGOSTO 2008
PROFESOR GUIA: ANDREA REPETTO LISBOA

PERSPECTIVAS DE LOS HIJOS DE LOS POBRES: EL CASO CHILENO

En este trabajo se analiza el impacto de experimentar la pobreza durante la infancia sobre variables que influyen en el éxito económico en la vida adulta en Chile. Luego de contextualizar el problema de la pobreza infantil desde el punto de vista de su tendencia y dinámica, se estima, a partir de los datos de la encuesta Panel CASEN, la asociación entre la pobreza y los niveles de ingresos del hogar durante la infancia, sobre variables de educación, embarazo prematuro y auto percepción del estado de salud de los menores al cabo de diez años. Con el objetivo de evitar los potenciales problemas de endogeneidad en estas estimaciones, y obtener una mejor aproximación al efecto causal de los ingresos sobre las variables de resultados, se ajustan modelos logit con efectos fijos. Ello asume que las variables no observables de los menores, de sus padres y entorno, son constantes a lo largo de cinco años de su crecimiento.

Los principales resultados de este trabajo indican que los menores pertenecientes a los hogares de los dos quintiles más pobres de la distribución de ingresos tienen probabilidades un 17% y 12% más altas de no estar estudiando en algún año entre los 5 y 18 años de edad que los menores del quintil más rico, respectivamente. A su vez, se encuentra un efecto significativo y no lineal de los ingresos de una magnitud tal que un aumento en 50 mil pesos mensuales disminuiría a la mitad la probabilidad de que los menores entre 9 y 18 años del quintil más pobre no se encuentren estudiando después, entre los 14 y los 23 años de edad. El costo de esta medida ascendería aproximadamente a un 0,45% del PIB.

El aporte de este trabajo es obtener una primera aproximación del impacto que tiene crecer en la pobreza en las oportunidades de vida de los menores en Chile. Considerando la experiencia internacional, el análisis que aquí se presenta se podría enriquecer en gran medida con datos que indaguen en el desarrollo en la primera infancia de los menores, así como también con datos que cubran periodos más extensos de tiempo y que permitan estudiar variables de resultado en etapas posteriores de la adultez.

A Pili

AGRADECIMIENTOS

Quiero agradecer a los profesores de la Comisión Evaluadora sus valiosos comentarios, consejos y críticas constructivas. En especial, a Andrea Repetto, su guía; valoro enormemente los espacios de interacción en que pude aprender de su forma de ser y clara manera de pensar.

Gracias a mis compañeros del Observatorio Social de la Universidad Alberto Hurtado por la experiencia en los años iniciales y los desafíos que juntos acogimos. Sin su apoyo, y el de la Vicerrectoría de Asuntos Académicos de la Universidad de Chile, a través de su programa de becas para estancias de investigación para estudiantes de postgrado, no hubiera sido posible mi visita al ISER de la Universidad de Essex –fundamental para el desarrollo de esta tesis.

Le agradezco a Claudio Agostini, Stephen Jenkins, Peter Lynn, Darío Rodríguez, Mauricio Rosenblüth y Claudia Sanhueza sus valiosos comentarios durante el proceso de este trabajo; a Olga Barrera y Fernanda Melis, su ayuda y excelente disposición a lo largo de todo el magíster. Ricardo Paredes me abrió las puertas para transitar desde las ciencias básicas de la ingeniería a estas arenas de las ciencias sociales, y espero seguir aprendiendo de él.

¿Y por qué no aprovechar esta ocasión para agradecerles a los hombres y mujeres compañeros de ruta? Juan Pablo Atal, Juan Enrique Coeymans, Vicente de la Cruz, Angela Denis, Patricio Domínguez, Pedro Figueroa, Benjamín Harrison, Constanza Miranda, Luis Roblero, José Joaquín Puertas, Jorge Sanz-Guerrero, Felipe Stitchkin, Raúl Valdés.

A mi familia. Gracias a ti, María Pilar Opazo.

Índice general

Índice de cuadros

Índice de figuras

| | |
|---|-----------|
| Capítulo 1. Introducción | 1 |
| Capítulo 2. Revisión bibliográfica | 5 |
| 2.1. Transmisión intergeneracional de la pobreza | 5 |
| 2.2. Impacto de la pobreza en los logros para la vida adulta | 6 |
| 2.3. Formación de habilidades y la inversión en niños de entornos desaven- tajados | 7 |
| 2.4. Situación del desarrollo infantil en Chile | 10 |
| Capítulo 3. Tendencias de la pobreza infantil | 12 |
| 3.1. La encuesta CASEN | 12 |
| 3.2. Pobreza absoluta y pobreza relativa en Chile | 14 |
| 3.3. La pobreza infantil en el periodo 1990-2006 | 17 |
| Capítulo 4. Dinámica de la pobreza infantil | 23 |
| 4.1. La encuesta Panel CASEN | 24 |
| 4.2. Conceptos y métodos | 26 |
| 4.3. Resultados | 28 |

| | |
|---|-----------|
| 4.3.1. Transiciones de la pobreza | 28 |
| 4.3.2. Determinantes de las transiciones | 31 |
| Capítulo 5. Impacto de la pobreza infantil | 38 |
| 5.1. La estimación del efecto causal de la pobreza | 38 |
| 5.2. Las variables de resultado | 40 |
| 5.3. Los modelos a implementar | 42 |
| 5.3.1. El modelo logit para datos longitudinales | 43 |
| 5.3.2. El modelo de regresión Poisson para datos longitudinales | 44 |
| 5.3.3. El test de especificación de Hausman | 46 |
| 5.4. Resultados | 47 |
| 5.4.1. Correlatos de la pobreza infantil | 47 |
| 5.4.2. El efecto causal de la pobreza infantil | 51 |
| Capítulo 6. Conclusiones | 59 |
| Apéndice A. Tendencias de la pobreza infantil | 67 |
| Apéndice B. Análisis de la atrición | 73 |
| Apéndice C. Pesos longitudinales | 76 |
| Apéndice D. Los modelos lineales de Efectos Fijos y Efectos Aleatorios | 79 |
| Apéndice E. Chile Crece Contigo | 82 |
| Apéndice F. Correlatos de la pobreza infantil | 85 |
| Apéndice G. Efecto causal de la pobreza infantil | 92 |

Índice de cuadros

| | |
|--|----|
| 3.1. Número de observaciones de las encuestas CASEN | 14 |
| 3.2. Línea de la pobreza e indigencia por año según zona | 15 |
| 4.1. Muestra Longitudinal de la encuesta Panel CASEN (Personas) | 25 |
| 4.2. Muestra Longitudinal de la encuesta Panel CASEN, Menores de 13 años | 26 |
| 4.3. Transiciones de la Pobreza, Periodo 1996-2001, Porcentajes por Filas | 29 |
| 4.4. Transiciones de la Pobreza, Periodo 1996-2001, Porcentajes por Celdas | 29 |
| 4.5. Transiciones de la Pobreza, Periodo 2001-2006, Porcentaje por Filas | 30 |
| 4.6. Transiciones de la Pobreza, Periodo 2001-2006, Porcentajes por Celdas | 30 |
| 4.7. Transiciones de la Pobreza, Periodo 1996-2006, Porcentajes por Celdas | 30 |
| 4.8. Transiciones de la Pobreza, Porcentajes por Celdas, Toda la Población | 31 |
| 4.9. Determinantes de las Transiciones de la Pobreza, Salidas de la Pobreza | 36 |
| 4.10. Determinantes de las Transiciones de la Pobreza, Caídas a la Pobreza | 37 |
| 5.1. Estructura del test de especificación de Hausman | 46 |
| 5.2. Correlatos de la pobreza infantil, resumen de las variables de ingresos | 50 |
| 5.3. No estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad, Modelo Logit con efectos fijos | 54 |
| 5.4. No estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años, Modelo Logit con efectos fijos | 55 |

| | |
|---|----|
| 5.5. No estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años, Modelo Logit con efectos fijos (<i>continuación</i>) | 56 |
| 5.6. Años de atraso en la escolaridad, Modelo de Regresión Poisson con efectos fijos | 57 |
| 5.7. Años de atraso en la escolaridad, Modelo de Regresión Poisson con efectos fijos (<i>continuación</i>) | 58 |
| B.1. Atrición de la muestra de la encuesta Panel CASEN según región . . | 74 |
| F.1. Años de escolaridad entre los 10 y 20 años de edad, MCO | 86 |
| F.2. No estar estudiando entre los 10 y 20 años, Modelo Logit | 87 |
| F.3. No estar trabajando ni estudiando entre los 18 y 25 años, Modelo Logit | 88 |
| F.4. No estar estudiando y ser inactivo entre los 18 y 25 años, Modelo Logit | 89 |
| F.5. Ser madre entre los 15 y 18 años de edad, Modelo Logit | 90 |
| F.6. Mala o pésima auto percepción de la salud entre los 10 y 20 años de edad, Modelo Logit | 91 |
| G.1. No estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad, Modelo Logit con efectos aleatorios | 93 |
| G.2. No estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años, Modelo Logit con efectos aleatorios | 94 |
| G.3. Años de atraso en la escolaridad, Modelo de Regresión Poisson con efectos aleatorios | 95 |
| G.4. Años de atraso en la escolaridad, Modelo de Regresión Poisson con efectos aleatorios (<i>continuación</i>) | 96 |

Índice de figuras

| | |
|---|----|
| 1.1. Esquema del proceso de transmisión intergeneracional | 3 |
| 2.1. Retorno a la inversión al capital humano de menores de entornos desaventajados | 10 |
| 3.1. Evolución de la Incidencia de la Pobreza e Indigencia Infantil, Menores de 15 años | 17 |
| 3.2. Evolución de la Incidencia de la Pobreza e Indigencia, Menores de 15 años Versus Mayores de 14 años | 18 |
| 3.3. Tendencias de la Incidencia de la Pobreza e Indigencia Infantil, Menores de 15 años | 19 |
| 3.4. Evolución de la Incidencia de la Pobreza Infantil Relativa, 50 % de la Mediana, Menores de 15 años | 21 |
| 3.5. Evolución de la Incidencia de la Pobreza Infantil según Tipo de Hogar, Menores de 15 años | 22 |
| 4.1. Probabilidad de salir de la pobreza 1996, 2001 | 34 |
| 4.2. Probabilidad de salir de la pobreza 2001, 2006 | 35 |
| A.1. Evolución de la Incidencia de la Pobreza e Indigencia Infantil, Menores de 5 años | 67 |

| | |
|--|----|
| A.2. Evolución de la Incidencia de la Pobreza Infantil Relativa, 50 % de la Media, Menores de 15 años | 68 |
| A.3. Evolución de la Proporción de Niños en Hogares Monoparentales, Menores de 15 años | 69 |
| A.4. Evolución de la Proporción de Niños en Hogares Monoparentales Tutelados por una Mujer, Menores de 15 años | 70 |
| A.5. Participación en el Mercado Laboral de la Mujeres de Jefas de Hogares Monoparentales | 71 |
| A.6. Mediana del Ingreso Monetario Per Cápita del Hogar según Tipo de Hogar | 72 |

Capítulo 1

Introducción

Según la encuesta CASEN 2006 uno de cada cinco niños y niñas en Chile viven en situación de pobreza.¹ Los datos longitudinales de la encuesta Panel CASEN revelan que la mitad de los menores en 1996 experimentaron al menos una vez la pobreza en los siguientes diez años.² Frente a estas cifras, cabe preguntarse cuál es el impacto que tiene crecer en la pobreza en las oportunidades durante la adultez. Específicamente, ¿en qué medida la pobreza y los ingresos del hogar en general durante la infancia afectan los resultados que alcanzan los menores posteriormente en su vida? En este trabajo se estudia por primera vez la correlación entre pobreza infantil y resultados durante la vida adulta en Chile y, en la medida que los datos lo permiten, se analiza su *efecto causal* sobre estos resultados.

En Chile y en los países menos desarrollados preguntas como ésta se han abordado relativamente poco en parte por falta de datos de panel. La mayoría de los estudios que se han realizado en el tema son para países de la OCDE (véase Jenkins y Siedler, 2006), y no es claro que sus resultados se apliquen directamente a países menos desarrollados, con diferentes sistemas de educación, mercados laborales

¹Más precisamente, un 21,4% de los menores de 15 años; véase el Capítulo 3 para mayores detalles.

²Un 48,7% de los menores de 15 años y un 50,4% de los menores de 5. Véase el Capítulo 4 para mayores detalles.

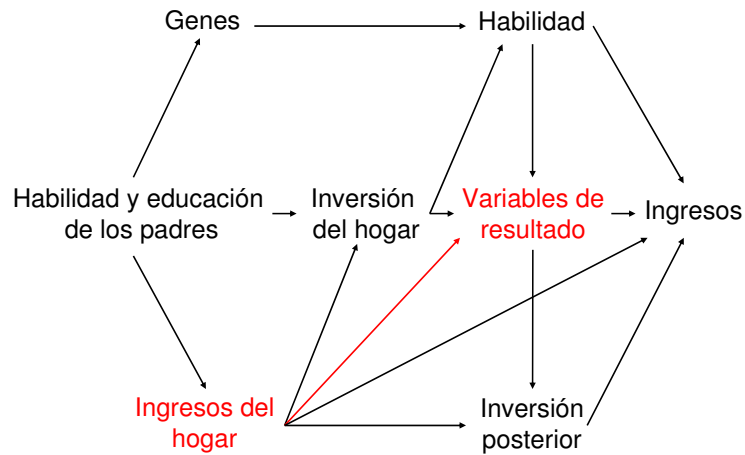
y sistemas de seguridad social. No obstante, hace poco tiempo se hicieron públicos los datos de la encuesta Panel CASEN, que con tres mediciones en 1996, 2001 y 2006 cubre un periodo de diez años. Según los recuentos de Yaqub (2000), Lawson et al. (2003) y Prieto y Zubizarreta (2008), ésta es la encuesta de hogares tipo panel más extensa en el tiempo dentro de los países menos desarrollados. Los principales resultados de este trabajo se basan en los datos de esta encuesta.

El énfasis está puesto en estimar el efecto *directo* de la pobreza y los ingresos del hogar durante la infancia sobre variables que influyen en el éxito económico en la vida adulta. Esta es una consideración importante, ya que los vínculos entre la pobreza e ingresos y los resultados se pueden deber a otros factores que generalmente acompañan a la pobreza y no a la pobreza *en sí misma*. Por ejemplo, es probable que en los hogares pobres el jefe tenga un nivel educacional bajo o que haya una sola figura parental, y que estos factores sean los que en última instancia expliquen los resultados de los menores. En este trabajo se controla el efecto de estos factores, observando si es que la pobreza infantil opera a través de ellos.

Ahora bien, también puede haber otras variables no observables de los menores, de su hogar y entorno que determinen sus resultados durante la vida adulta. Por esta razón es que estimar el verdadero impacto de la pobreza y de los ingresos durante la infancia no es una tarea fácil. A modo de ejemplo, los menores de hogares pobres son más propensos a vivir en barrios con mayores índices de delincuencia e ir a colegios de menor calidad, y estos factores pueden ser los *principales* determinantes de los ingresos y otras variables de resultado más tarde en la vida. Para ilustrar estas ideas, en la Figura 1.1 a continuación se presenta el diagrama propuesto por Haveman y Wolfe (1995) con modificaciones menores.

Al lado derecho de la figura, los ingresos durante la vida adulta están determinados por la habilidad propia, variables de resultado como el nivel de educación alcanzado e inversiones posteriores en educación como capacitaciones laborales. La habilidad en parte se hereda de los padres por medio de los genes, y en otra medida

Figura 1.1: Esquema del proceso de transmisión intergeneracional



Fuente: Haveman y Wolfe (1995), con algunas modificaciones.

depende de las inversiones del hogar, que resultan de una combinación del tiempo que destinan los padres a los menores y los bienes materiales que éstos compran. Los hogares tienen distintas capacidades para hacer estas inversiones: como es de suponer, los padres con mayores ingresos pueden invertir más en sus hijos en mejor salud, mejores condiciones de vivienda, alimentación y libros, entre otros. Ahora bien, independientemente de los ingresos, las distintas habilidades o motivaciones de los padres alteran estas inversiones del hogar, incidiendo directamente en el aprendizaje de los menores y en sus intereses y motivaciones. En el marco de este esquema, en este trabajo se estima el impacto que tiene la pobreza y de los ingresos en general en la etapa intermedia, que corresponde a variables de resultado. Esta etapa se destaca en rojo en la Figura 1.1.

Desde el punto de vista de las políticas sociales, analizar el impacto de la

pobreza y de los ingresos durante la infancia es importante ya que los programas para elevar los ingresos de los hogares son más fáciles de diseñar y de administrar que programas destinados a modificar otras características de éstos, como promover la inserción laboral por parte de la madre o reducir los embarazos no planificados.

Este trabajo consta de seis capítulos sin contar este primero de introducción. En el Capítulo 2 se revisa la bibliografía acerca de la transmisión intergeneracional de la pobreza, impacto de la pobreza sobre variables de resultado para la vida adulta, y formación de habilidades e inversión en niños de entornos desaventajados. Además se revisa la evidencia para Chile. A continuación, para brindar un adecuado contexto acerca de la pobreza infantil en el país, en los Capítulos 3 y 4 se presenta un análisis de su tendencia y dinámica en los últimos años. Cabe señalar que esta es la primera vez que se analiza la dinámica de la pobreza infantil en Chile. En el Capítulo 5 se discute la estimación del efecto causal de la pobreza y los ingresos en variables de resultado para la vida adulta. Por último, en el Capítulo 6 se presentan las conclusiones y se brindan algunas sugerencias de medidas de política enfocadas en los menores.

Capítulo 2

Revisión bibliográfica

A continuación se presenta una revisión de la literatura acerca del impacto de la pobreza infantil en la vida adulta de las personas. Ésta se centra en primer lugar en la evidencia acerca de la transmisión intergeneracional de la pobreza. En segundo lugar, se presentan los hechos estilizados acerca del efecto específico de la pobreza y de los ingresos en general sobre una serie de variables de resultado clave para la vida adulta. A continuación, buscando un enfoque más interdisciplinario y posibles líneas de política, se revisan trabajos recientes acerca del proceso de formación de habilidades de los niños, y de las políticas de inversión en menores de entornos de escasos recursos. Por último, se presenta un breve diagnóstico del desarrollo infantil en Chile.

2.1. Transmisión intergeneracional de la pobreza

La mayoría de los estudios acerca de la transmisión intergeneracional de la pobreza son para países desarrollados. El mensaje común de éstos es que ser pobre durante la infancia aumenta la probabilidad de ser pobre durante la vida adulta (Corcoran, 2001; Ario et al., 2004; Blanden y Gregg, 2006). En Estados Unidos, por ejemplo, Corcoran (2001) encuentra que un 30 % de los afro americanos que fueron

pobres de niños lo siguieron siendo de adultos, en circunstancias que esta cifra sólo alcanzó un 7% para los blancos. En Gran Bretaña, Blanden y Gregg (2006) encuentran que un 19% de los hombres que fueron pobres de niños lo siguieron siendo de adultos, mientras que un 10% de los hombres que no fueron pobres de niños lo pasaron a ser de adultos. Las cifras alcanzadas por las mujeres son un 29% y un 17% respectivamente.

Ahora bien ¿qué parte de la asociación entre la pobreza infantil y adulta se debe a otras características de los hogares y no a la pobreza? En Estados Unidos, Corcoran y Adams (1997) fueron uno de los primeros en estudiar por separado el impacto de crecer en la pobreza y otras características importantes de los hogares. Los autores documentan que la asociación entre la pobreza infantil y la pobreza durante la vida adulta decrece en casi un 40% al controlar por variables como la escolaridad de la madre, si el hogar era monoparental y tutelado por una mujer, y otras características del vecindario. A pesar de esto, esta medida de asociación sigue siendo grande en magnitud y significativa estadísticamente, sugiriendo que la pobreza infantil tiene un impacto directo en la pobreza durante la vida adulta. En Gran Bretaña, Blanden y Gregg (2006) encuentran resultados de un tenor similar.

2.2. Impacto de la pobreza en los logros para la vida adulta

El mensaje general de la literatura acerca del impacto de la pobreza en los logros para la vida adulta es que crecer en la pobreza tiene un efecto negativo en los resultados para la vida adulta, y que este efecto no es explicado en su totalidad por factores correlacionados a la pobreza (Jenkins y Siedler, 2006). En otras palabras, los ingresos *en sí* tienen un efecto en los resultados para la vida adulta.

Blau (1999) recoge los siguientes hechos estilizados de la literatura internacional:

- El efecto del ingreso corriente en los logros de los hijos es pequeño;
- El efecto del ingreso permanente es mayor, pero decrece a medida que se incluyen otras variables explicativas en el modelo;
- Los efectos del ingreso son pequeños en comparación a los efectos de variables como raza, género, y otras características de la madre y el hogar;
- El efecto de los ingresos es no lineal con mayores efectos a menores niveles de ingresos.

A pesar de lo anterior, la literatura sugiere al mismo tiempo que uno debe tener precaución a la hora de obtener conclusiones más específicas, pues:

- El impacto de los ingresos difiere según el método implementado;
- El impacto de los ingresos varía según la variable de resultados estudiada.

2.3. Formación de habilidades y la inversión en niños de entornos desaventajados

Heckman (2006) resume la evidencia disponible acerca del impacto que tienen los entornos tempranos en los logros de los niños, adolescentes y adultos. Sostiene que la formación de habilidades a lo largo del ciclo de vida es un proceso dinámico, en que la inversión temprana en el desarrollo de los menores tiene un gran impacto en la productividad de la inversión posterior.

El autor destaca cuatro conceptos que han surgido de la investigación independiente en Economía, Neurociencia y Psicología del Desarrollo para el desarrollo de políticas sociales para la primera infancia:

- Primero, la arquitectura del cerebro y el proceso de formación de habilidades se ven influenciados por la interacción de la genética y la experiencia individual.

- En segundo lugar, la maestría de habilidades, que son esenciales para el éxito económico, y el desarrollo de las sendas neuronales siguen reglas jerárquicas: los logros posteriores se construyen sobre bases establecidas con anterioridad.
- Las competencias cognoscitivas, lingüísticas, sociales y emocionales son interdependientes; todas son moldeadas fuertemente por las experiencias del niño durante su desarrollo; y todas contribuyen al éxito de la sociedad como un todo.
- Por último, aunque la adaptación continúa a lo largo de toda la vida, las habilidades humanas son formadas en una secuencia predecible de periodos sensibles, durante los cuales el desarrollo de circuitos neuronales específicos y los comportamientos que los median son más plásticos y, por lo tanto, óptimamente receptivos a las influencias del entorno.

El autor enfatiza que prácticamente todos los aspectos del desarrollo humano temprano se ven afectados por los entornos y experiencias que se acumulan desde el periodo prenatal hasta los primeros años de la infancia.¹ Sugiere que la desventaja en los niños surge más de la falta de estimulación cognoscitiva y no cognoscitiva temprana que de la mera falta de recursos económicos. A partir de esto señala que esta es una preocupación creciente, ya que los entornos familiares han empeorado en Estados Unidos: el porcentaje de niños que nacen o crecen en hogares no tradicionales asciende a un 25 % en el país. En este contexto, un menor que se queda atrás con respecto al resto puede que nunca se recupere.

Heckman y Masterov (2007) presentan un argumento para invertir en menores de entornos desaventajados sobre la base de la productividad. En numerosos trabajos se ha destacado el efecto del accidente del nacimiento en hogares y entornos

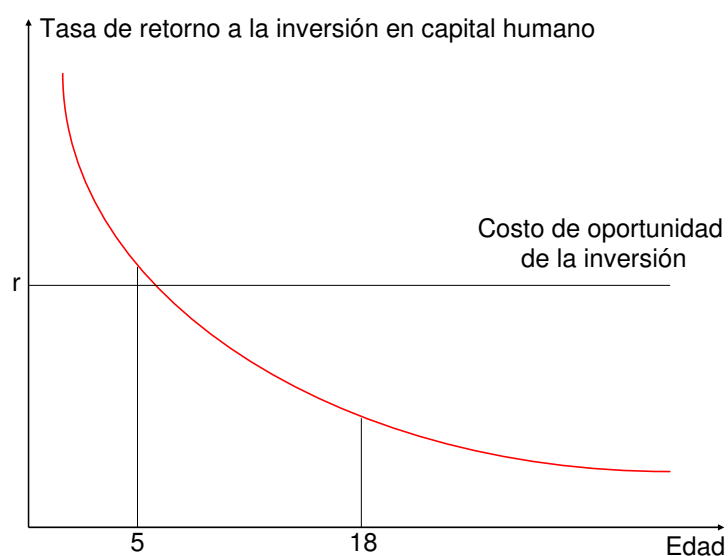
¹El autor señala que este es un principio proviene de dos características que son intrínsecas del proceso de aprendizaje: “(i) el aprendizaje temprano confiere valor a habilidades aprendidas, que conducen a su vez a un refuerzo en la motivación por aprender, y (ii) una maestría temprana de un rango de competencias cognoscitivas, sociales y emocionales hacen el aprendizajes en edades posteriores más eficiente y por ende más fácil y probable de que continúe.”

menos aventajados en el éxito posterior en la vida adulta. Se ha argumentado la importancia de invertir en los menores de estos hogares y entornos como una cuestión de equidad y justicia social. Ahora bien, el argumento de estos autores es distinto. Los autores reúnen considerable evidencia sugiriendo que los niños y niñas que han crecido en entornos más desaventajados son más propensos a cometer crímenes posteriormente en su vida, a tener hijos fuera del matrimonio y a abandonar el colegio. Destacan que invertir en los menores de edad es una política pública inusual en la cual no hay *tradeoff* entre eficiencia y equidad. En efecto, la inversión en estos menores disminuye la desigualdad asociada al nacimiento y al mismo tiempo aumenta la productividad de la sociedad como un todo.

Heckman y Masterov subrayan que la mayoría de las políticas dirigidas a mejorar las habilidades de los más pequeños toman los colegios como el centro de su intervención. Ahora bien a los niveles de gasto actuales en Estados Unidos la evidencia sugiere que la variación en el rendimiento de los menores se explica más por la variación en el entorno que proveen los apoderados de los niños que por la variación del gasto por estudiante o la razón de estudiantes a profesor. Los autores sostienen que los colegios sólo pueden trabajar con lo que las familias les entregan. Así, la mejor manera de mejorar los colegios es mejorando los entornos en los cuales los niños y niñas comienzan su desarrollo.

En el gráfico a continuación se ilustra la tasa de retorno a la inversión en capital humano en niños desaventajados. La curva decreciente muestra el pago por año por dólar invertido en programas de capital humano en diferentes etapas del ciclo de vida a los niveles actuales de gasto. El costo de oportunidad de la inversión, r , es el pago por año si el dólar es invertido en activos financieros. El gráfico nos dice que si una sociedad espera mucho en compensar la desventaja de los entornos primeros, es económicamente ineficiente invertir en las habilidades de los desaventajados. En la adolescencia y en la adultez, existe un serio *tradeoff* entre la igualdad y la eficiencia. Ahora bien no existe ese *tradeoff* en los primeros años de la niñez.

Figura 2.1: Retorno a la inversión al capital humano de menores de entornos desaventajados



Fuente: Heckman (2006).

2.4. Situación del desarrollo infantil en Chile

Raczynski (2006) realiza un diagnóstico de la situación del desarrollo infantil en Chile.

En primer lugar, destaca que producto de la política de salud, aumento en la escolaridad de la población, descenso en la fecundidad y mejoras en la infraestructura sanitaria, Chile se encuentra en la vanguardia de Latinoamérica –junto a Costa Rica y Cuba– en lo que respecta a tasas de mortalidad infantil e índices de desnutrición. Ahora bien, salta a la vista el considerable rezago que presentan los menores de entornos pobres y de zonas rurales en su desarrollo. Estudios para ciertas localidades geográficas del país sugieren que más de un quinto de los niños y niñas tienen exceso de peso, y que esta cifra se acentúa en la sub población de hogares pobres. Por otra

parte, se tiene que entre un 16 % y un 25 % de los menores de dos años de edad exhiben un déficit en su desarrollo psicomotor, alcanzando un 35 % en zonas pobres o rurales. En parte como resultado de esto, más tarde se evidencia que más del 50 % de los niños y niñas tienen atraso en el desarrollo del lenguaje, lo que condiciona su rendimiento escolar.

Por último, la autora apunta a una serie de debilidades en la dinámica de los hogares y en sus pautas de crianza que afectan el desarrollo de los menores. Entre otros, señala que la calidad de la vivienda es poco favorable para el desarrollo de los niños y niñas, al dificultar la interacción y poner límites a la privacidad familiar. Además, menciona que los espacios públicos no están habilitados para los más pequeños, que en ellos reina un sentimiento de inseguridad, y que existe poca conciencia de su importancia para que los menores interactúen con sus pares y adultos. También destaca la tensión que existe entre familia y trabajo principalmente para las mujeres: los hogares monoparentales tuteladas por una mujer –en aumento– enfrentan esta tensión con creciente intensidad, lo que les impide sostener pautas de crianza saludables.

En gran parte por falta de datos panel es que en Chile no se indagado lo suficiente en el impacto que tiene este tipo de circunstancias en el desarrollo y en los logros de los menores. Un trabajo relacionado es el de Hernández (2006), que estudia el efecto que tiene la asistencia a prekinder o kinder sobre el puntaje del SIMCE. Sus resultados sugieren que el efecto de este tipo de educación preescolar sobre el puntaje es positivo, pero pequeño, y que éste aumenta con el ingreso familiar del niño. Cuestiones relacionadas podrán ser analizadas en el marco de la evaluación de impacto del Sistema de Protección a la Primera Infancia Chile Crece Contigo, que se describe en el Anexo E.

Capítulo 3

Tendencias de la pobreza infantil

Con el fin de brindar un contexto adecuado para el análisis del impacto de la pobreza infantil sobre los resultados para la vida adulta de los chilenos, en este capítulo se presenta un examen de las tendencias de la incidencia de la pobreza infantil desde 1990 a la fecha. Este análisis se fundamenta en los datos de la encuesta CASEN, cuya metodología se describe a continuación, en la Sección 3.1. En la Sección 3.2, se explica cómo se define y mide la pobreza en Chile actualmente, y se discute a la luz de medidas alternativas de pobreza relativa, que podrían ser más pertinentes, en particular para el estudio de la pobreza infantil. Por último en la Sección 3.3 se presentan los resultados, y en el Anexo A se profundiza en estos resultados.

3.1. La encuesta CASEN

La encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) es la principal encuesta de hogares de corte transversal del país. La primera versión de la encuesta se realizó el año 1985, y a partir de entonces se ha aplicado aproximada-

mente cada dos años; específicamente, en los meses de noviembre y diciembre de los años 1987, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003 y 2006. En cada uno de estos años, la encuesta ha contado con representatividad a nivel nacional, regional, urbano y rural, y comunal, para un número variable de éstas.

Desde sus inicios la encuesta ha sido administrada por el Ministerio de Planificación y Cooperación (Mideplan). Entre sus objetivos principales figura conocer periódicamente la situación de la población, especialmente de aquella en situación de pobreza y de los grupos definidos como prioritarios para la política social; evaluar la cobertura y distribución del gasto fiscal de los principales programas sociales, y también el impacto de este gasto en el ingreso de los hogares y en su distribución; evaluar los programas sociales en curso, y determinar líneas de política a seguir.

La encuesta CASEN se enfoca en los temas de composición del hogar, educación, salud, empleo, ingresos y viviendas. En las distintas versiones de la encuesta, cada uno de estos temas ha correspondido a un módulo del cuestionario de la encuesta.

En cuanto al diseño de las muestras, los marcos se han basado en los antecedentes de los Censos de Población y Vivienda disponibles más recientes a la fecha de levantamiento de cada encuesta. De éstos se ha obtenido el material cartográfico y la información de población y vivienda. A partir de ellos, la cobertura de la encuesta ha sido nacional, salvo comunas de difícil acceso. El tipo de muestreo ha sido estratificado, por conglomerados, polietápico y, para recuperar la estructura de la población en la muestra –corrigiendo por eventuales problemas de cobertura, no respuesta y varianza muestral– se han construido factores de expansión según las proyecciones poblacionales del INE a noviembre del año respectivo de la encuesta. Como se señaló anteriormente, esta encuesta permite hacer estimaciones independientes a nivel nacional, regional, urbano y rural, y comunal para un número creciente de ellas en el tiempo.

Cabe señalar que a un diseño muestral de estas características se le acostu-

bra llamar diseño muestral complejo, y que a la hora de analizar los datos resultantes es importante considerarlo para obtener medidas más reales de la precisión de los estimadores. De lo contrario se subestimarán los errores estándar asociados.¹

Los datos disponibles de la encuesta CASEN se limitan al periodo 1990-2006. Así, ésta es la serie que se utilizará para analizar las tendencias de la pobreza infantil en Chile en los últimos años. A continuación, en la Tabla 3.1 se presenta la distribución del número total de hogares y de menores de 5 y 15 años en cada una de las encuestas.

Tabla 3.1: Número de observaciones de las encuestas CASEN

| Año | Hogares | Niños menores de 5 años | Niños menores de 15 años |
|------|---------|-------------------------|--------------------------|
| 1990 | 25.793 | 11.249 | 31.121 |
| 1992 | 35.948 | 15.003 | 42.435 |
| 1994 | 45.379 | 17.569 | 52.351 |
| 1996 | 33.636 | 12.540 | 38.925 |
| 1998 | 48.107 | 16.701 | 53.509 |
| 2000 | 65.036 | 20.716 | 69.863 |
| 2003 | 71.321 | 21.036 | 73.067 |
| 2006 | 73.720 | 18.247 | 62.976 |

Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

3.2. Pobreza absoluta y pobreza relativa en Chile

En Chile, la pobreza se mide manera absoluta. La línea de la pobreza expresa el nivel de ingreso mínimo mensual que una persona necesita para la subsistencia. Específicamente, el valor de una canasta básica de alimentos define la línea de la indigencia, mientras que el de dos canastas define la línea de pobreza. Actualmente la línea de la pobreza en Chile asciende a 31.756 pesos en zonas rurales y a 47.099 pesos en zonas urbanas. En la última década el valor de la canasta se ha ido ajustando

¹En *Stata* esto es posible mediante los comandos *svy*.

sólo con el IPC. En la Tabla 3.2 a continuación se muestra cómo ha ido variando esta línea de la pobreza.

Tabla 3.2: Línea de la pobreza e indigencia por año según zona

| Año | Zona Urbana | | Zona Rural | |
|------|-------------|---------|------------|---------|
| | Indigencia | Pobreza | Indigencia | Pobreza |
| 1990 | 9.297 | 18.594 | 7.164 | 12.538 |
| 1992 | 12.875 | 25.750 | 9.921 | 17.362 |
| 1994 | 15.050 | 30.100 | 11.597 | 20.295 |
| 1996 | 17.136 | 34.272 | 13.204 | 23.108 |
| 1998 | 18.944 | 37.889 | 14.598 | 25.546 |
| 2000 | 20.281 | 40.562 | 15.616 | 27.328 |
| 2003 | 21.856 | 43.712 | 16.842 | 29.473 |
| 2006 | 23.549 | 47.099 | 18.146 | 31.756 |

Fuente: Mideplan, División Social, y CEPAL, División de Estadísticas.
<http://www.mideplan.cl/casen/faq.html>

Una de las mayores limitaciones de esta medición de la pobreza es que no contempla cambios en las percepciones sociales acerca de los ingresos. En Chile, por ejemplo, entre 1990 y 2006 la mediana del ingreso autónomo per cápita del hogar se ha cuadruplicado, pasando de 44.160 a 181.800 pesos.² Lo más probable es que este aumento haya tenido como correlato un cambio en las percepciones sociales acerca del ingreso “adecuado” para mantener un nivel de vida “normal”. Sin embargo, este cambio no está capturado en la definición actual de pobreza.

Como señala Hernández (1997), este tipo de juicios acerca de la pobreza son relativos y han sido realizados al menos durante 200 años. Adam Smith, por ejemplo, en la Riqueza de las Naciones enfatiza que la pobreza debe ser definida en comparación a los estándares de vida contemporáneos. Él definió *dificultad económica*³ como la experiencia de ser incapaz de consumir bienes que “el común del país considera indecente para gente respetable, incluso del último orden, no tener” (citado en el

²Ingresos nominales. Estos cálculos fueron realizados a partir de los datos de las encuestas CASEN respectivas.

³*Economic hardship*.

Congreso de EE.UU. en 1989).

Más recientemente, John Kenneth Galbraith argumenta que “las personas se ven golpeadas por la pobreza cuando su ingreso, incluso si es adecuado para sobrevivir, cae marcadamente con respecto al del resto de la comunidad. Entonces ellos no pueden tener lo que la gran parte de la comunidad considera el mínimo necesario para la decencia; y por lo tanto, no pueden escapar al juicio del resto de la comunidad de que son indecentes. Ellos están degradados, por, en un sentido literal, vivir fuera de los grados o categorías que la comunidad considera respetables” (Galbraith, 1958).

A la hora de estudiar temas más específicos como la pobreza infantil, esta definición puede tomar una importancia incluso mayor. Como argumentan Bradbury et al. (2001), niveles bajos de ingresos no sólo se traducen en un menor poder de compra para bienes y servicios, y en menores oportunidades para vivir en buenas casas en buenos barrios, por ejemplo, que puedan beneficiar a los niños y niñas. Por el contrario es probable que tengan una serie de impactos adicionales. Así lo asevera, por ejemplo, una menor de edad de una familia beneficiaria del Estado de Bienestar en el Reino Unido: “para mí la pobreza es no ser parte de las cosas, no tener dinero para vivir normalmente, como otras personas lo hacen. Todo lo que yo hago o quiero hacer, incluso las cosas más pequeñas, están condicionadas por el dinero, o por no tenerlo de modo alguno” (Roker y Coleman, 1998).

A luz de esto, en este trabajo en un principio se adoptará la línea de pobreza absoluta oficial, pero se contrastarán algunos resultados con una línea de pobreza relativa definida como el 50% de la mediana.

En el análisis de las tendencias, se calculará el tradicional *head-count ratio*, como

$$H = \frac{Q}{n} \quad (3.1)$$

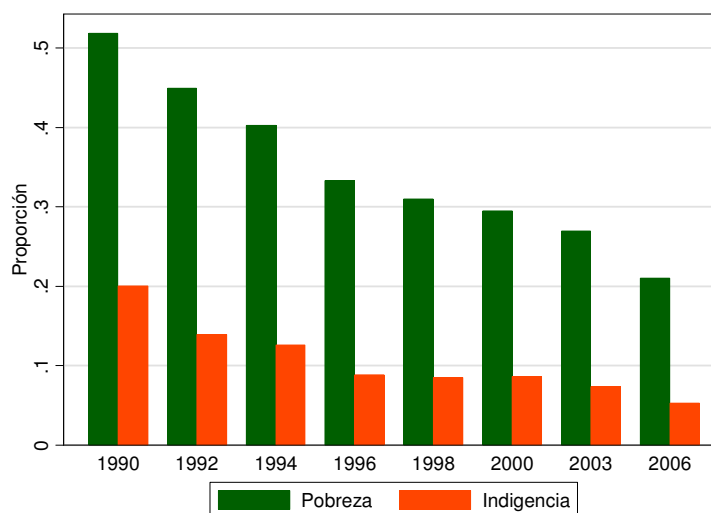
donde Q es el número total de niños que viven por debajo de la línea de la pobreza, y n es el total de niños de la población. Como se mencionó anteriormente, se

estudiará la evolución de estos niveles entre 1990 y 2006.

3.3. La pobreza infantil en el periodo 1990-2006

La incidencia de la pobreza infantil en Chile se ha reducido considerablemente desde 1990. Según la definición oficial de pobreza enunciada en la Sección anterior, en este año un 52,7% de los menores de 15 años vivían en situación de pobreza, mientras que en 2006 esta cifra se redujo a un 21,4% (ver Figura 3.1). En otras palabras, en 1990 la mitad de los niños menores de cinco años eran pobres, mientras que en 2006, un quinto. Se aprecia que la reducción de la incidencia de la pobreza infantil ha sido considerable, pero que su magnitud sigue siendo muy alta.

Figura 3.1: Evolución de la Incidencia de la Pobreza e Indigencia Infantil, Menores de 15 años

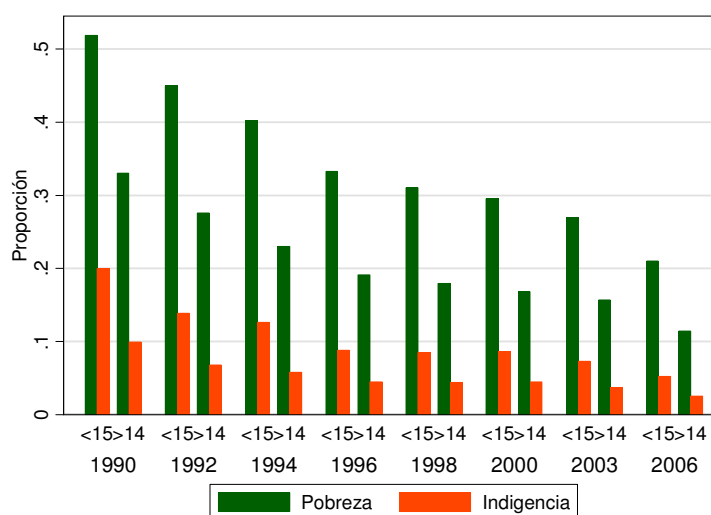


Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

En la Figura 3.2 se compara la incidencia de la pobreza de los menores de

15 años con la del resto de la población. Se advierte que los niños sufren desproporcionadamente más de la pobreza que los mayores. En efecto, a lo largo de estos 16 años, la incidencia de la pobreza entre los menores de 15 años ha sido, en promedio, 1,72 veces más grande que la del resto de la población. Esto dice relación con que los hogares pobres tienden a tener más niños, y/o que los hogares con niños son más jóvenes, y que por ello tienden a percibir menos ingresos al encontrarse en una etapa anterior de su ciclo de vida. En un caso u otro, estas cifras fundamentalmente ponen de manifiesto el problema de la desigualdad de oportunidades en Chile, pues a tan temprana edad los niños “no han hecho nada” para vivir en la pobreza.

Figura 3.2: Evolución de la Incidencia de la Pobreza e Indigencia, Menores de 15 años Versus Mayores de 14 años

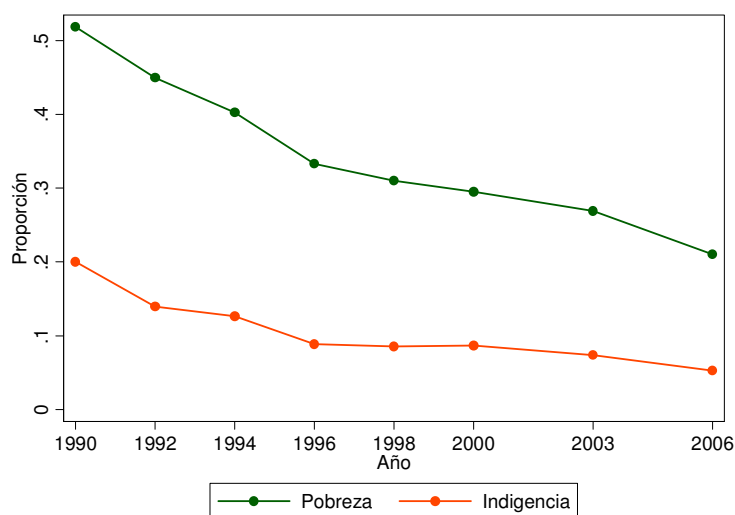


Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

En el periodo cubierto por los datos se aprecian tres etapas en la reducción de la pobreza infantil: 1990-1996, 1996-2000, y 2000-2006. En la Figura 3.3 es posible distinguir que la etapa 1990-1996, de bonanza económica, coincide con una reducción

más marcada de la pobreza infantil. En efecto, la pobreza infantil se redujo a una tasa del 6% al año. Por otra parte, la etapa de relativa recesión económica 1996-2000 se asocia a una menor tasa de reducción. Concretamente, la pobreza infantil se redujo a una tasa anual del 1,3%. Además, en esta etapa llama la atención que entre 1996 y 2000 la incidencia de la indigencia infantil prácticamente no se redujo –incluso aumentó entre 1998 y 2000. Por último, a partir de 2003, cuando ya se reactiva la economía y se pone en marcha el Sistema de Protección Social Chile Solidario, se vuelve a reducir la pobreza infantil a una tasa mayor, del 3,2% anual.

Figura 3.3: Tendencias de la Incidencia de la Pobreza e Indigencia Infantil, Menores de 15 años



Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

Al observar la evolución de la indigencia infantil, se aprecia que en 1990 un 20,2% de los niños menores de 15 años eran indigentes, mientras que en 2006 esta proporción se redujo a un 5,3%. Es posible notar que en el transcurso de estos años la pobreza infantil no indigente se redujo en un 59,4%, mientras que la indigencia

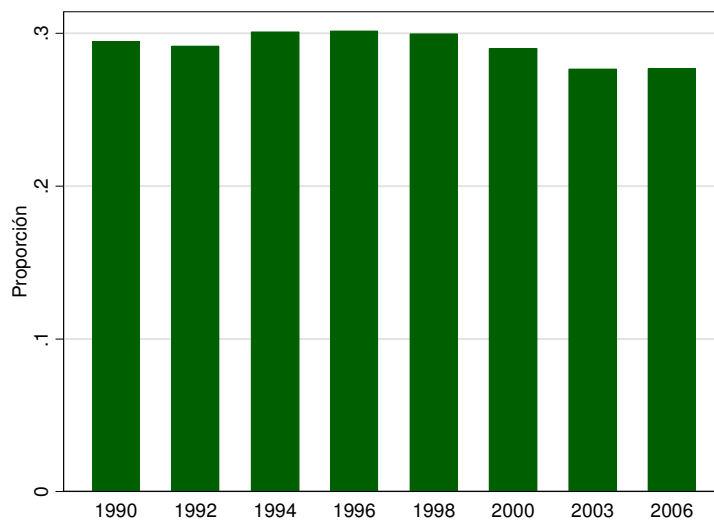
infantil se redujo en un 73,6 %. En otras palabras, ha sido más pronunciada la reducción de la incidencia infantil que la de la pobreza infantil no indigente. Dejando esto de lado, en términos generales la reducción de la indigencia infantil ha seguido un patrón similar a la reducción de la pobreza infantil no indigente durante estos años. Por otra parte, la evolución de la incidencia de la pobreza e indigencia entre los menores de 5 años ha sido muy similar a la de los menores de 15 años (ver Figura A.1 del Anexo A).

Al indagar en conceptos y medidas alternativas de pobreza, como es el 50 % de la mediana para medir la pobreza relativa, se advierte que la pobreza infantil entre los menores de 15 años prácticamente no se ha reducido. En efecto, en 1990 la proporción de niños pobres bajo esta medida ascendía a un 29,5 %, mientras que en 2006 a un 27,7 %. En otras palabras, mientras la incidencia de la pobreza infantil con la medida oficial de pobreza se redujo en un 59,4 % a lo largo de estos 16 años, la incidencia de la pobreza infantil relativa –medida como el 50 % de la mediana– se redujo en un 6,1 %. La explicación de esto radica en que la desigualdad del ingreso escasamente se ha corregido entre 1990 y 2006. En la Figura 3.4 se presenta la evolución de esta medida. Una situación similar se aprecia al medir la pobreza relativa como el 50 % de la media en la Figura A.2 del Anexo A.

De aquí en más, se seguirá utilizando la medida oficial de pobreza enunciada en la Sección 3.2.

Detrás de estos de estas tendencias en la incidencia de la pobreza infantil se vislumbran importantes fuerzas demográficas y del mercado laboral. Por ejemplo, cada vez es mayor la proporción de menores en hogares monoparentales y, en particular, la proporción de menores en hogares monoparentales tutelados por una mujer. En la Figura 3.5 es posible notar que la que la incidencia de la pobreza de los niños de hogares monoparentales prácticamente no se ha reducido. Por otra parte, la participación estas mujeres jefes de hogar de estos hogares ha aumentado en el tiempo, pero sus ingresos del trabajo reales prácticamente no han aumentado. En

Figura 3.4: Evolución de la Incidencia de la Pobreza Infantil Relativa, 50 % de la Mediana, Menores de 15 años

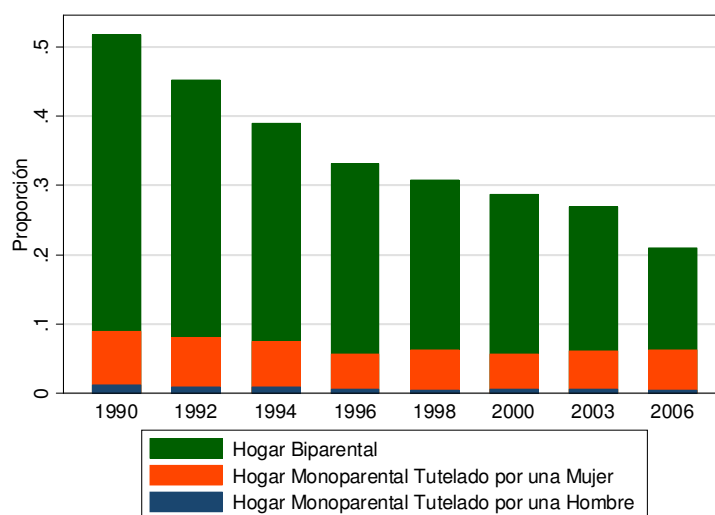


Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

el Anexo A se presentan gráficos de evolución de la proporción de niños en hogares monoparentales (Figura A.3), de la proporción de niños en hogares monoparentales tutelados por una mujer (Figura A.4), de la participación estas mujeres en el mercado laboral (Figura A.5), y del cambio en los ingresos por ocupación principal (Figura A.6). La explicación de cómo se articulan estas fuerzas escapa del alcance de este capítulo, que como se mencionó en la introducción pretende brindar un contexto de la evolución de la pobreza infantil en los últimos años.

A continuación se estudiarán las dinámicas subyacentes a estas tendencias, y en el Capítulo 5 se estimará el impacto de vivir en la pobreza durante la infancia en variables de resultado para la vida adulta.

Figura 3.5: Evolución de la Incidencia de la Pobreza Infantil según Tipo de Hogar, Menores de 15 años



Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

Capítulo 4

Dinámica de la pobreza infantil

En este capítulo se analiza la dinámica de la pobreza infantil en los últimos diez años. Este análisis complementa los resultados anteriores, al responder preguntas tales como ¿qué proporción de los niños son crónicamente pobres (es decir, que permanecen en la pobreza a lo largo del tiempo)? En un año dado, ¿qué proporción de los niños son pobres transitoriamente? ¿Los niños crónicamente pobres exhiben características sistemáticamente distintas que los niños pobres transitorios? ¿Qué factores determinan las salidas de la pobreza? ¿Son éstos los mismos que los que determinan las caídas a la pobreza? ¿En qué medida esta aproximación dinámica nos lleva a reconsiderar las políticas para superar la pobreza?

Para responder a estas preguntas, en este capítulo primero se describen los datos de la encuesta Panel CASEN. A continuación, se detalla la metodología a implementar, consistente en matrices de transición y modelos regresión multivariados. Por último en la Sección 4.3 se presentan los resultados de las transiciones de la pobreza y los determinantes de las transiciones.

4.1. La encuesta Panel CASEN

La encuesta Panel CASEN es la principal encuesta de hogares tipo panel de Chile. Como toda encuesta de este tipo, la encuesta Panel CASEN realiza un seguimiento a personas residentes en hogares particulares a través del tiempo, independientemente de su lugar de residencia dentro del territorio de estudio. De esta manera, al tomar repetidas mediciones de las *mismas* personas a lo largo del tiempo, esta encuesta permite medir cambio de una manera más rigurosa que sus homólogas de corte transversal, y así describir fenómenos que son intrínsecamente longitudinales, como el proceso de desarrollo de los niños. Como resultado de esto, es posible diseñar mejores instrumentos de política.

La encuesta Panel CASEN comenzó en 1996 con una sub-muestra de 5.210 hogares de la encuesta CASEN del mismo año. En esta sub-muestra se seleccionaron hogares sólo de las regiones III, VII, VIII y Metropolitana, sobre representando los hogares de las comunas más pobres. Estos 5.210 hogares se traducen en una muestra de 20.948 personas, que se re-encuestaron primero en 2001 y después en 2006 independientemente de su lugar de residencia dentro de las cuatro regiones de estudio. Cabe enfatizar esta distinción entre hogares y personas, ya que la definición de hogar es lo suficientemente precisa para un punto del tiempo, pero no a lo largo de él. En efecto, los hogares pueden cambiar de composición en el tiempo al ganar o perder miembros, al dividirse o, en el sentido contrario, al dos o más hogares pasar formar uno sólo. Principalmente, por esta razón es que en este tipo de encuestas se acostumbra a tomar a la persona como la unidad de análisis y su hogar como una unidad de medición.

De esta manera, entre otros varios casos, en la encuesta Panel CASEN se siguieron a los hijos de un hogar original de la muestra que pasaron a formar un hogar nuevo en alguna de las mediciones posteriores, y a personas que un principio vivían en un mismo hogar pero que producto de un divorcio pasaron a residir en hogares distintos. Como resultado de este mecanismo de seguimiento, esta encuesta

puede proveer una representación continua de la población inicial en un sentido longitudinal, y de la población de cada medición u ola, en un sentido de corte transversal.

Como es de suponer, en las olas 2001 y 2006 no se logró encuestar a todas las personas que formaban parte de la muestra inicial en 1996, sea porque no eran elegibles (al pasar a residir en una región distinta o porque fallecieron), o porque no se lograron ubicar o se negaron a contestar la encuesta. En las encuestas de hogares tipo panel, y en las encuestas longitudinales en general, a esta no respuesta se le llama atrición. La atrición en encuestas de hogares tipo panel se refiere a la no respuesta, en olas posteriores a la primera, de los miembros originales de la muestra.

La atrición presenta dos problemas para el análisis: por una parte, el menor número de observaciones disminuye la eficiencia de los estimadores y, por otra, si las características de los miembros originales de la muestra que no vuelven a ser encuestados difieren sistemáticamente de las características de los que sí vuelven a serlo, entonces la atrición es selectiva y las estimaciones pueden resultar además sesgadas. A continuación, en la Tabla 4.1 se exponen los totales que se obtuvieron en 2001 y 2006 a nivel de personas de todas las edades.

Tabla 4.1: Muestra Longitudinal de la encuesta Panel CASEN (Personas)

| Región | 1996 | 2001 | 2006 |
|--------|--------|--------|--------|
| III | 1.254 | 943 | 653 |
| VII | 3.530 | 2.685 | 2.024 |
| VIII | 7.325 | 5.480 | 3.686 |
| XIII | 8.839 | 5.930 | 3.924 |
| Total | 20.948 | 15.038 | 10.287 |

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

En esta tabla observamos que de la muestra inicial de 20.948 personas se re-encuestaron a 15.038 personas en 2001 y 10.287 personas en 2006. Lo anterior se traduce en una tasa de atrición de la muestra de un 28 % al cabo de cinco años y

de aproximadamente un 50 % al cabo de diez. Esta cifra es alta si consideramos que se realizaron sólo tres mediciones, pero es comparable a la de encuestas similares en otros países al cabo de diez años de estudio. En un análisis detallado de la magnitud y naturaleza de la atrición en la encuesta, Bendezú et al. (2007) encuentran que se perdieron sistemáticamente de la muestra las personas entre 20 y 29 años de edad, las personas que arrendaban su vivienda y las personas de los deciles altos de la distribución de ingresos. Este patrón de atrición podría sesgar las estimaciones de la encuesta, pero es compensado adecuadamente mediante la construcción de pesos longitudinales (ver Zubizarreta, 2007). En el Anexo B se presenta un análisis de la atrición en la muestra de la encuesta y en el Anexo C se explica la construcción de los pesos.

El presente trabajo se enfoca en los menores de 13 años. La distribución de esta muestra por regiones y en el tiempo se exhibe en la Tabla 4.2. A lo largo de los diez años, tenemos una muestra longitudinal de niños y niñas menores de 13 años en 1996 de que 2.750 casos.

Tabla 4.2: Muestra Longitudinal de la encuesta Panel CASEN, Menores de 13 años

| Región | 1996 | 2001 | 2006 |
|--------|-------|-------|-------|
| III | 359 | 282 | 197 |
| VII | 896 | 713 | 558 |
| VIII | 1.800 | 1.380 | 941 |
| XIII | 2.176 | 1.508 | 1.054 |
| Total | 5.231 | 3.883 | 2.750 |

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

4.2. Conceptos y métodos

Como se mencionaba anteriormente, a diferencia del análisis de corte transversal, en que la unidad de análisis puede ser indistintamente el hogar o la persona,

en el análisis longitudinal ésta debe ser la persona. La razón de ello es que el hogar puede cambiar de composición en el tiempo, tornándose incierta su comparabilidad, mientras que la persona no. Por esto es que a lo largo del trabajo se definirá al menor de 13 años de edad como la unidad de análisis. Concretamente se opta esta edad ya que estos niños y niñas serán menores de edad a lo largo de los siguientes cinco años, que es el menor periodo de análisis que permiten los datos.

Un problema adicional que puede surgir a la hora de estudiar las transiciones de la pobreza, es considerar como salidas o caídas a la pobreza cambios muy pequeños en los ingresos, como por ejemplo de una persona que aumentó en 100 pesos sus ingresos cruzando la línea de la pobreza. Este incremento en los ingresos podría ser considerado como una salida de la pobreza, pero en la práctica no significó una mejora sustantiva en las condiciones de vida de la persona en cuestión. Para trabajar con transiciones que tengan un significado real en la práctica se definirán transiciones robustas, de manera tal que se registre una transición cuando el individuo cambie de estado entre dos olas consecutivas y además tenga una variación porcentual en su ingreso per capita superior a un 10%.

Tomando estas dos definiciones, en una segunda parte del análisis se ajustarán modelos logit para explicar las salidas y caídas de la pobreza de los menores de 13 años de edad en la ola base, entre dos olas consecutivas. Concretamente se estudiarán los determinantes de las transiciones para los pares de olas 1996, 2001 y 2001, 2006 como se expresa a continuación:

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad t = 2001, 2006, \quad (4.1)$$

donde

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \text{ no pobre (pobre) en } t - 5 \text{ y } t \\ 0 & \text{si } i \text{ pobre (no pobre) en } t - 5 \text{ y no pobre (pobre) en } t. \end{cases}$$

Por otra parte, \mathbf{x}_{it} es un vector de variables explicativas para el año base y ε_{it} , un término de error que sigue la distribución logística. A lo largo de todo el análisis

los efectos del diseño muestral complejo de la encuestas, como los conglomerados y la variabilidad de los pesos, en la precisión de las estimaciones serán capturados mediante la implementación de los comandos `svy` de `Stata`.

4.3. Resultados

4.3.1. Transiciones de la pobreza

A continuación se presentan los resultados de las matrices de transición por situación de pobreza para los años 1996, 2001, y 2001, 2006. Este análisis se centra en las salidas y caídas a la pobreza de los niños y niñas menores de 13 años en 1996 y 2001, respectivamente, y una transición se define como un cambio en la situación de pobreza *y* un cambio en los ingresos superior al diez por ciento.

La Tabla 4.3 corresponde a la matriz de transición para el periodo 1996, 2001. Sus resultados nos dicen que un 50,7 % de los niños y niñas que estaban en situación de pobreza en 1996 lo siguieron estando en 2001, mientras que su complemento pudo escapar de esta condición. Este primer resultado es impactante, ya que expresa que las condiciones económicas de la mitad de los hogares con niños no mejoraron significativamente al cabo de cinco años, permaneciendo en la pobreza. Por otra parte, observamos que un 14,4 % de los niños y niñas no pobres en 1996 cayeron a la pobreza en 2001. Como se puede ver en términos absolutos en la Tabla 4.4, esta tasa corresponde a un 56,7 % de las salidas de la pobreza. Así, se destaca el saldo positivo en la dinámica de la pobreza infantil en el periodo.

Recogiendo las cifras anteriores, otro resultado que llama la atención es que un 44,4 % de la población de menores de 13 años experimentó la pobreza *al menos una vez* en el periodo 1996-2001. Esta cifra corresponde a los menores que salieron de la pobreza, que cayeron a la pobreza y que permanecieron en la pobreza al cabo de cinco años. Todas estas cifras sugieren que los hogares con menores sufren una considerable privación económica.

Tabla 4.3: Transiciones de la Pobreza, Periodo 1996-2001, Porcentajes por Filas

| 1996 | 2001 | | Total |
|------|--------|--------|---------|
| | P | NP | |
| P | 50,7 % | 49,3 % | 100,0 % |
| NP | 14,4 % | 85,6 % | 100,0 % |

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

Tabla 4.4: Transiciones de la Pobreza, Periodo 1996-2001, Porcentajes por Celdas

| 1996 | 2001 | | Total |
|-------|--------|--------|---------|
| | P | NP | |
| P | 17,2 % | 16,7 % | 34,0 % |
| NP | 9,5 % | 56,6 % | 66,1 % |
| Total | 26,7 % | 73,3 % | 100,0 % |

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

El periodo 2001, 2006 también exhibió un grado de dinamismo de los menores en torno a la línea de la pobreza, pero marcado por una mayor tasa de salidas de la pobreza y menores tasas de caídas y permanencia en la misma situación. En efecto, a diferencia del periodo 1996, 2001, en que un 50,6 % de los menores pobres se mantuvieron en dicha situación, en el segundo periodo un 35,1 % fueron pobres en ambas ocasiones. Por otra parte, un 8,8 % de los no pobres en 2001 cayeron a la pobreza en 2006, en circunstancias que esta cifra alcanzó un valor de 14,4 % sobre la población de no pobres. Si definimos a la población de niños y niñas vulnerables como los que fueron pobres alguna vez en el periodo, notamos que en este segundo periodo esta proporción ascendió a 37,6 %. Comparando los dos quinquenios vemos que esta población se redujo en siete puntos porcentuales. Si bien esta es una mejora considerable, hay que notar que esta cifra sigue siendo alta, ya que expresa que cerca cuatro de cada diez niños y niñas fueron al menos una vez pobres entre 2001 y 2006.

Si tomamos una perspectiva de más largo plazo y analizamos las transiciones

Tabla 4.5: Transiciones de la Pobreza, Periodo 2001-2006, Porcentaje por Filas

| 2001 | 2006 | | |
|------|--------|--------|-------|
| | P | NP | Total |
| P | 35,1 % | 64,9 % | 100 % |
| NP | 8,8 % | 91,2 % | 100 % |

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

Tabla 4.6: Transiciones de la Pobreza, Periodo 2001-2006, Porcentajes por Celdas

| 2001 | 2006 | | |
|-------|--------|--------|---------|
| | P | NP | Total |
| P | 11,1 % | 20,5 % | 31,7 % |
| NP | 6,0 % | 62,3 % | 68,3 % |
| Total | 17,2 % | 82,8 % | 100,0 % |

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

de las tres mediciones como un conjunto, notamos que un 7,7 % de los menores de 13 años en 1996 fueron pobres en 1996, 2001 y 2006. Por otra parte notamos que un 49,7 % de los niños y niñas fueron al menos una vez pobres en el periodo. En palabras simples, uno de cada dos niños y niñas fueron al menos una vez pobres en los últimos diez años. Esta cifras se comparan respectivamente con un 4,4 % y un 35,5 % para el resto de la población (ver Tabla 4.8).

Tabla 4.7: Transiciones de la Pobreza, Periodo 1996-2006, Porcentajes por Celdas

| 1996 | 2001 | 2006 | | |
|-------|------|--------|--------|---------|
| | | P | NP | Total |
| P | P | 7,7 % | 11,2 % | 18,9 % |
| P | NP | 2,4 % | 13,7 % | 16,1 % |
| NP | P | 2,0 % | 9,6 % | 11,6 % |
| NP | NP | 3,2 % | 50,3 % | 53,4 % |
| Total | | 15,3 % | 84,7 % | 100,0 % |

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

Tabla 4.8: Transiciones de la Pobreza, Porcentajes por Celdas, Toda la Población

| 1996 | 2001 | 2006 | | Total |
|-------|------|--------|--------|---------|
| | | P | NP | |
| P | P | 4,4 % | 7,1 % | 11,5 % |
| P | NP | 1,5 % | 10,5 % | 12,0 % |
| NP | P | 1,5 % | 7,4 % | 8,9 % |
| NP | NP | 3,1 % | 64,5 % | 67,6 % |
| Total | | 10,5 % | 89,5 % | 100,0 % |

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

4.3.2. Determinantes de las transiciones

En esta sección se presentan los resultados del análisis de regresión para explicar las transiciones anteriores. Este tipo de análisis nos permite descubrir relaciones sistemáticas entre las variables que definen las salidas y caídas de la pobreza, y una serie de variables explicativas de interés, aislando el efecto de cada una de ellas. Considerando el número de variables incluidas en el modelo, la interpretación de los resultados se centra en aquellas que tienen mayor relevancia desde el punto de vista del diseño de políticas sociales.

En las Tablas 9 y 10 a continuación se exhiben los coeficientes de los distintos ajustes. En la primera de éstas se presentan, en la primera columna, los coeficientes de los ajustes para las salidas de 1996 a 2001, y en la segunda, los de las caídas de 2001 a 2006. En la segunda de estas tablas se presentan los coeficientes de ajustes similares, pero para las caídas a la pobreza de un año a otro.

En cuanto a las salidas de la pobreza de 1996 a 2001, cabe destacar en primer lugar el efecto de la variable años de escolaridad del cónyuge. A diferencia de los años de escolaridad del jefe de hogar, esta variable tuvo un efecto significativo, aumentando, por cada año adicional de escolaridad, en un 18,3% la probabilidad de salir de la pobreza. Por otra parte, apreciamos que aquellos hogares con un

mayor número de niños en el hogar vieron muy limitadas sus opciones de salir de la pobreza: por cada menor de 15 años en el hogar, la probabilidad de salir de la pobreza disminuyó en un 49,6%. Así, manteniendo todo lo demás constante, los hogares con tres o más menores prácticamente no tuvieron opciones de salir de la pobreza entre 1996 y 2001. Asimismo cabe subrayar el rol que jugó la vivienda en estas salidas de la pobreza. Efectivamente, aquellos niños y niñas en hogares residiendo en una vivienda propia aumentaron en el doble su probabilidad de salir de la pobreza, *ceteris paribus*. Por último notamos que los niños y niñas de zonas rurales tuvieron mayores probabilidades de salir de la pobreza que los niños de zonas urbanas.

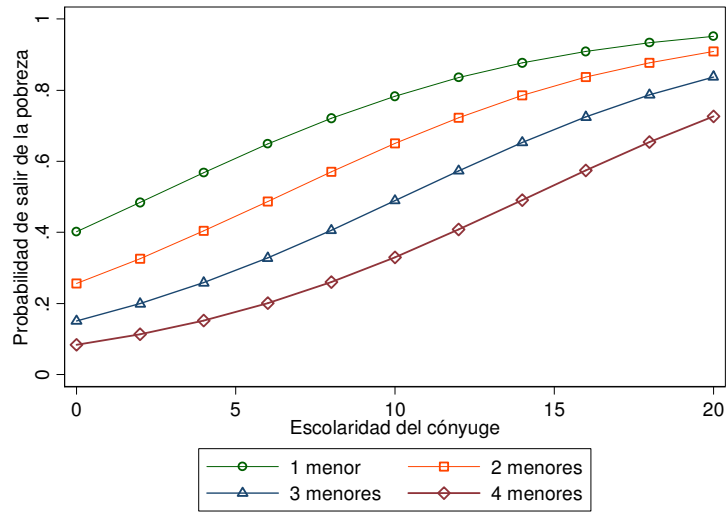
En el ajuste para las salidas a la pobreza de 2001 a 2006, también encontramos un efecto significativo de los años de escolaridad del cónyuge y no de los años de escolaridad del jefe de hogar. Esta vez cada año adicional de escolaridad del cónyuge aumentó en un 12,2% la probabilidad de salir de la pobreza. Asimismo, encontramos que el número de menores de edad en el hogar redujo significativamente la probabilidad de salir de la pobreza. En efecto, cada niño o niña adicional en el hogar disminuyó en un 33,1% la probabilidad de salir de esta situación. Por último también los niños y niñas que habitan en zonas rurales presentaron sistemáticamente mayores probabilidades de salir de la pobreza que los de zonas urbanas.

En cuanto a las caídas a la pobreza, entre los años 1996 y 2001 encontramos un efecto significativo tanto de los años de escolaridad del jefe de hogar como del cónyuge. Esta vez encontramos que la educación actuó como un seguro, reduciendo en un 11,3% y en un 14,5%, respectivamente, la probabilidad de caer a la pobreza. También encontramos que los niños y niñas de zonas rurales tendieron a no caer a la pobreza al cabo de cinco años. Finalmente notamos el efecto significativo de las variables indicatrices de los quintiles de ingresos de los no pobres. En relación a los niños y niñas del quintil 3, vemos que los del quintil 1 tuvieron 2,5 veces más probabilidades de caer en la pobreza al cabo de cinco años. Esto nos da una medida

de hasta donde llegó el brazo de la pobreza en el periodo 1996, 2001, sumiendo sistemáticamente a los niños y niñas en esta situación.

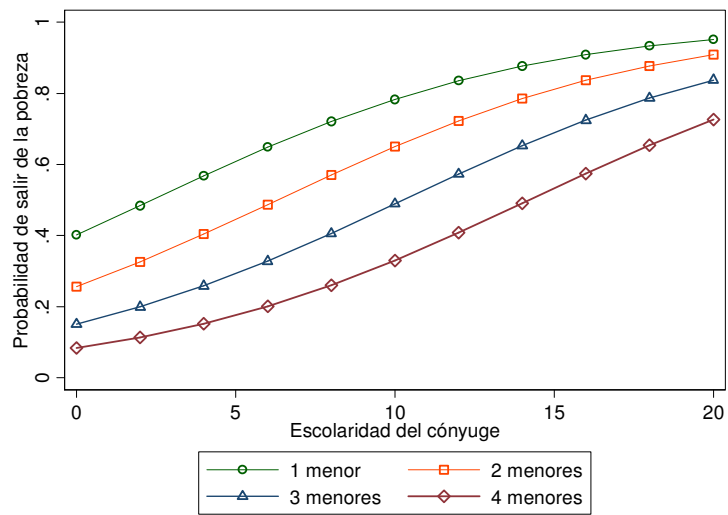
Por último, en las caídas a la pobreza de 2001 a 2006 notamos el efecto significativo del género del jefe de hogar, apreciando que los niños y niñas de hogares tutelados por una mujer se mantuvieron fuera de la pobreza. En cuanto a las variables indicatrices de los quintiles de ingresos de los no pobres, notamos que los niños y niñas de hogares de los quintiles 1 y 2 fueron sistemáticamente vulnerables a caer en la pobreza. En pesos de 2001, esto se traduce en que los hogares con niños y niñas con ingreso per cápita menor de 75.476 pesos fueron sistemáticamente vulnerables a caer en la pobreza. Esta cifra nos ayuda a determinar en cuánto se debiera suplementar el ingreso del hogar en Chile para asegurar a los hogares con niños y niñas fuera de la pobreza.

Figura 4.1: Probabilidad de salir de la pobreza 1996, 2001



Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

Figura 4.2: Probabilidad de salir de la pobreza 2001, 2006



Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

Tabla 4.9: Determinantes de las Transiciones de la Pobreza, Salidas de la Pobreza

| Variable | Salidas | |
|--|--------------------|--------------------|
| | 1996, 2001 | 2001, 2006 |
| Género (0 = Hombre) | 1.110 (0.61) | 0.732 (1.51) |
| Edad | 1.039 (1.72)* | 1.026 (0.99) |
| Género del jefe de hogar (0 = Hombre) | 0.833 (0.33) | 0.653 (0.60) |
| Edad del jefe de hogar | 1.012 (0.13) | 1.107 (1.41) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.30) | 0.999 (0.69) |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 1.015 (0.31) | 1.072 (1.36) |
| Años de escolaridad del cónyuge | 1.183 (3.31)*** | 1.122 (2.11)** |
| Hogar monoparental (1 = hogar monoparental) | 0.749 (0.49) | 0.450 (1.07) |
| Número de niños menores de 15 años en el hogar | 0.514 (4.84)*** | 0.679 (2.85)*** |
| Vivienda propia (0 = Vivienda no propia) | 2.013 (2.22)** | 0.699 (1.28) |
| Región III (0 = Metropolitana) | 0.519 (1.38) | 0.471 (1.50) |
| Región VII (0 = Metropolitana) | 0.260 (4.20)*** | 0.374 (2.53)** |
| Región VIII (0 = Metropolitana) | 0.425 (2.23)** | 0.459 (2.18)** |
| Zona (0 = Urbano) | 2.500 (2.82)*** | 2.111 (2.21)** |
| Observaciones | 1756 | 1001 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

Tabla 4.10: Determinantes de las Transiciones de la Pobreza, Caídas a la Pobreza
Caídas

| Variable | 1996, 2001 | 2001, 2006 |
|--|--------------------|---------------------|
| Género (0 = Hombre) | 0.707 (1.32) | 2.749 (3.94)*** |
| Edad | 0.983 (0.37) | 1.059 (1.11) |
| Género del jefe de hogar (0 = Hombre) | 3.172 (1.40) | 0.497 (0.96) |
| Edad del jefe de hogar | 0.831 (2.69)*** | 0.894 (1.42) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.002 (2.35)** | 1.001 (1.51) |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.897 (2.32)** | 1.027 (0.66) |
| Años de escolaridad del cónyuge | 0.865 (2.97)*** | 0.920 (1.23) |
| Hogar monoparental (1 = hogar monoparental) | 0.259 (1.56) | 2.749 (1.33) |
| Número de niños menores de 15 años en el hogar | 1.387 (1.65) | 0.895 (0.57) |
| Vivienda propia (0 = Vivienda no propia) | 0.937 (0.20) | 2.021 (1.67)* |
| Región III (0 = Metropolitana) | 0.637 (0.84) | 2.330 (1.16) |
| Región VII (0 = Metropolitana) | 0.545 (1.37) | 1.394 (0.68) |
| Región VIII (0 = Metropolitana) | 1.509 (1.25) | 0.857 (0.37) |
| Zona (0 = Urbano) | 0.297 (2.87)*** | 0.529 (1.60) |
| Quintil 1 (0 = Quintil 3) | 2.521 (2.23)** | 11.028 (4.43)*** |
| Quintil 2 (0 = Quintil 3) | 1.128 (0.28) | 7.204 (3.36)*** |
| Quintil 4 (0 = Quintil 3) | 0.309 (1.69)* | 2.533 (1.30) |
| Quintil 5 (0 = Quintil 3) | 1.251 (0.32) | 0.534 (0.57) |
| Observaciones | 1287 | 1029 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN.

Capítulo 5

Impacto de la pobreza infantil

5.1. La estimación del efecto causal de la pobreza

En la literatura empírica, se suele estimar el impacto de la pobreza infantil sobre variables de resultado para la vida adulta a través de modelos de regresión. Básicamente, se explica una cierta variable de resultado con una medida de pobreza o de ingresos en general y un conjunto de otras variables sociodemográficas de control. Estos ajustes revelan el grado de asociación que existe entre el resultado en cuestión y los ingresos, controlando el efecto de las otras variables. El desafío en este tipo de modelos es distinguir el efecto causal de esta medida, de manera de determinar en cuánto habría que aumentar los ingresos de los hogares para mejorar los resultados de los menores hasta un nivel satisfactorio.

En la línea de la exposición de Duncan et al. (1998), es posible escribir

$$y_{it} = \alpha + \beta I_{it} + \mathbf{x}'_{it} \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (5.1)$$

donde y_{it} es el resultado del menor i en el periodo t , I_{it} es el ingreso del hogar acumulado desde el nacimiento del menor hasta el periodo t , y \mathbf{x}'_{it} es un conjunto de variables observables del menor y de la familia variantes e invariantes en el tiempo. μ_i y ε_{it} , a su vez, son términos de error.

Una preocupación persistente en este tipo de modelos es que el efecto del ingreso puede ser espurio, lo que quiere decir que su efecto se debe a su asociación con otras variables no observables, que en última instancia son las que determinan los resultados de los menores.

A modo de ejemplo, es posible que la motivación y perseverancia de los padres sean los verdaderos determinantes del desarrollo de los menores y no los ingresos *en sí*, como se supone en (5.1). Ahora bien, como es probable que estas dos variables también determinen los ingresos del hogar, al ser no observables, se sobreestimarán el efecto de los ingresos en los resultados de los menores. En términos estadísticos, en (5.1) se tiene que el regresor I_{it} es endógeno, pues está correlacionado con el error compuesto $\mu_i + \varepsilon_{it}$. Este problema se conoce comúnmente como variables relevantes omitidas.

Una solución a este problema es estimar modelos de cambio, tomando diferencias a partir de (5.1). El supuesto básico de estos modelos es que la relación dada por esta ecuación se mantiene al cabo del tiempo, con lo que es posible escribir

$$y_{i,t+1} = \alpha + \beta I_{i,t+1} + \mathbf{x}'_{i,t+1} \gamma + \mu_i + \varepsilon_{i,t+1}. \quad (5.2)$$

Restando (5.1) a (5.2), se obtiene

$$\Delta y_{i,t+1} = \Delta \beta I_{i,t+1} + \Delta \mathbf{x}'_{i,t+1} \gamma + \Delta \varepsilon_{i,t+1}, \quad (5.3)$$

donde $\mathbf{x}'_{i,t+1}$ ahora incluye sólo los variables de control que varían en el tiempo.

Una segunda alternativa para estimar el efecto causal de los ingresos, es intentar aislar de la ecuación (5.1) la correlación entre esta medida y las variables no observables en el término de error mediante variables instrumentales. Como siempre, el objetivo es encontrar una variable que no esté correlacionada con los determinantes no observables de los resultados de los menores –*validez* del instrumento– y que esté altamente correlacionada con la medida de pobreza I_t –*relevancia* del instrumento. Como es de suponer esta tarea es difícil, dado que es fácil argumentar

que casi todos los correlatos de I_t están a su vez correlacionados con las variables no observables que determinan los resultados de los menores.

Frente a este problema, una segunda alternativa es estimar modelos de diferencias entre hermanos. En efecto, si la relación dada por la ecuación (5.1) se mantiene entre dos hermanos A y B , y las características no observables de la familia no cambian entre ellos, es posible escribir

$$y_A = \alpha + \beta I_A + \mathbf{x}'_A \gamma + \mu_A + \varepsilon_A, \quad (5.4)$$

$$y_B = \alpha + \beta I_B + \mathbf{x}'_B \gamma + \mu_B + \varepsilon_B, \quad (5.5)$$

donde y_A e y_B son los resultados de los hermanos medidos *a una misma edad* (razón por la cual se prescinde del subíndice t), I_A e I_B son los ingresos del hogar acumulados desde el nacimiento de A y B hasta esta determinada edad, respectivamente, y μ_A y μ_B son variables no observables de la familia y entorno de los menores, invariantes en el tiempo. Restando ambas expresiones, se obtiene

$$y_B - y_A = \beta(I_B - I_A) + (\mathbf{x}'_{indB} - \mathbf{x}'_{indA})\gamma + \varepsilon_B - \varepsilon_A. \quad (5.6)$$

donde \mathbf{x}'_{indA} y \mathbf{x}'_{indB} son las variables observables *individuales* de los hermanos A y B respectivamente.

Aparte de medir los resultados a una misma edad, un aspecto clave de este modelo es que exista suficiente variabilidad en las medidas de ingreso entre hermanos desde su nacimiento hasta la medición del logro y_B e y_A . En los trabajos de Duncan et al. (1998) y de Ermisch et al. (2001) los resultados de este último tipo de modelos se han utilizado para corroborar los resultados de los modelos anteriores, sin embargo, en parte por los tamaños muestrales más pequeños, sus resultados han sido de poco aporte.

5.2. Las variables de resultado

Para estimar los modelos anteriores, lo ideal es que la variable de resultado sea continua. De lo contrario, el mejor modelo para analizarla será uno no lineal,

que impide eliminar el efecto de las variables relevantes no observables mediante diferencias, como en los modelos de cambio o de diferencias entre hermanos.

La única variable de resultado de la encuesta Panel CASEN que en un principio se podría estimar mediante modelos de este tipo es los años de escolaridad de los menores. Sin embargo, como el modelo de diferencias entre hermanos exige que los resultados de éstos sean medidos a una misma edad, con sólo tres olas la encuesta en cuestión ofrece una muestra muy pequeña para el análisis. En consecuencia, la alternativa que va quedando disponible es estimar el efecto de los ingresos sobre esta variable mediante modelos de cambio (5.3). Ahora bien, la naturaleza de la variable de estudio, que toma valores enteros positivos en un rango muy acotado,¹ hacen que la estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios resulte en valores predichos fuera de rango, y posiblemente en parámetros sesgados, inconsistentes e ineficientes (Scott y Long, 2001). Por esta razón, resulta más pertinente realizar una transformación lineal de la variable de estudio para implementar modelos que saquen mayor provecho de su naturaleza entera y positiva.

Es posible definir y_{it} como los años de atraso en la escolaridad del menor i en el periodo t ; específicamente,

$$y_{it} = \begin{cases} edad_{it} - escolaridad_{it} - 5 & \text{si } (edad_{it} - escolaridad_{it} - 5) > 0 \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

En cada ola t de la encuesta Panel CASEN, esta variable toma valores entre cero y siete para los menores de edad, concentrándose en torno al cero. Al graficar su distribución muestral para cada ola, se vislumbra una distribución Poisson. Conforme a esto, es sensato incorporar esta información en un modelo afín. Así, en vez de estimar modelos como los anteriormente descritos, se estimará un modelo regresión Poisson para datos longitudinales.

Un paso previo a éste será implementar modelos para una variable más simple, definida como uno en caso de no estar estudiando en algún año entre los 5 y los

¹Específicamente entre 0 y 13 para los menores de edad.

18 años de edad, y no estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años. Estas variables se estimarán mediante modelos logit para datos longitudinales.

A su vez, para obtener un *benchmark* del efecto de la pobreza y los ingresos durante la infancia, se ajustarán modelos de regresión lineal y modelos logit para los años de escolaridad entre los 10 y 20 años de edad, no estar estudiando en algún año entre los 10 y 20 años, no estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 18 y 25 años, ser madre entre los 15 y 18 años, y tener una mala o pésima auto percepción de la salud en algún año antes de los 21 años.

5.3. Los modelos a implementar

Una ventaja clave de los datos longitudinales por sobre los datos de corte transversal es que permiten controlar el efecto de las variables relevantes no observables si son constantes en el tiempo. Estas variables relevantes no observables se resumen en un efecto específico individual que captura la heterogeneidad entre individuos. Como se mencionó anteriormente, para el caso de no estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad, y no estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años, se implementarán modelos logit para datos longitudinales, mientras que para los años de atraso en la escolaridad se ajustará un modelo de regresión Poisson.

A partir de cada uno de estos dos modelos para datos longitudinales, es posible distinguir entre los modelos de *efectos fijos* y de *efectos aleatorios*. En los primeros, el efecto específico individual se modela como un parámetro a ser estimado para cada individuo i , mientras que en los segundos se asume que el efecto es una cantidad obtenida de una distribución específica. Así, los resultados analíticos y empíricos de los modelos de efectos aleatorios descansan en gran parte en la elección de esta distribución.

5.3.1. El modelo logit para datos longitudinales

Seguendo a Greene (2003), y en función de los datos de la encuesta Panel CASEN, a partir de una variable latente \mathbf{y}^* es posible escribir el modelo estructural

$$y_{it+5}^* = \mathbf{x}'_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it+5}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1996, 2001, \quad (5.7)$$

donde

$$y_{it+5} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{it+5}^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso,} \end{cases}$$

y μ_i es un efecto específico individual. De aquí en adelante, el vector \mathbf{x}'_{it} incorpora la medida de pobreza o de ingresos, que, en lugar de medirse en desde el nacimiento del menor hasta periodo t , se mide en un mes de 1996 ó 2001. Esta es una restricción adicional que imponen los datos de la encuesta Panel CASEN.

Como se mencionó anteriormente, a partir de este modelo es posible distinguir los modelos de efectos aleatorios y fijos en función de la relación entre μ_i y \mathbf{x}'_{it} . El supuesto de que μ_i no está correlacionado con \mathbf{x}'_{it} , tal que $f(\mu_i|\mathbf{x}'_{it}) = f(\mu_i)$, da origen a los modelos de efectos aleatorios. Por otra parte, si no se tienen restricciones sobre μ_i , de manera tal que es posible que μ_i y \mathbf{x}'_{it} estén correlacionadas, se tiene el modelo de efectos fijos.

Específicamente en el modelo de efectos aleatorios, se supone que:

$$\begin{aligned} E(\mu_i|\mathbf{X}) &= 0 \quad \forall i, & Var(\mu_i|\mathbf{X}) &= \sigma_\mu^2 \quad \forall i, & Cov(\mu_i, \mu_j) &= 0 \quad \text{si } i \neq j; \\ E(\varepsilon_{it}|\mathbf{X}) &= 0 \quad \forall i, t, & Var(\varepsilon_{it}|\mathbf{X}) &= 1 \quad \forall i, t, & Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) &= 0 \quad \text{si } i \neq j \text{ y } t \neq s; \\ & & Cov(\mu_i, \varepsilon_{jt}) &= 0 \quad \forall i, j, t. \end{aligned} \quad (5.9)$$

En estas relaciones, la matriz \mathbf{X} incluye todos los regresores \mathbf{x}_{it} $\forall i, t$, y de esta manera,

$$\begin{aligned} E(\mu_i + \varepsilon_{it}|\mathbf{X}) &= 0 \quad \forall i, t, \\ Var(\mu_i + \varepsilon_{it}|\mathbf{X}) &= 1 + \sigma_\mu^2 \quad \forall i, t, \\ Corr(\mu_i + \varepsilon_{it}, \mu_i + \varepsilon_{is}) &= \frac{\sigma_\mu^2}{1 + \sigma_\mu^2} \quad \forall i, t, s. \end{aligned}$$

Suponiendo, por ejemplo, una distribución normal, $N(0, \sigma_\mu^2)$ de los efectos aleatorios μ_i , este modelo se puede estimar mediante máxima verosimilitud.

El modelo de efectos fijos, por su parte, se puede plantear como

$$y_{it+5}^* = \mathbf{x}'_{it}\beta + d_{it+5}\mu_i + \varepsilon_{it+5}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1996, 2001, \quad (5.10)$$

donde

$$y_{it+5} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{it+5}^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

d_{it} es una variable *dummie* que toma un valor igual a uno para el individuo i , y cero en otro caso. En este modelo \mathbf{x}'_{it} se compone sólo de variables que cambian en el tiempo. Los parámetros a ser estimados son los k elementos de β y los n términos constantes. Como en el modelo de efectos aleatorios, es posible hacer esto mediante máxima verosimilitud.

5.3.2. El modelo de regresión Poisson para datos longitudinales

En su exposición acerca de los modelos para números de eventos para datos longitudinales, Cameron y Trivedi (1998) comienzan revisando los modelos lineales de efectos aleatorios y fijos. La razón de ello es que estos modelos y los modelos para números de eventos presentan una serie de analogías, y a partir de los primeros es más fácil entender los segundos. Siguiendo esta exposición, en el Anexo D se puede encontrar una revisión de los modelos lineales para datos longitudinales.

Según Greene (2003), en un principio es posible analizar datos para números de eventos mediante el modelo de regresión lineal. No obstante, la naturaleza discreta y positiva de la variable dependiente, así como la predominancia de ceros y valores cercanos a cero, sugieren que es posible mejorar este modelo incorporando estas características. Para datos longitudinales, el modelo de regresión Poisson sugiere que cada observación de la variable independiente y_{it} es seleccionada de una distribución Poisson con parámetro μ_{it} , que depende de \mathbf{x}_{it} . Matemáticamente,

$$P(y_{it}|\mathbf{x}_{it}) = \frac{e^{-\mu_{it}} \mu_{it}^{y_{it}}}{y_{it}!}, \quad i = 1, \dots, n. \quad (5.11)$$

Para datos longitudinales, es posible escribir este parámetro como

$$\mu_{it} = \alpha_i \lambda_{it}. \quad (5.12)$$

donde α_i es un efecto específico individual. De acuerdo a esta última ecuación, una diferencia del modelo de regresión Poisson con respecto al modelo lineal (ver Anexo D) es que el efecto específico individual es multiplicativo en lugar de aditivo. Ahora bien, dada la forma exponencial de λ_{it} , el efecto específico multiplicativo todavía puede ser interpretado como un desplazamiento en el intercepto pues

$$\begin{aligned} E[y_{it} | \mathbf{x}_{it}, \alpha_i] &= \mu_{it} \\ &= \alpha_i \exp(\mathbf{x}'_{it} \beta) \\ &= \exp(\delta_i + \mathbf{x}'_{it} \beta), \end{aligned} \quad (5.13)$$

donde $\delta_i = \log(\alpha_i)$.

De esta manera, a partir de los datos de la encuesta Panel CASEN, es posible estimar el parámetro μ_{it} mediante la ecuación secundaria

$$\ln(\mu_{it}) = \mathbf{x}'_{it} \beta + \ln(\alpha_i), \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1996, 2001, 2006. \quad (5.14)$$

donde \mathbf{x}'_{it} excluye el término constante.

Al igual que en el caso lineal, es posible plantear modelos de efectos fijos y aleatorios a partir de los supuestos sobre α_i . El modelo de efectos fijos trata α_i como un parámetro a ser estimado. El modelo de efectos aleatorios supone que los efectos específicos individuales α_i son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas. En Cameron y Trivedi (1998) es posible encontrar una completa revisión de métodos de estimación de máxima verosimilitud y del método generalizado de momentos para estos modelos.

Estos autores señalan que las fortalezas y debilidades de los modelos de efectos y aleatorios lineales se extienden a estos modelos no lineales para números de eventos. El modelo de efectos aleatorios es apropiado si la muestra es seleccionada

de una población y se necesita hacer inferencia de ésta; el modelo de efectos fijos, en cambio, es apropiado para explicar la muestra en sí. Por otra parte, el modelo de efectos aleatorios ajusta con mayor facilidad los coeficientes aleatorios de las variables así como los interceptos, mientras que el modelo de efectos fijos no identifica las variables independientes invariantes en el tiempo. La otra cara de esta moneda es que si estos efectos específicos individuales están correlacionados con los regresores, los estimadores del modelo de efectos aleatorios pueden ser inconsistentes. Por esta razón a continuación se presenta un test de especificación de estos modelos.

5.3.3. El test de especificación de Hausman

Tanto en el caso del modelo logit como en el del modelo de regresión Poisson para datos longitudinales, es posible evaluar la especificación de los modelos de efectos fijos y aleatorios mediante el test de Hausman. En términos generales, para dos estimadores alternativos de β el test se estructura según la Tabla (5.1) a continuación.

Tabla 5.1: Estructura del test de especificación de Hausman

| | H_0 | H_1 |
|--------------------|-------------------------|---------------|
| $\hat{\beta}_{EA}$ | Consistente y eficiente | Inconsistente |
| $\hat{\beta}_{EF}$ | Consistente | Consistente. |

En otras palabras, bajo la hipótesis nula el estimador de efectos aleatorios, $\hat{\beta}_{EA}$ es consistente y eficiente, mientras que bajo H_1 es inconsistente. El estimador de efectos fijos, $\hat{\beta}_{EF}$, es consistente bajo ambas hipótesis. A partir del estadístico $H = (\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF})'[Var(\hat{\beta}_{EA}) - Var(\hat{\beta}_{EF})]^{-1}(\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF})$, que captura la diferencia entre los dos estimadores en cuestión, y que distribuye χ^2_α pues β_{EA} y β_{EF} tienen distribución normal asintótica, es posible rechazar H_0 en favor del estimador consistente, que es el de efectos fijos.

5.4. Resultados

5.4.1. Correlatos de la pobreza infantil

En la línea de la exposición anterior, para obtener una primera aproximación del efecto de la pobreza y los ingresos durante la infancia sobre variables que determinan el éxito económico en la adultez, se ajustaron modelos de regresión lineal y modelos logit. Específicamente, se analizaron las variables de resultados correspondientes a los años de escolaridad entre los 10 y 20 años de edad, no estar estudiando en algún año entre los 10 y 20 años, no estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 18 y 25 años, ser madre entre los 15 y 18 años, y tener una mala o pésima autopercepción de la salud en algún año antes de los 21 años. Cada uno de estos resultados se registraron en 2006, mientras que las variables de pobreza e ingresos corresponden a *dummies* para la indigencia y pobreza en 1996, *dummies* para los quintiles de ingresos en 1996, el logaritmo natural del ingreso total per cápita en 1996, y *dummies* para la pobreza en 1996 y 2001. Los resultados completos de cada una de estos ajustes se presentan en las Tablas F.1 a la F.6 del Anexo F. En la Tabla 5.2 a continuación se presenta un resumen de estos resultados, centrado en las variables de ingresos.

En primer lugar, para el resultado que representan los años de escolaridad, se encuentra un efecto significativo del tamaño del hogar. Manteniendo todo lo demás constante, se encuentra que cada integrante adicional en el hogar disminuye en 0,1 años aproximadamente la escolaridad alcanzada al cabo de diez años por el menor. En segundo lugar, los años de escolaridad del jefe de hogar exhiben un efecto positivo, aumentando sistemáticamente los años de escolaridad alcanzados por el menor, *ceteris paribus*. Por último, se encuentra que experimentar la indigencia al menos una vez antes de los 10 años de edad se asocia, en promedio, a 0,7 años menos de escolaridad al cabo de diez años, y que experimentar la pobreza dos veces antes de los 15 años se vincula a 0,3 años menos de escolaridad al cabo de este periodo.

A continuación, para el resultado correspondiente a no estar estudiando en algún año entre los 10 y 20 años de edad, se encuentra que el género del jefe de hogar tiene un efecto significativo. En efecto, vivir antes de los diez años de edad en un hogar tutelado por una mujer se asocia, en promedio, a una probabilidad un 4% mayor de no estar estudiando diez años más tarde. Posteriormente, y de una manera similar al resultado anterior, se encuentra que crecer en un hogar de mayor tamaño se traduce en una mayor probabilidad de no estar estudiando al cabo de diez años. Por otra parte, nuevamente se aprecia un efecto positivo de la escolaridad del jefe de hogar, traduciéndose en una menor probabilidad de no estar estudiando. Por último, se encuentra un efecto significativo de las variables de ingresos en las formas de quintiles y logaritmos, impactando la probabilidad de estar estudiando. En efecto, se encuentra que los menores que vivieron en hogares del primer quintil antes de los diez años de edad tienen una probabilidad aproximadamente un 9% mayor de no estar estudiando antes de los veinte años de edad que los menores del quintil más rico.

En tercer lugar, para el resultado que corresponde a no estar estudiando *y ser inactivo* en algún año entre los 18 y 25 años de edad se encuentra que las mujeres tienen una probabilidad un 22% más grande de no estar no estar estudiando y ser inactivo que los hombres. Además se encuentra un efecto significativo de las variables de ingresos en diversas formas. Vivir en un hogar indigente o pobre no indigente entre los 8 y 15 años de edad se traduce en una probabilidad un 8% mayor de no estar estudiando y ser inactivo entre los 18 y 25 años. Asimismo, haber crecido en un hogar del quintil uno se asocia una probabilidad un 17% mayor de no estar estudiando y ser inactivo entre los 18 y 25 años que los hogares del quintil cinco. Por último, pertenecer a un hogar pobre en 1996 y 2001 se asocia a una probabilidad un 14% mayor de no estar no estar estudiando y ser inactivo entre los 18 y 25 años en 2006.

En cuarto lugar, en el resultado ser madre entre los 15 y 18 años de edad

se encuentra un efecto significativo de menos variables. En el tercer ajuste para este resultado, se encuentra que una mayor escolaridad del jefe de hogar se traduce una menor probabilidad de no ser madre entre las edades en cuestión. Este efecto es significativo a un nivel del 10%. Siempre a este nivel significancia, se encuentra que haber experimentado la indigencia entre los 5 y los 8 años de edad se asocia a una mayor probabilidad de ser madre entre los 15 y 18 años. Al ajustar un modelo probit idéntico, este efecto pasa a ser significativo al 5% y su elasticidad es tal que experimentar indigencia entre los 5 y los 8 años de edad aumenta la probabilidad de ser madre en un 11% diez años más tarde.

Por último, en el resultado una mala o pésima auto percepción de la salud antes de los 21 años de edad, encontramos un efecto significativo del género, teniendo las mujeres una peor auto percepción de su salud. Asimismo, los menores que vivieron en hogares indigentes, pobre no indigentes o con un nivel de ingresos medido con el logaritmo del ingreso total per cápita presentan una relación sistemática con una mala o pésima auto percepción de la salud.

A modo de resumen, se encuentra un efecto significativo de los ingresos sobre todos los resultados, pero no en todas sus especificaciones. Estos resultados dan un punto de referencia para el efecto de los ingresos, que podría estar sobre dimensionado por la posible endogeneidad de éstos. A continuación se controla este efecto, suponiendo que las variables relevantes no observables son constantes en el tiempo.

Tabla 5.2: Correlatos de la pobreza infantil, resumen de las variables de ingresos

| Variable independiente | Años de escolaridad | Variable de resultados | | | | Mala o pésima autopercepción de la salud |
|---|----------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|--------------------|--|
| | | No estudia | No estudia y es inactivo | Madre menor de edad | | |
| 1. Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | | | |
| Indigente | -0.687 (0.181)*** | 1.501 (0.516) | 1.673 (0.393)** | 7.211 (7.879)* | - | |
| Pobre no indigente | 0.003 (0.102) | 1.137 (0.336) | 1.719 (0.392)** | 7.159 (8.992) | - | |
| 2. Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | | | |
| Quintil 1 | -0.164 (0.229) | 8.138 (8.425)** | 3.092 (1.326)*** | - | - | |
| Quintil 2 | 0.073 (0.227) | 5.667 (5.890)* | 1.538 (0.657) | - | - | |
| Quintil 3 | 0.040 (0.258) | 6.901 (7.352)* | 1.571 (0.648) | - | - | |
| Quintil 4 | 0.280 (0.218) | 4.145 (4.588) | 1.187 (0.545) | - | - | |
| 3. Logaritmo del ingreso total per cápita | 0.075 (0.046) | 0.871 (0.057)** | 0.869 (0.074) | 0.822 (0.117) | 0.654 (0.109)** | |
| 4. Pobre en ambos periodos previos | -0.300 (0.115)*** | 1.157 (0.293) | 2.545 (0.577)*** | 1.248 (0.958) | 4.018 (2.736)** | |
| Número de observaciones | 2146 | 2146 | 2632 | 472 | 2146 | |

En las filas, los números del 1. al 4. corresponden a distintos ajustes, que en las Tablas F.1 a la F.6 del Anexo F se presentan separadamente, junto al resto de los controles incluidos. Los resultados de la primera columna fueron obtenidos mediante MCO, mientras los de las siguientes cuatro corresponden a modelos logit. En éstos últimos los coeficientes se presentan en *odds ratios*. En ambos casos, se presentan entre paréntesis los errores estándar, y se destacan con asteriscos sus niveles de significancia: *, 10 %; **, 5 %; ***, 1 %.

5.4.2. El efecto causal de la pobreza infantil

A continuación se presentan los resultados de los ajustes de los modelos logit con efectos aleatorios y efectos fijos descritos en la sección anterior. Éstos se centran en dos variantes de los cinco resultados mencionados anteriormente: no estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad, y no estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años. Se trabajó con estos resultados porque los otros presentan muy poca variabilidad en la muestra y, por ende, problemas de convergencia e identificación en las estimaciones. Según los modelos especificados anteriormente, se explicó cada uno de éstos con variables medidas cinco años antes (i.e., el resultado de 2001 con regresores de 1996, y el resultado de 2006 con regresores de 2001). Así, en el primero de estos resultados –que es no estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad– la pobreza y los ingresos del hogar se midieron entre los 0 y los 13 años de edad, y en el segundo –no estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años– estas variables explicativas se midieron entre los 9 y los 18 años.

Cabe poner de manifiesto que la naturaleza de este segundo resultado cambia en el segundo periodo: en el primer periodo corresponde a estar estudiando entre los 14 y 18 años –educación básica–, mientras que en el segundo, a estar estudiando entre los 19 y 23 años –educación superior. Con esto se está suponiendo que los determinantes para estar estudiando en la educación media al cabo de cinco años, y para estar estudiando en la educación superior al cabo de otros cinco años son los mismos. Esta es una de las restricciones que imponen los datos de la encuesta, con sólo tres olas a lo largo de los diez años de estudio.

En primer lugar cabe reportar los resultados de los tests de especificación de Hausman. Tanto en el resultado que corresponde a no estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad, como en el de no estar estudiando y ser inactivo en algún momento entre los 14 y 23 años, el test sugiere que el modelo de efectos fijos es el más adecuado. Por esta razón, la discusión se centra en resultados de este

tipo de modelos.

En la Tabla 5.3, se encuentra que los menores de hogares tutelados por una mujer tienen *chances* entre cinco y seis veces más grandes de no estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad que los menores de hogares tutelados por un hombre, *ceteris paribus*. Por otra parte, se encuentra evidencia significativa a un nivel del 5% de que los menores de hogares de los quintiles uno y dos tienen *chances* siete veces más grandes de no estar estudiando que los menores del quintil más rico. Por último, se encuentra un efecto del logaritmo del ingreso total per cápita a un nivel 10%, disminuyendo las *chances* de no estar estudiando.

En el modelo de efectos fijos para no estar estudiando y declararse inactivo en algún año entre los 14 y los 23 años, se aprecia un efecto significativo del género del jefe de hogar (5.4). Manteniendo todo lo demás constante, se encuentra que los menores de hogares tutelados por una mujer tienen *chances* entre siete y diez veces más grandes de no estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad, que los menores de hogares tutelados por un hombre. En segundo lugar, y en sentido contrario a lo evidenciado en la sub sección anterior, se aprecia que un mayor tamaño del hogar se asocia a menores *chances* de no estar estudiando.

A continuación, se aprecia un efecto significativo de los ingresos en las *dummies* de pobreza y en el logaritmo natural de los ingresos. En el primer caso, el efecto significativo es al nivel del 10%, encontrándose que los menores de hogares indigentes tienen *chances* más de dos veces más grandes de no estar estudiando y declararse inactivos al cabo de cinco años. En el caso del logaritmo natural de los ingresos, el efecto significativo es al 1%. Los datos sugieren que aumentar el logaritmo natural del ingreso per cápita de cada menor en una unidad disminuirá en 0,4 veces las *chances* de no estar estudiando entre los 14 y los 23 años de edad.

Según la encuesta CASEN 2006, menores entre los 13 y los 18 años de edad del quintil uno tienen un ingreso per cápita promedio de 35.347 pesos, lo que implica que, manteniendo todo lo demás constante, un aumento en aproximadamente 50.000

pesos disminuirá a la mitad la probabilidad de que los menores entre 9 y 18 años no se encuentren estudiando en algún año entre los 14 y los 23 años. El costo de esta medida ascendería aproximadamente a un 0,45 % del PIB.

En estos modelos de efectos fijos supone que las variables no observables de los padres y del entorno en general son constantes a lo largo de cinco años del crecimiento de los menores.

En las Tablas (5.6) y (G.3) de los anexos se presentan los resultados de los modelos de regresión Poisson para los años de atraso en la escolaridad. Se encuentra un efecto significativo de los ingresos sólo en los modelos de efectos aleatorios. El resto de los resultados van en la línea de los modelos logit anteriores.

Tabla 5.3: No estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad, Modelo Logit con efectos fijos

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | | |
|--|--------------------------|---------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 |
| Género del menor (0 = hombre) | - | - | - |
| Edad del menor | 1.268 (0.056)*** | 1.296 (0.061)*** | 1.298 (0.060)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 4.980 (2.962)*** | 5.899 (3.595)*** | 5.148 (3.038)*** |
| Edad del jefe de hogar | 0.920 (0.085) | 0.913 (0.089) | 0.928 (0.085) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.001 (0.001) | 1.001 (0.001) | 1.001 (0.001) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | - | - | - |
| Tamaño del hogar | 1.037 (0.119) | 1.059 (0.125) | 1.047 (0.119) |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.979 (0.084) | 0.993 (0.086) | 0.970 (0.081) |
| Región (0 = Metropolitana) | | | |
| III | - | - | - |
| VII | - | - | - |
| VIII | - | - | - |
| Zona (0 = urbana) | - | - | - |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | |
| Indigente | 1.482 (0.626) | - | - |
| Pobre no indigente | 1.428 (0.416) | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | |
| Quintil 1 | - | 7.073 (6.857)** | - |
| Quintil 2 | - | 6.659 (6.336)** | - |
| Quintil 3 | - | 3.686 (3.390) | - |
| Quintil 4 | - | 1.564 (1.367) | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita ⁵⁴ | - | - | 0.706 (0.135)* |
| Número de observaciones en el tiempo | 496 | 496 | 496 |
| Número de menores | 248 | 248 | 248 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Tabla 5.4: No estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años, Modelo Logit con efectos fijos

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | | | |
|---------------------------------------|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Género del menor (0 = hombre) | - | - | - | - |
| Edad del menor | 1.406 (0.075)*** | 1.404 (0.075)*** | 1.437 (0.082)*** | 1.477 (0.088)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 7.771 (6.008)*** | 9.681 (7.709)*** | 8.933 (7.300)*** | 8.819 (6.843)*** |
| Edad del jefe de hogar | 1.023 (0.087) | 1.028 (0.092) | 1.024 (0.096) | 1.038 (0.091) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.001) | 1.000 (0.001) | 1.000 (0.001) | 1.000 (0.001) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | - | - | - | - |
| Tamaño del hogar | 0.605 (0.109)*** | 0.576 (0.106)*** | 0.564 (0.107)*** | 0.591 (0.105)*** |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.842 (0.107) | 0.855 (0.108) | 0.892 (0.115) | 0.851 (0.107) |
| Región (0 = Metropolitana) | | | | |
| III | - | - | - | - |
| VII | - | - | - | - |
| VIII | - | - | - | - |
| Zona (0 = urbana) | - | - | - | - |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | |
| Indigente | 2.424 (1.225)* | - | - | - |
| Pobre no indigente | 1.447 (0.552) | - | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | |
| Quintil 1 | - | 4.020 (3.974) | - | - |
| Quintil 2 | - | 2.150 (2.020) | - | - |
| Quintil 3 | - | 1.807 (1.647) | - | - |
| Quintil 4 | - | 1.112 (1.021) | - | - |

Tabla 5.5: No estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años, Modelo Logit con efectos fijos (*continuación*)

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | | | |
|--|--------------------------|----------|-------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Decil de ingresos (0 = decil 10) | | | | |
| Decil 1 | - | - | 5.771 (12.705) | - |
| Decil 2 | - | - | 2.926 (6.320) | - |
| Decil 3 | - | - | 1.520 (3.313) | - |
| Decil 4 | - | - | 2.602 (5.670) | - |
| Decil 5 | - | - | 3.119 (6.822) | - |
| Decil 6 | - | - | 0.470 (1.046) | - |
| Decil 7 | - | - | 0.682 (1.512) | - |
| Decil 8 | - | - | 1.132 (2.525) | - |
| Decil 9 | - | - | 0.897 (1.929) | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | - | - | 0.442 (0.130)*** |
| Número de observaciones en el tiempo | 428 | 428 | 428 | 428 |
| Número de menores | 214 | 214 | 214 | 214 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Tabla 5.6: Años de atraso en la escolaridad, Modelo de Regresión Poisson con efectos fijos

| Variable independiente | Coeficiente (IRR) | | | |
|---------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Género del menor (0 = hombre) | - | - | - | - |
| Edad del menor | 1.164 (0.006)*** | 1.164 (0.006)*** | 1.165 (0.006)*** | 1.165 (0.006)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 0.982 (0.087) | 0.983 (0.087) | 0.979 (0.087) | 0.980 (0.087) |
| Edad del jefe de hogar | 0.993 (0.010) | 0.993 (0.010) | 0.993 (0.010) | 0.993 (0.011) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | - | - | - | - |
| Tamaño del hogar | 1.051 (0.020)*** | 1.052 (0.020)*** | 1.050 (0.020)** | 1.049 (0.020)** |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 1.002 (0.015) | 1.003 (0.015) | 1.004 (0.015) | 1.004 (0.015) |
| Región (0 = Metropolitana) | | | | |
| III | - | - | - | - |
| VII | - | - | - | - |
| VIII | - | - | - | - |
| Zona (0 = urbana) | - | - | - | - |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | |
| Indigente | 0.959 (0.080) | - | - | - |
| Pobre no indigente | 1.009 (0.056) | - | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | |
| Quintil 1 | - | 1.094 (0.162) | - | - |
| Quintil 2 | - | 1.109 (0.163) | - | - |
| Quintil 3 | - | 1.157 (0.168) | - | - |
| Quintil 4 | - | 1.008 (0.148) | - | - |

Tabla 5.7: Años de atraso en la escolaridad, Modelo de Regresión Poisson con efectos fijos (*continuación*)

| Variable independiente | Coeficiente (IRR) | | | |
|--|-------------------|----------|------------------|------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Decil de ingresos (0 = decil 10) | | | | |
| Decil 1 | - | - | 1.209 (0.267) | - |
| Decil 2 | - | - | 1.323 (0.294) | - |
| Decil 3 | - | - | 1.244 (0.276) | - |
| Decil 4 | - | - | 1.343 (0.298) | - |
| Decil 5 | - | - | 1.284 (0.284) | - |
| Decil 6 | - | - | 1.433 (0.320) | - |
| Decil 7 | - | - | 1.154 (0.265) | - |
| Decil 8 | - | - | 1.209 (0.277) | - |
| Decil 9 | - | - | 1.234 (0.270) | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | - | - | 0.979 (0.027) |
| Número de observaciones en el tiempo | 5803 | 5803 | 5803 | 5803 |
| Número de menores | 1937 | 1937 | 1937 | 1937 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Capítulo 6

Conclusiones

En las páginas anteriores se presentó un análisis cuantitativo de la pobreza infantil en cuanto a sus tendencias, dinámica y, principalmente, impacto en resultados que influyen en el éxito económico durante la vida adulta.

El análisis del Capítulo 3 muestra que en 1990 un 52,7% de los menores de 15 años vivían en situación de pobreza, mientras que en 2006, un 21,4%. Con esto se aprecia que la reducción de la incidencia de la pobreza infantil ha sido considerable, pero que su magnitud sigue siendo muy alta. Por otra parte, se advierte que la incidencia de la pobreza infantil es desproporcionadamente mayor que en otros grupos de la población. En efecto, los datos de las encuestas CASEN sugieren que la incidencia de la pobreza entre los menores de 15 años ha sido, en promedio, 1,72 veces más grande que la del resto de la población entre 1990 y 2006.

En el periodo cubierto por los datos se aprecian tres etapas en la reducción de la pobreza infantil, que coinciden con distintas fases del ciclo económico: entre 1990 y 1996 –fase del ciclo de relativa bonanza– la pobreza infantil se redujo a una tasa del 6% anual; entre 1996 y 2000 –fase de relativa recesión– se redujo a una tasa del 1,3%, y entre 2000 y 2006 se redujo a una tasa del 3,2% anual. Cabe señalar que este último periodo coincide con la implementación del Sistema de Protección

Social Chile Solidario.

Todos estos resultados se basan en la medida oficial de pobreza, que corresponde al valor de dos canastas básicas de alimentos. Al indagar en conceptos y medidas alternativas de pobreza, como es el 50 % de la mediana para medir la pobreza relativa –y que es el indicador que se utiliza en varios de los países de la OCED–, se advierte que la pobreza infantil entre los menores de 15 años prácticamente no se ha reducido en el periodo en cuestión. En efecto, en 1990 la proporción de niños pobres bajo esta medida ascendía a un 29,5 %, mientras que en 2006 a un 27,7 %. En otras palabras, mientras la incidencia de la pobreza infantil con la medida oficial de pobreza se redujo en un 59,4 % a lo largo de estos 16 años, la incidencia de la pobreza infantil relativa –medida como el 50 % de la mediana– se redujo sólo en un 6,1 %.

En el Capítulo 4 se analizó por primera vez la dinámica de la pobreza infantil en Chile. Para esto se emplearon los datos de la encuesta Panel CASEN, que es la principal encuesta de hogares tipo panel del país y que cubre un periodo de diez años. Se encuentra que un 7,7 % de los menores de 13 años en 1996 fueron pobres en 1996, 2001 y 2006, mientras que un 49,7 % de la misma población fue al menos una vez pobre en el periodo. En otras palabras, en Chile uno de cada dos niños y niñas fueron al menos una vez pobres en los últimos diez años. Cabe contrastar estos resultados con los del resto de toda la población chilena, alcanzando valores de 4,4 % y 64,5 %, respectivamente.

Un análisis de los determinantes de las salidas y caídas de la pobreza sugiere que los hogares con un mayor número de niños y niñas ven muy limitadas sus posibilidades de salir de la pobreza. Por otra parte, los menores de los dos primeros quintiles de la distribución de ingresos de los no pobres aparecen ser sistemáticamente vulnerables a caer en la pobreza. Por último, destaca el efecto de la escolaridad del cónyuge, tanto para que los niños y niñas salgan de la pobreza como para que se mantengan fuera de ella.

Con esto se nota que a pesar de tener los quinquenios 1996-2001 y 2001-2006 características muy distintas desde el punto de vista macroeconómico –1996-2001 de relativo estancamiento; 2001-2006 de mayor bonanza– y de la implementación de políticas sociales (en los últimos años se han comenzado programas más focalizados en los llamados grupos vulnerables), las variables que inciden en las salidas y caídas de la pobreza son similares. Esto nos indica la existencia de factores más estructurales que inhiben las salidas y que acrecientan las caídas de la pobreza y en los que los programas sociales se debieran focalizar separadamente.

En general, el dinamismo observado en torno a la línea de la pobreza sugiere que las políticas basadas en los ingresos en un solo momento del tiempo pueden resultar en problemas de inclusión dentro del grupo objetivo, de hogares que excepcionalmente pasaban por la pobreza y, por el contrario, de exclusión de otros que producto de un golpe de suerte se hallaban fuera de ella, pero que considerando su ingreso permanente serían calificados como pobres. En vista de esto y de los resultados anteriormente destacados, sería más pertinente que el apoyo del Estado se asociara a variables de carácter más estructural, como es el número de niños y niñas en el hogar, en lugar de los ingresos en un solo momento del tiempo. Estas políticas estarían mejor enfocadas y tendrían también menores costos de implementación al ser más fácil identificar al grupo objetivo.

Por último, en el Capítulo 5 se estudió la asociación entre la pobreza y los niveles de ingresos del hogar durante la infancia, sobre variables de educación, embarazo prematuro y auto percepción del estado de salud de los menores al cabo de diez años. Sobre todos estos resultados se encuentra un efecto positivo y significativo de los ingresos durante la infancia, pero no en todas sus especificaciones.

Con el objetivo de evitar potenciales problemas de endogeneidad en estos ajustes, y obtener una mejor aproximación al efecto causal de los ingresos sobre las variables de resultado, a continuación se ajustaron modelos logit con efectos fijos. En estos modelos se asume que las variables no observables de los menores, sus padres

y entorno, son constantes a lo largo de cinco años de su crecimiento. Los principales resultados de esta parte del análisis indican que los menores pertenecientes a los hogares de los quintiles más pobres de la distribución de ingresos tienen probabilidades un 17% y 12% más altas de no estar estudiando en algún año entre los 5 y 18 años de edad, que los menores del quintil más rico, respectivamente. A su vez, se encuentra un efecto significativo y no lineal de los ingresos de una magnitud tal que un aumento en 50 mil pesos mensuales disminuiría a la mitad la probabilidad de que los menores entre 9 y 18 años del quintil más pobre no se encuentren estudiando después, entre los 14 y los 23 años. El costo de esta medida ascendería aproximadamente a un 0,45% del PIB.

El aporte de este trabajo es obtener una primera aproximación del impacto que tiene crecer en la pobreza en las oportunidades de vida de los menores en Chile. Tomando la experiencia internacional, el análisis que aquí se presenta se podría enriquecer en gran medida con datos que indaguen en el desarrollo en la primera infancia de los menores, así como también con datos que cubran periodos más extensos de tiempo y que permitan estudiar resultados en etapas posteriores de la adultez.

Bibliografía

Airio, I., Moisis, P. y Niemelä, M. (2004), “Intergenerational transmission of poverty in Finland in the 1990s”, Department of Social Policy, Series C: 13/2004, University of Turku, Finland.

Bendezú, L., Denis, A. y Zubizarreta, J. R. (2007), “Análisis de la Atrición de la Muestra de la Encuesta Panel CASEN”, Working Paper, Observatorio Social, Universidad Alberto Hurtado.

Bendezú, L., Denis, A., Sanchez, C. L., Ugalde, P. y Zubizarreta, J. R., (2007), “La Encuesta Panel CASEN: Metodología y Calidad de los Datos”, en Zubizarreta, J. R. (ed.), Working Paper, Observatorio Social, Universidad Alberto Hurtado.

Blanden, J. y Gregg, P. (2004), “Family income and educational attainment: a review of approaches and evidence for Britain”, Oxford Review of Economic Policy, 20(2), 245-263.

Blau, D. M. (1999), “The effect of income on child development”, Review of Economics and Statistics, 81(2), 261-276.

Bradbury, B., Jenkins, S. P. y Micklewright, J., 2001, “Conceptual and

measurement issues”, en Bradbury, B., Jenkins, S. P. and Micklewright, J. (eds.), *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, Cambridge University Press, Cambridge.

Corcoran, M. (2001), “Mobility, persistence, and the consequences of poverty for children: child and adult outcomes”, in Danziger, S. and Haveman, R. (eds.) *Understanding Poverty*, Harvard University Press, Cambridge, MA.

Corcoran, M. y Adams, T. (1997), “Race, sex, and the intergenerational transmission of poverty”, in: Duncan, G. J. and Brooks-Gunn, J. *Consequences of Growing Up Poor*, Russell Sage Foundation, New York, 461-517.

Galbraith, J. K. (1958), *The Affluent Society*, Boston: Houghton Mifflin.

Heckman, J. J. (2006), “Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children”, *Science*, 30 June 2006: Vol. 312. no. 5782, 1900-1902.

Heckman, J. J. y Masterov, D. (2007), “The Productivity Argument for Investing in Young Children”, NBER Working Papers 13016, National Bureau of Economic Research, Inc.

Hernández, D. J. (1997), “Poverty Trends”. Pp. 18-34 in Greg J. Duncan and Jeanne Brooks-Gunn (eds.), *Consequences of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation.

Hernández, P. I. (2006), “Impacto de la Asistencia a Educación Preescolar en Logros Académicos Posteriores: el Caso Chileno”, Tesis para optar al grado de Magíster en Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Jenkins, S. P. y Siedler, T. (2007) “The Intergenerational Transmission of Poverty in Industrialised Countries”, Working Papers of Chronic Poverty Research Centre, Paper 75, Manchester: Chronic Poverty Research Centre.

Jenkins, S. P. y Siedler, T. (2007), “Using Household Panel Data to Understand the Intergenerational Transmission of Poverty”, Working Papers of Chronic Poverty Research Centre, Paper 74, Manchester: Chronic Poverty Research Centre.

Lawson, D., A. McKay and K. Moore (2003), “Panel datasets in developing and transitional countries”, available at <http://www.chronicpoverty.org/pdfs/PanelDatasetsVersion1-July%202003.pdf>.

Prieto, J. C. y Zubizarreta, J. R. (2008), “Longitudinal Surveys in Latin America: a Review”, Working Paper, Observatorio Social, Universidad Alberto Hurtado.

Raczynski, D. (2006), “Política de la Infancia Temprana en Chile: Condicionantes del Desarrollo de los Niños”, Serie En Foco No. 77, Expansiva, Chile.

Roker, D. y Coleman, J. (1998), “The invisible poor: young people growing up in family poverty”, trabajo presentado en la conferencia para celebrar el centenario del primer trabajo de Seebomh Rowntree en Cork, University of Cork, 18-20 March 1998.

U.S. Department of Commerce. U.S. Bureau of the Census (1989), “Money Income and Poverty Status in the United States: 1988”, Current Population

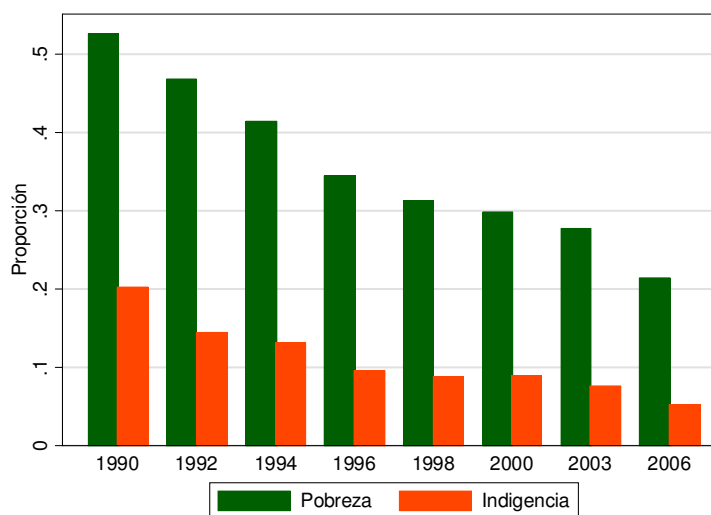
Reports, series P60, no. 166. Washington: U.S. Government Printing Office.

Yaqub, S. (2000), "Poverty Dynamics in Developing Countries", Development Bibliography 16, Institute of Development Studies, University of Sussex.

Apéndice A

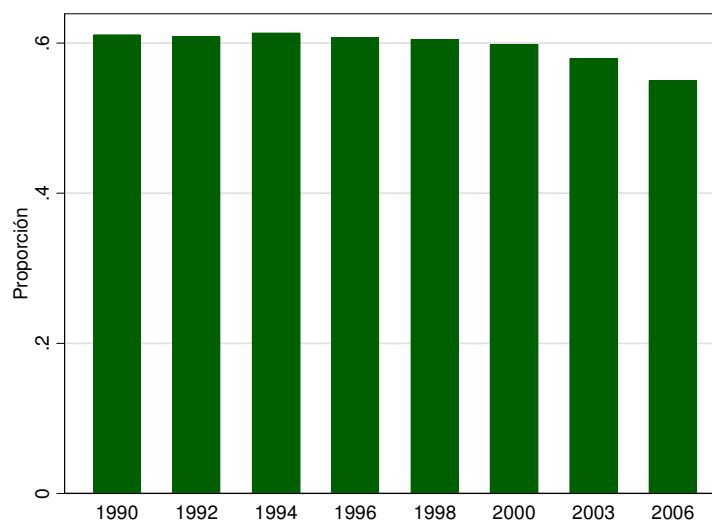
Tendencias de la pobreza infantil

Figura A.1: Evolución de la Incidencia de la Pobreza e Indigencia Infantil, Menores de 5 años



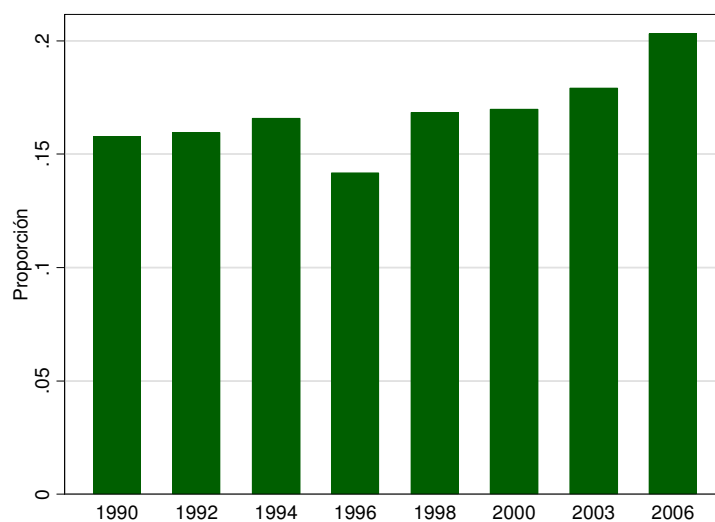
Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

Figura A.2: Evolución de la Incidencia de la Pobreza Infantil Relativa, 50% de la Media, Menores de 15 años



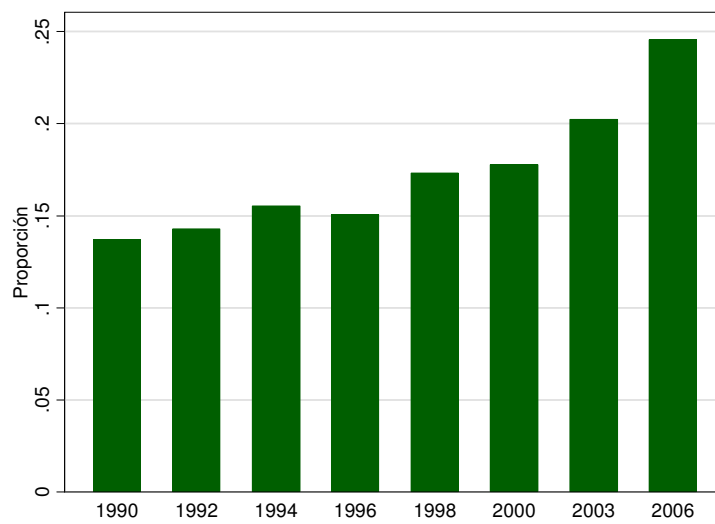
Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

Figura A.3: Evolución de la Proporción de Niños en Hogares Monoparentales, Menores de 15 años



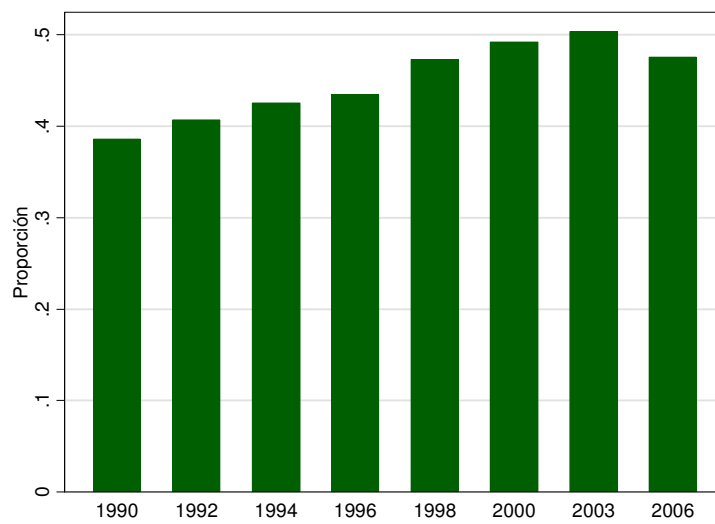
Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

Figura A.4: Evolución de la Proporción de Niños en Hogares Monoparentales Tutelados por una Mujer, Menores de 15 años



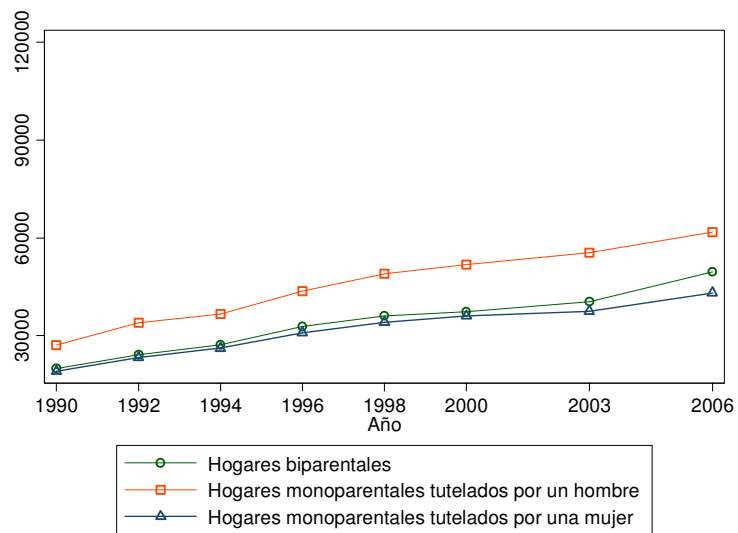
Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

Figura A.5: Participación en el Mercado Laboral de la Mujeres de Jefas de Hogares Monoparentales



Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

Figura A.6: Mediana del Ingreso Monetario Per Cápita del Hogar según Tipo de Hogar



Fuente: elaboración propia a partir de las encuestas CASEN.

Apéndice B

Análisis de la atrición

En las encuestas de hogares tipo panel la atrición se refiere a la no respuesta, en las olas posteriores a la primera, de los miembros de la muestra. Desde el punto de vista del análisis de los datos, la atrición presenta dos problemas: por una parte, el menor número de observaciones disminuye la eficiencia de los estimadores y, por otra, si las características de los que no vuelven a ser encuestados difieren sistemáticamente de las características de los que sí vuelven a serlo, entonces la atrición es selectiva y las estimaciones pueden resultar además sesgadas. Por este segundo problema en particular es que la atrición debe ser analizada en una encuesta de hogares tipo panel. En este Anexo se pasa revista de los resultados encontrados por Bendezú et al. (2007) en su análisis de la atrición de la muestra de la encuesta Panel CASEN.

Antes, cabe precisar bien qué es lo se entenderá por atrición, ya que existen distintas maneras de definirla en una encuesta de hogares tipo panel con más de una ola. Sin redundar en los detalles, atrición será la no respuesta en una sola ola de la encuesta (*wave non-response*).

El análisis de la atrición se puede realizar de múltiples maneras, incluyendo comparaciones con fuentes externas como el Censo o encuestas de gran escala, y las comparación de las características de la muestra total de la ola inicial, con las

características, también medidas en la ola inicial de la muestra de los miembros originales de la muestra que se mantuvieron al cabo del tiempo. En el trabajo en cuestión se opta por la segunda vía, ya que de esta manera es posible aislar el efecto de la atrición (de otra manera otros factores como los errores muestrales, de cobertura y de medición podrían estar interviniendo), y porque existe una mayor cantidad de datos disponibles para realizar comparaciones (en efecto, de otro modo cabe la duda de qué tan comparables son los datos entre las distintas fuentes).

En cuanto a la magnitud de la atrición, en 1996, 2001 y 2006 se encuestaron, respectivamente, a 20.948, 18.851 y 14.996 personas. Estos totales corresponden a las muestras de corte transversal, que son las apropiadas para el análisis de cada uno de estos años por separado. Para el análisis longitudinal de la encuesta, en cambio, se deben considerar los totales de las muestras longitudinales. Es decir, de los miembros de la muestra original que volvieron a ser encuestados en 2001, y en 2001 y 2006. Éstos se exponen en la Tabla B.1 a continuación.

Tabla B.1: Atrición de la muestra de la encuesta Panel CASEN según región

| Región | Total muestra longitudinal | | | Atrición | |
|--------|----------------------------|--------|--------|-----------|-----------|
| | 1996 | 2001 | 2006 | 1996-2001 | 2001-2006 |
| III | 1.254 | 943 | 653 | 24,8 % | 47,9 % |
| VII | 3.524 | 2.685 | 2.024 | 23,8 % | 42,6 % |
| VIII | 7.325 | 5.480 | 3.686 | 25,2 % | 49,7 % |
| XIII | 8.839 | 5.930 | 3.924 | 32,9 % | 55,6 % |
| Total | 20.948 | 15.038 | 10.287 | 28,2 % | 50,9 % |

Fuente: Bendezi et al. (2007).

A partir de este tabla se aprecia que la magnitud de la atrición entre 1996 y 2001 alcanzó un valor de un 28,2%, y entre 1996 y 2006, un valor de 50,9%. La región que presenta las tasas más altas de atrición es la Metropolitana.

Al analizar la naturaleza de la atrición mediante un análisis de regresión multivariado se encuentra que la atrición fue selectiva en las personas con las siguientes

características en la ola base:

- Edades entre 20 y 29 años; entre 60 y 74 años; y entre 75 años y más.
- Estado Civil: Conviviente; Viudo; Soltero.
- Hogares de mayor tamaño.
- Vivienda Arrendada, Cedida por Servicios, Cedida por Familiar, Usufructo.
- Región: Octava; Metropolitana.
- Zona: Urbano.
- Mayor Escolaridad.
- Decil de Ingreso Autónomo: Decil 7; Decil 8; Decil 9; Decil 10.

Este patrón de atrición podría sesgar los resultados, pero las diferencias aparecen ser ampliamente corregidas mediante la construcción de pesos longitudinales la compensan. Véase el Anexo o, para mayores detalles, Zubizarreta (2007).

Apéndice C

Pesos longitudinales

En Zubizarreta (2007) se detalla la construcción de los pesos longitudinales de la encuesta Panel CASEN. Como son una pieza fundamental del análisis del Capítulo 4, en este Anexo se pasa revista del procedimiento.

En las encuestas de hogares de corte transversal, los pesos se acostumbran construir en tres etapas:

- cálculo de pesos base, que ajustan por las distintas probabilidades de selección;
- ajuste por la no respuesta, que compensa por aquellas unidades del diseño muestral inicial que no fue posible encuestar;
- post estratificación, en que se logra que la muestra ponderada coincida con los niveles de la distribución poblacional para ciertas variables conocidas.

En las encuesta de hogares tipo panel, en cambio, los pesos deben hacerse cargo del problema adicional que representa la atrición de la muestra. Conforme a esto, la construcción de los pesos en este tipo de encuestas puede dividirse en dos fases: una primera que coincide con el desarrollo de los pesos de una encuesta de corte transversal, en la primera ola de la encuesta, y otra en que se corrige por la atrición.

De esta manera, con respecto a los pesos de la primera etapa, basta decir que estos correspondieron a los heredados de la encuesta CASEN 1996 con una corrección por la sobre representación de los hogares de las comunas más pobres de las regiones de estudio.

A continuación, se ajustó por la no respuesta o por los niveles de la distribución de la población de estudio para ciertas variables conocidas de la primera ola. Siguiendo a Kalton y Brick (2000), esto se puede realizar de cuatro maneras, que son:

- *Weighting classes*, en que se definen celdas de acuerdo a un conjunto de variables auxiliares y se calcula un factor de ajuste para cada celda como el inverso de la tasa de respuesta ponderada (en la celda); el peso anterior se multiplica por este factor de ajuste.
- *Classification tree algorithm*, en que no sólo se elijen las variables auxiliares por las cuales corregir, sino que también las celdas. Las celdas se pueden continuar extendiendo hasta alcanzar un tamaño mínimo.
- Regresiones logísticas, en que el factor de ajuste se calcula como el inverso de la probabilidad predicha de respuesta. Señalemos que si todas las variables auxiliares en un modelo de regresión son categóricas, este procedimiento es análogo a los anteriores.
- *Generalised raking*, en que a partir de la definición de distintas funciones de distancia se minimiza la distancia entre los pesos no ajustados y ajustados. Este método puede ser aplicado para hacer calzar la distribución marginal de probabilidad de los que responden en la ola t con la distribución marginal de probabilidad de los que responden y no responden también en la ola t .

Como la teoría no da razones para preferir un método sobre otro, se prefirió realizar el ajuste de mediante regresiones logísticas para tener mayor comparabilidad con los estudios internacionales, que tienden a privilegiar este método.

Se construyeron los pesos longitudinales:

- De 1996 a 2001, que se definen para los miembros originales de la muestra que se encuestan tanto en 1996 como en 2001. Se incluyen además los niños que nacieron entre ambas olas que son hijos de miembros originales de la muestra. Estos pesos se construyen corrigiendo por la probabilidad de respuesta los pesos de corte transversal de 1996 y luego postestratificando para reobtener la distribución de la muestra inicial de ciertas variables de interés.
- De 1996 a 2006, peso definido similarmente al anterior pero que incluye sólo a las personas encuestadas efectivamente las tres olas, más los hijos de miembros originales que nacieron entre las olas. Estos pesos se construyen corrigiendo por la probabilidad de respuesta entre 2001 y 2006, los pesos longitudinales 1996-2001 y luego postestratificando para reobtener la distribución de la muestra longitudinal 1996-2001 de ciertas variables de interés.

A partir de estos pesos se construyeron pesos de corte transversal para las muestras de corte transversal de las olas 2001 y 2006.

Apéndice D

Los modelos lineales de Efectos Fijos y Efectos Aleatorios

La especificación más general del modelo de regresión lineal para datos longitudinales es

$$y_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T, \quad (\text{D.1})$$

donde y_{it} es una variable dependiente escalar, \mathbf{x}_{it} es un vector de $k \times 1$ de variables independientes y ε_{it} es un escalar que distribuye aleatoriamente, simbolizando el término de error. A diferencia del MRL para datos de corte transversal, el intercepto α_{it} y el vector de coeficientes β_{it} varían a través de individuos y a través del tiempo. Ahora bien, con $n \times T$ no es posible estimar un modelo tan general.

Se suelen imponer restricciones para estimar

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T, \quad (\text{D.2})$$

donde los ε_{it} distribuyen independiente e idénticamente con media 0 y varianza σ_ε . A partir de esta ecuación podemos estudiar los modelos de Efectos Fijos y de Efectos Aleatorios, que se diferencian a partir de sus supuestos sobre α_i .

El Modelo de Efectos Fijos

En el Modelo de Efectos Fijos (MEF) el efecto específico individual, α_i , se trata como un parámetro a ser estimado que incorpora el intercepto de \mathbf{x}_{it} . Es posible demostrar que

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)'}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)}, \quad (\text{D.3})$$

donde $\bar{\mathbf{x}}_i$ y \bar{y}_i son promedios temporales específicos de cada individuo.

En el MEF, $\hat{\beta}$ se puede obtener de varias maneras. En primer lugar, mediante MCO a partir de (D.2). En segundo lugar, asumiendo que ε_{it} distribuye normal, $\hat{\beta}$ se puede obtener mediante MV. Por el último, es posible transformar (D.2) para obtener

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (\mathbf{x}'_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i')\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{u}_i), \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T. \quad (\text{D.4})$$

De esta manera se eliminan los efectos específicos, α_i , y todas las otras variables independientes que son constantes en el tiempo incluidas en (D.4). Al estimador $\hat{\beta}$ del MEF se le llama estimador *dentro* de grupos por cuanto explica la variación de y_{it} en torno a \bar{y}_i con la variación de \mathbf{x}_{it} en torno a $\bar{\mathbf{x}}_i$. Así, para obtener $\hat{\beta}$ es necesario que haya suficiente variabilidad de \mathbf{x}_{it} a través de t para cada i .

El Modelo de Efectos Aleatorios

En el Modelo de Efectos Aleatorios (MEA), se supone que los efectos específicos α_i distribuyen independiente e idénticamente con media 0 y varianza finita σ_α . A partir de esto es posible demostrar que

$$\cdot \quad (\text{D.5})$$

Más todavía, es posible demostrar que este estimador es igual a un promedio ponderado del estimador encontrado en el MEF, (D.3), y del que se obtiene al estimar la ecuación

$$(\bar{y}_i - \bar{y}) = (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})'\beta + (\varepsilon_i - \bar{u}), \quad i = 1, \dots, n, \quad (\text{D.6})$$

donde $\bar{\mathbf{x}} = 1/n \sum_{i=1}^n \bar{\mathbf{x}}_i$ y $\bar{y} = 1/n \sum_{i=1}^n \bar{y}_i$. Al estimador de esta última ecuación se le llama estimador *entre* grupos, por cuanto utiliza la variabilidad entre individuos colapsando la información a través del tiempo.

Al igual que el estimador del MEF, el del MEA se puede obtener de varias maneras. En primer lugar se puede obtener mediante MCG a partir de (D.2). Otras alternativas se presentan mediante MV.

A la luz de lo anterior, se aprecia que el MEF y el MEA son conceptualmente distintos. Por una parte, en el MEF se tiene que el análisis de los efectos fijos se condiciona a los efectos específicos de los individuos en la muestra, mientras que en el MEA el análisis es no condicional y se realiza con respecto a la población. Por otra parte, el MEF permite controlar el efecto de variables omitidas relevantes, siempre y cuando éstas no varíen en el tiempo. No obstante, la otra cara de esta moneda es que el MEF no provee estimaciones para ninguna variable que no varíe en el tiempo.

Por consiguiente en la estimación del efecto de la pobreza y de los ingresos en general en los resultados de los menores, un modelo con efectos fijos sería el más apropiado por cuanto estas dos medidas de bienestar pueden estar correlacionadas con variables no observables como la habilidad o la salud mental de los padres, que se suponen constantes en el tiempo.

Apéndice E

Chile Crece Contigo

El Sistema de Protección a la Primera Infancia Chile Crece Contigo (en adelante, CHCC) tiene por objetivo proporcionar a la población infantil del país un sistema integrado de servicios y prestaciones en lo que respecta a educación, salud y trabajo, entre otros.

El CHCC parte de la premisa de que las dimensiones emocionales, físicas, mentales y sociales son inextricables durante la infancia. En otras palabras, el daño en una dimensión en particular de los niños y niñas impacta negativamente las otras dimensiones. En consecuencia, dada esta interdependencia, un sistema de protección a la infancia tiene que ser integral. Más todavía, se postula que se producirán sinergias positivas entre las intervenciones en las distintas dimensiones.

El CHCC *acompañará* a los menores y sus familias desde el primer control de embarazo (aproximadamente al cuarto mes de gestación) hasta su ingreso al sistema escolar en prekinder (por lo general a los cuatro años de edad). Así, la puerta de entrada al CHCC será el sistema de salud público, y se realizará un seguimiento a los menores en las etapas del control prenatal, parto, puerperio, control del niño sano y atención hospitalaria de los niños y niñas.

A grandes rasgos, el sistema proveerá a los niños y niñas servicios y prestaciones de carácter universal, e intentará contribuir a generar condiciones básicas en

su entorno físico y psicoemocional para favorecer su desarrollo. Además, durante este acompañamiento se identificarán condiciones de vulnerabilidad para respaldarlas adecuadamente. El CHCC se ejecutará en torno a las siguientes líneas de acción:

Para la ciudadanía:

- Programa educativo;
- Sitio web y teléfono de información;
- Perfeccionamiento de la legislación de protección a la maternidad y paternidad.

Para los niños y niñas que se atienden en el sistema de salud público:

- Reforzamiento del control de embarazo:
 - Guía de la gestación y el nacimiento;
 - Talleres de preparación al parto, crianza y cuidado de los niños y niñas;
 - Promoción de la participación activa de los padres;
 - Detección de factores de riesgo a los que estén sometidas las embarazadas;
 - Visitas guiadas a las maternidades donde tendrá lugar el parto.
- Acción humanizada del parto:
 - Parto personalizado;
 - Derecho de la madre a ser acompañada por el padre u otra persona significativa;
 - Derecho a intimidad, a ser informada del tratamiento, y a adoptar la postura física que prefiera;
 - Medidas para asegurar el apego temprano;
 - Talleres de apoyo durante el puerperio.
- Reforzamiento de los controles de salud de los niños y niñas, con especial énfasis en los dos primeros años de vida:

- Entrega de material educativo;
- Talleres para el apoyo de la crianza;
- Detección periódica de factores de riesgo y rezagos en el proceso de desarrollo de los menores;
- Apoyo a los niños y niñas que presenten rezagos;
- Visitas domiciliarias del personal de salud a los niños y niñas que presenten factores de riesgo.

Para los niños y niñas de los hogares del 40 % de inferiores ingresos y/o en situación especial de vulnerabilidad:

- Subsidio Familiar (SUF) a todas las mujeres en el quinto mes de gestación, con derecho a traspasarlo de manera automática al menor en la medida que cumpla con ciertos requisitos;
- Sala cuna gratuita para los menores de las madres que trabajan, buscan trabajo, estudian o presentan vulnerabilidades especiales;
- Jardín infantil gratuito para todos los niños y niñas entre dos y tres años;
- Educación parvularia de calidad;
- Ayuda técnica para los menores que presenten alguna discapacidad;
- Atención a los niños y niñas que presenten algún rezago;
- Acceso preferente de las familias a los programas y prestaciones públicas, como nivelación de estudios, inserción laboral, atención de salud mental, etc.

Apéndice F

Correlatos de la pobreza infantil

Tabla F.1: Años de escolaridad entre los 10 y 20 años de edad, MCO

| Variable independiente | Coeficiente | | | |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Género del menor (0 = hombre) | -0.088 (0.092) | -0.080 (0.095) | -0.076 (0.094) | -0.083 (0.093) |
| Edad del menor | 0.887 (0.017)*** | 0.886 (0.017)*** | 0.888 (0.017)*** | 0.887 (0.017)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | -0.443 (0.391) | -0.422 (0.407) | -0.440 (0.394) | -0.422 (0.397) |
| Edad del jefe de hogar | 0.057 (0.040) | 0.055 (0.040) | 0.057 (0.040) | 0.057 (0.040) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | -0.001 (0.000) | -0.001 (0.000) | -0.001 (0.000) | -0.001 (0.000) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 0.348 (0.367) | 0.313 (0.385) | 0.329 (0.373) | 0.304 (0.373) |
| Tamaño del hogar | -0.104 (0.036)*** | -0.108 (0.038)*** | -0.110 (0.037)*** | -0.102 (0.037)*** |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.062 (0.015)*** | 0.061 (0.016)*** | 0.062 (0.016)*** | 0.061 (0.016)*** |
| Región (0 = Metropolitana) | | | | |
| III | -0.097 (0.271) | -0.110 (0.275) | -0.129 (0.278) | -0.110 (0.277) |
| VII | 0.219 (0.107)** | 0.200 (0.110)* | 0.183 (0.108)* | 0.212 (0.108)* |
| VIII | 0.324 (0.107)*** | 0.309 (0.106)*** | 0.288 (0.105)*** | 0.300 (0.105)*** |
| Zona (0 = urbana) | -0.101 (0.125) | -0.118 (0.127) | -0.089 (0.126) | -0.050 (0.126) |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | |
| Indigente | -0.687 (0.181)*** | - | - | - |
| Pobre no indigente | 0.003 (0.102) | - | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | |
| Quintil 1 | - | -0.164 (0.229) | - | - |
| Quintil 2 | - | 0.073 (0.227) | - | - |
| Quintil 3 | - | 0.040 (0.258) | - | - |
| Quintil 4 | - | 0.280 (0.218) | - | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | - | 0.075 (0.046) | - |
| Pobre en ambos periodos previos | 86 - | - | - | -0.300 (0.115)*** |
| Constante | 2.968 (0.818)*** | 3.003 (0.858)*** | 2.133 (0.919)** | 2.934 (0.815)*** |
| R^2 | 2146 | 2146 | 2146 | 2146 |
| Número de observaciones | 0.77 | 0.76 | 0.76 | 0.76 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Tabla F.2: No estar estudiando entre los 10 y 20 años, Modelo Logit

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | | | |
|--|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Género del menor (0 = hombre) | 1.350 (0.303) | 1.326 (0.301) | 1.341 (0.302) | 1.340 (0.302) |
| Edad del menor | 2.287 (0.194)*** | 2.259 (0.192)*** | 2.283 (0.194)*** | 2.285 (0.196)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 2.487 (0.905)** | 2.503 (0.946)** | 2.457 (0.900)** | 2.455 (0.898)** |
| Edad del jefe de hogar | 0.961 (0.048) | 0.975 (0.047) | 0.964 (0.047) | 0.957 (0.047) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 0.835 (0.347) | 0.784 (0.331) | 0.826 (0.345) | 0.852 (0.356) |
| Tamaño del hogar | 1.301 (0.105)*** | 1.263 (0.103)*** | 1.299 (0.105)*** | 1.302 (0.107)*** |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.820 (0.030)*** | 0.837 (0.032)*** | 0.821 (0.029)*** | 0.815 (0.030)*** |
| Región (0 = Metropolitana) | | | | |
| III | 0.740 (0.394) | 0.695 (0.357) | 0.735 (0.380) | 0.748 (0.387) |
| VII | 0.756 (0.216) | 0.753 (0.215) | 0.754 (0.212) | 0.759 (0.214) |
| VIII | 0.492 (0.145)** | 0.476 (0.138)** | 0.490 (0.137)** | 0.517 (0.145)** |
| Zona (0 = urbana) | 1.597 (0.433)* | 1.611 (0.439)* | 1.638 (0.440)* | 1.578 (0.433)* |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | |
| Indigente | 1.501 (0.516) | - | - | - |
| Pobre no indigente | 1.137 (0.336) | - | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | |
| Quintil 1 | - | 8.138 (8.425)** | - | - |
| Quintil 2 | - | 5.667 (5.890)* | - | - |
| Quintil 3 | - | 6.901 (7.352)* | - | - |
| Quintil 4 | - | 4.145 (4.588) | - | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | - | 0.871 (0.057)** | - |
| Pobre en ambos periodos previos | 87 - | - | - | 1.157 (0.293) |
| Número de observaciones | 2146 | 2146 | 2146 | 2146 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Tabla F.3: No estar trabajando ni estudiando entre los 18 y 25 años, Modelo Logit

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | | | |
|--|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Género del menor (0 = hombre) | 0.253 (0.041)*** | 0.256 (0.041)*** | 0.254 (0.041)*** | 0.251 (0.041)*** |
| Edad del menor | 1.012 (0.017) | 1.014 (0.017) | 1.009 (0.017) | 1.013 (0.017) |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 1.008 (0.295) | 1.013 (0.297) | 1.004 (0.294) | 0.993 (0.290) |
| Edad del jefe de hogar | 0.999 (0.031) | 1.005 (0.031) | 0.994 (0.030) | 1.002 (0.031) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 0.952 (0.283) | 0.950 (0.282) | 0.959 (0.284) | 0.956 (0.285) |
| Tamaño del hogar | 1.121 (0.052)** | 1.109 (0.052)** | 1.128 (0.053)** | 1.102 (0.050)** |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.965 (0.027) | 0.971 (0.028) | 0.961 (0.026) | 0.968 (0.027) |
| Región (0 = Metropolitana) | | | | |
| III | 2.069 (0.622)** | 2.145 (0.634)*** | 2.134 (0.636)** | 2.142 (0.638)** |
| VII | 1.275 (0.240) | 1.206 (0.230) | 1.312 (0.246) | 1.254 (0.236) |
| VIII | 1.204 (0.201) | 1.134 (0.192) | 1.278 (0.210) | 1.136 (0.189) |
| Zona (0 = urbana) | 0.915 (0.160) | 1.001 (0.174) | 0.954 (0.164) | 0.894 (0.156) |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | |
| Indigente | 1.427 (0.305)* | - | - | - |
| Pobre no indigente | 1.356 (0.272) | - | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | |
| Quintil 1 | - | 2.091 (0.750)** | - | - |
| Quintil 2 | - | 1.239 (0.447) | - | - |
| Quintil 3 | - | 1.322 (0.459) | - | - |
| Quintil 4 | - | 1.203 (0.449) | - | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | - | 0.924 (0.071) | - |
| Pobre en ambos periodos previos | 88 - | - | - | 2.091 (0.417)*** |
| Número de observaciones | 2632 | 2632 | 2632 | 2632 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Tabla F.4: No estar estudiando y ser inactivo entre los 18 y 25 años, Modelo Logit

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | | | |
|--|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Género del menor (0 = hombre) | 0.173 (0.034)*** | 0.177 (0.035)*** | 0.174 (0.034)*** | 0.170 (0.034)*** |
| Edad del menor | 1.011 (0.020) | 1.015 (0.020) | 1.007 (0.019) | 1.010 (0.019) |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 1.204 (0.398) | 1.208 (0.403) | 1.196 (0.394) | 1.180 (0.387) |
| Edad del jefe de hogar | 0.994 (0.033) | 1.005 (0.034) | 0.987 (0.032) | 0.995 (0.033) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 0.771 (0.268) | 0.777 (0.271) | 0.783 (0.269) | 0.778 (0.268) |
| Tamaño del hogar | 1.107 (0.059)* | 1.086 (0.058) | 1.117 (0.061)** | 1.087 (0.057) |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.989 (0.031) | 1.000 (0.031) | 0.983 (0.029) | 0.991 (0.030) |
| Región (0 = Metropolitana) | | | | |
| III | 1.830 (0.567)* | 1.919 (0.587)** | 1.933 (0.595)** | 1.962 (0.616)** |
| VII | 1.228 (0.247) | 1.128 (0.230) | 1.291 (0.257) | 1.220 (0.244) |
| VIII | 1.160 (0.218) | 1.054 (0.201) | 1.273 (0.232) | 1.103 (0.205) |
| Zona (0 = urbana) | 0.641 (0.120)** | 0.739 (0.140) | 0.692 (0.129)** | 0.623 (0.117)** |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | |
| Indigente | 1.673 (0.393)** | - | - | - |
| Pobre no indigente | 1.719 (0.392)** | - | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | |
| Quintil 1 | - | 3.092 (1.326)*** | - | - |
| Quintil 2 | - | 1.538 (0.657) | - | - |
| Quintil 3 | - | 1.571 (0.648) | - | - |
| Quintil 4 | - | 1.187 (0.545) | - | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | - | 0.869 (0.074) | - |
| Pobre en ambos periodos previos | 89 - | - | - | 2.545 (0.577)*** |
| Número de observaciones | 2632 | 2632 | 2632 | 2632 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Tabla F.5: Ser madre entre los 15 y 18 años de edad, Modelo Logit

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | | |
|--|--------------------------|--------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 |
| Género del menor (0 = hombre) | - | - | - |
| Edad del menor | 2.673 (0.839)*** | 2.399 (0.817)** | 2.431 (0.809)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 5.264 (5.121)* | 2.772 (2.604) | 2.705 (2.532) |
| Edad del jefe de hogar | 0.969 (0.267) | 0.891 (0.203) | 0.859 (0.181) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.003) | 1.001 (0.002) | 1.001 (0.002) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 0.230 (0.269) | 0.466 (0.402) | 0.595 (0.488) |
| Tamaño del hogar | 0.938 (0.156) | 1.005 (0.174) | 1.041 (0.191) |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.973 (0.073) | 0.885 (0.071) | 0.865 (0.075)* |
| Región (0 = Metropolitana) | | | |
| III | 1.270 (1.072) | 1.291 (1.105) | 1.304 (1.139) |
| VII | 0.248 (0.292) | 0.377 (0.373) | 0.405 (0.388) |
| VIII | 0.275 (0.195)* | 0.409 (0.296) | 0.501 (0.322) |
| Zona (0 = urbana) | 0.658 (0.539) | 0.884 (0.685) | 0.921 (0.716) |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | |
| Indigente | 7.211 (7.879)* | - | - |
| Pobre no indigente | 7.159 (8.992) | - | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | 0.822 (0.117) | - |
| Pobre en ambos periodos previos | - | - | 1.248 (0.958) |
| Número de observaciones | 472 | 472 | 472 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Tabla F.6: Mala o pésima auto percepción de la salud entre los 10 y 20 años de edad, Modelo Logit

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | |
|--|--------------------------|----------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 |
| Género del menor (0 = hombre) | 26.347 (36.124)** | 31.776 (46.928)** |
| Edad del menor | 2.030 (0.359)*** | 2.113 (0.385)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 0.125 (0.181) | 0.117 (0.170) |
| Edad del jefe de hogar | 1.527 (0.598) | 1.556 (0.559) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 0.996 (0.003) | 0.996 (0.003) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 1.124 (0.679) | 1.077 (0.674) |
| Tamaño del hogar | 1.640 (0.338)** | 1.681 (0.392)** |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.951 (0.055) | 0.948 (0.036) |
| Región (0 = Metropolitana) | | |
| III | - | - |
| VII | - | - |
| VIII | - | - |
| Zona (0 = urbana) | - | - |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | |
| Indigente | - | - |
| Pobre no indigente | - | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | 0.654 (0.109)** | - |
| Pobre en ambos periodos previos | - | 4.018 (2.736)** |
| Número de observaciones | 2146 | 2146 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Apéndice G

Efecto causal de la pobreza infantil

Tabla G.1: No estar estudiando en algún año entre los 5 y los 18 años de edad, Modelo Logit con efectos aleatorios

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | |
|--|--------------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 |
| Género del menor (0 = hombre) | 0.642 (0.080)*** | 0.640 (0.080)*** |
| Edad del menor | 1.160 (0.021)*** | 1.165 (0.021)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 1.792 (0.372)*** | 1.813 (0.376)*** |
| Edad del jefe de hogar | 0.953 (0.022)** | 0.951 (0.022)** |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.000)** | 1.000 (0.000)** |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 0.690 (0.162) | 0.676 (0.159)* |
| Tamaño del hogar | 1.146 (0.043)*** | 1.147 (0.042)*** |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.944 (0.018)*** | 0.941 (0.017)*** |
| Región (0 = Metropolitana) | | |
| III | 0.883 (0.213) | 0.890 (0.215) |
| VII | 0.830 (0.152) | 0.849 (0.154) |
| VIII | 0.896 (0.135) | 0.909 (0.136) |
| Zona (0 = urbana) | 0.696 (0.108)** | 0.741 (0.114)* |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | |
| Indigente | 1.152 (0.228) | - |
| Pobre no indigente | 1.368 (0.196)** | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | 0.913 (0.055) |
| Número de observaciones en el tiempo | 4593 | 4592 |
| Número de menores | 2660 | 2659 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.

Tabla G.2: No estar estudiando y ser inactivo en algún año entre los 14 y 23 años, Modelo Logit con efectos aleatorios

| Variable independiente | Coeficiente (odds ratio) | | | |
|---------------------------------------|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Género del menor (0 = hombre) | 2.627 (0.379)*** | 2.649 (0.382)*** | 2.647 (0.384)*** | 2.627 (0.378)*** |
| Edad del menor | 1.288 (0.034)*** | 1.286 (0.033)*** | 1.290 (0.034)*** | 1.291 (0.034)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 1.542 (0.364)* | 1.508 (0.359)* | 1.466 (0.351) | 1.529 (0.361)* |
| Edad del jefe de hogar | 0.923 (0.027)*** | 0.929 (0.027)** | 0.929 (0.027)** | 0.924 (0.027)*** |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.001 (0.000)** | 1.001 (0.000)** | 1.001 (0.000)** | 1.001 (0.000)** |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 0.925 (0.246) | 0.944 (0.252) | 0.925 (0.247) | 0.941 (0.249) |
| Tamaño del hogar | 0.972 (0.042) | 0.961 (0.042) | 0.957 (0.043) | 0.977 (0.042) |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.935 (0.020)*** | 0.941 (0.020)*** | 0.946 (0.021)** | 0.935 (0.020)*** |
| Región (0 = Metropolitana) | | | | |
| III | 2.325 (0.622)*** | 2.276 (0.610)*** | 2.274 (0.614)*** | 2.361 (0.631)*** |
| VII | 0.979 (0.204) | 0.940 (0.197) | 0.922 (0.194) | 0.999 (0.207) |
| VIII | 1.149 (0.197) | 1.107 (0.190) | 1.113 (0.193) | 1.169 (0.200) |
| Zona (0 = urbana) | 0.829 (0.148) | 0.893 (0.160) | 0.913 (0.165) | 0.867 (0.154) |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | |
| Indigente | 1.448 (0.327) | - | - | - |
| Pobre no indigente | 1.291 (0.208) | - | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | |
| Quintil 1 | - | 1.630 (0.600) | - | - |
| Quintil 2 | - | 1.240 (0.452) | - | - |
| Quintil 3 | - | 0.940 (0.353) | - | - |
| Quintil 4 | - | 0.909 (0.357) | - | - |

Tabla G.3: Años de atraso en la escolaridad, Modelo de Regresión Poisson con efectos aleatorios

| Variable independiente | Coeficiente (IRR) | | | |
|---------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Género del menor (0 = hombre) | 0.914 (0.038)** | 0.914 (0.038)** | 0.914 (0.038)** | 0.915 (0.038)** |
| Edad del menor | 1.170 (0.005)*** | 1.169 (0.005)*** | 1.169 (0.005)*** | 1.171 (0.005)*** |
| Género del jefe de hogar (0 = hombre) | 1.073 (0.061) | 1.071 (0.061) | 1.070 (0.061) | 1.073 (0.061) |
| Edad del jefe de hogar | 0.988 (0.007) | 0.989 (0.007) | 0.989 (0.007) | 0.989 (0.007) |
| Edad del jefe de hogar al cuadrado | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) | 1.000 (0.000) |
| Hogar monoparental (0 = biparental) | 1.042 (0.072) | 1.042 (0.072) | 1.044 (0.072) | 1.041 (0.072) |
| Tamaño del hogar | 1.096 (0.012)*** | 1.095 (0.012)*** | 1.094 (0.012)*** | 1.095 (0.012)*** |
| Años de escolaridad del jefe de hogar | 0.965 (0.006)*** | 0.965 (0.006)*** | 0.965 (0.006)*** | 0.965 (0.006)*** |
| Región (0 = Metropolitana) | | | | |
| III | 1.024 (0.085) | 1.020 (0.084) | 1.019 (0.084) | 1.017 (0.084) |
| VII | 0.938 (0.058) | 0.938 (0.058) | 0.937 (0.058) | 0.939 (0.058) |
| VIII | 0.934 (0.048) | 0.927 (0.048) | 0.927 (0.048) | 0.932 (0.048) |
| Zona (0 = urbana) | 0.991 (0.056) | 1.009 (0.057) | 1.008 (0.057) | 1.003 (0.056) |
| Pobreza e indigencia (0 = no pobre) | | | | |
| Indigente | 1.089 (0.070) | - | - | - |
| Pobre no indigente | 1.046 (0.046) | - | - | - |
| Quintil de ingresos (0 = quintil 5) | | | | |
| Quintil 1 | - | 1.028 (0.097) | - | - |
| Quintil 2 | - | 1.004 (0.094) | - | - |
| Quintil 3 | - | 0.986 (0.093) | - | - |
| Quintil 4 | - | 0.845 (0.087) | - | - |

Tabla G.4: Años de atraso en la escolaridad, Modelo de Regresión Poisson con efectos aleatorios (*continuación*)

| Variable independiente | Coeficiente (IRR) | | | |
|--|-------------------|----------|------------------|--------------------|
| | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Ajuste 3 | Ajuste 4 |
| Decil de ingresos (0 = decil 10) | | | | |
| Decil 1 | - | - | 1.055 (0.145) | - |
| Decil 2 | - | - | 1.048 (0.144) | - |
| Decil 3 | - | - | 1.013 (0.140) | - |
| Decil 4 | - | - | 1.045 (0.144) | - |
| Decil 5 | - | - | 0.999 (0.140) | - |
| Decil 6 | - | - | 1.025 (0.146) | - |
| Decil 7 | - | - | 0.871 (0.130) | - |
| Decil 8 | - | - | 0.859 (0.135) | - |
| Decil 9 | - | - | 1.042 (0.168) | - |
| Logaritmo del ingreso total per cápita | - | - | - | 0.960 (0.019)** |
| Número de observaciones en el tiempo | 5803 | 5803 | 5803 | 5803 |
| Número de menores | 1937 | 1937 | 1937 | 1937 |

Niveles de significancia: *, 10%; **, 5%; ***, 1%.