

# POBREZA INFANTIL EN CHILE: UNA MIRADA A SUS TENDENCIAS, DINÁMICA E IMPACTO EN RESULTADOS EDUCACIONALES<sup>1</sup>

José Ramón Zubizarreta

Ingeniero Civil Pontificia Universidad Católica de Chile  
Magíster en Economía, Universidad de Chile  
Doctorado © en Estadísticas, The Wharton School<sup>2</sup>



## 1. Motivación

Según la Encuesta CASEN 2006, uno de cada cinco niños y niñas viven en situación de pobreza en

Chile.<sup>3</sup> Por otra parte, los datos longitudinales de la encuesta Panel CASEN revelan que la mitad de los menores en 2006 experimentaron la pobreza al menos una vez en los últimos diez años.<sup>4</sup> Si esta última cifra se mantuviera constante a 2010, cerca de dos millones de los actuales niños y niñas del país habrían sufrido la pobreza al menos una vez durante su periodo de crecimiento.<sup>5</sup>

<sup>1</sup> Este trabajo fue financiado por el PNUD en el marco del Informe de Desarrollo Humano 2008/2009. La versión original de este trabajo con los detalles técnicos se puede encontrar en <http://www.laregionalhdr2009.org/>. Agradezco los valiosos comentarios de Jere Behrman, Paula Castro, Rodrigo Herrera, Pilar Opazo, Andrea Repetto e Isidro Soloaga.

<sup>2</sup> josezubi@wharton.upenn.edu.

<sup>3</sup> Más precisamente, un 21,4 por ciento de los menores de 15 años.

<sup>4</sup> Un 48,7 por ciento de los menores de 15 años y un 50,9 por ciento de los menores de 8 en 1996.

<sup>5</sup> Para este cálculo se emplearon las proyecciones poblacionales del INE para menores de 15 años.

Si bien estas cifras se han reducido considerablemente en los últimos años,<sup>6</sup> siguen representando una realidad dura e injusta. ¿Qué hicieron mal estos niños y niñas para nacer donde nacieron y experimentar la pobreza a tan temprana edad? Además, si aceptamos la premisa de que la infancia es un periodo en el cual los menores deben crecer y desarrollar su pleno potencial, y que a esa edad la herida de la pobreza puede ser una cicatriz para toda la vida, este problema resulta todavía más inquietante. Dejando de lado estas consideraciones “éticas” o de “justicia social,” Heckman y Masterov (2007) presentan un argumento para invertir en menores de entornos desaventajados estrictamente sobre la base de la productividad. Los autores reúnen considerable evidencia sugiriendo que los niños y niñas que han crecido en estos entornos son más propensos a tener resultados negativos, como por ejemplo abandonar el colegio y tener hijos siendo adolescentes. Destacan que invertir en los menores de edad es una política social inusual, en la cual no hay una compensación (trade-off) entre eficiencia y equidad. En efecto, la inversión en estos menores disminuye la desigualdad asociada al accidente del nacimiento y al mismo tiempo aumenta la productividad de la sociedad como un todo.

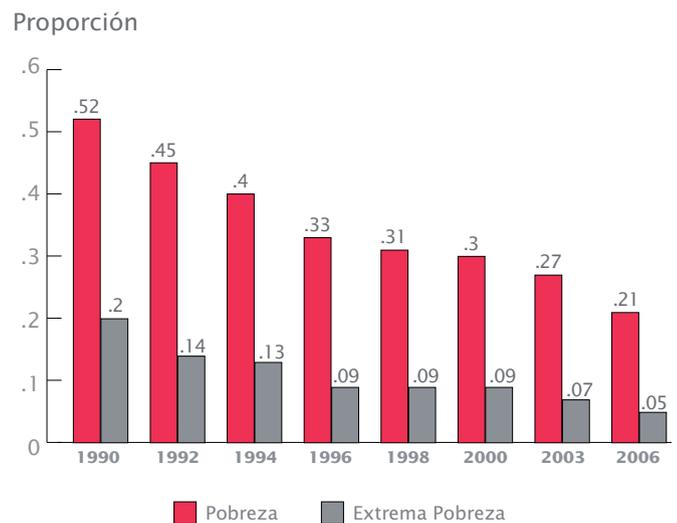
En el presente trabajo examinaremos la incidencia y dinámica de la pobreza infantil en Chile en los últimos años, y analizaremos en qué medida la experiencia de la pobreza durante la infancia afecta los resultados educacionales posteriormente durante la vida adulta. Abordar esta pregunta es importante porque puede contribuir a vislumbrar los mecanismos que transmiten la pobreza a través de generaciones, y comprender las fuerzas que generan y perpetúan la extrema desigualdad del país. Además, desde el punto de vista de las políticas sociales, analizar el impacto de la pobreza durante la infancia es central, 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 embarazos no planificados. La estructura de este trabajo consta de cuatro secciones aparte de esta introducción. En la sección 2, revisamos la evolución de la pobreza infantil desde 1990 a 2006, y en la sección 3 presentamos primeros resultados acerca de la dinámica de la pobreza infantil en Chile entre 1996 y 2006. En la sección 4, analizamos la correlación entre la pobreza infantil y algunos resultados educacionales durante la vida adulta en Chile y, en la medida que los datos lo permiten, su efecto causal sobre estos resultados. Por último, en la sección 5 se presentan las principales conclusiones. En infografías describimos cada una de las bases de datos utilizadas.

<sup>6</sup> Por ejemplo, la incidencia de la pobreza infantil se redujo de 52.7 por ciento en 1996 a 21.4 por ciento en 2006.

## 2. Evolución de la pobreza infantil

Seguindo la definición oficial de pobreza,<sup>7</sup> las encuestas CASEN nos indican que en 1996 un 52,7 por ciento de los menores de 15 vivían en situación de pobreza en Chile; en 2006, un 21,4 por ciento (ver Infografía 1 y Figura 1). Notamos que la reducción de la incidencia de la pobreza infantil ha sido considerable, pero que su magnitud sigue siendo muy alta.

**FIGURA 1: EVOLUCIÓN DE LA INCIDENCIA DE LA POBREZA Y EXTREMA POBREZA INFANTIL (< 15 AÑOS)**



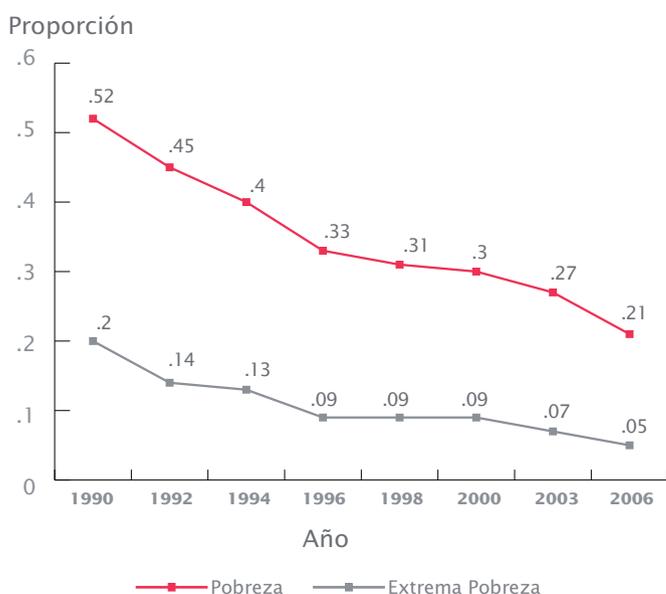
Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas CASEN

Por otra parte, en el periodo cubierto por los datos apreciamos tres etapas en la reducción de la pobreza infantil: 1990-1996, 1996-2000, y 2000-2006. En la Figura 2 distinguimos que la etapa 1990-1996, de bonanza económica, coincide con una reducción más marcada de la pobreza infantil. En efecto, ésta se redujo a una tasa del 6 por ciento anual. Por otra parte, la etapa de relativa recesión económica 1996-2000 se asocia a una menor tasa de reducción de la pobreza infantil; concretamente, a una tasa del 1,3 por ciento al año. Además, en esta etapa llama la atención que entre 1996 y 2000 la incidencia de la extrema pobreza infantil prácticamente no

<sup>7</sup> 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 extrema pobreza, 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 sólo con el IPC.

disminuyó – e incluso aumentó levemente 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 por ciento anual.

**FIGURA 2: TENDENCIAS DE LA INCIDENCIA DE LA POBREZA Y EXTREMA POBREZA INFANTIL (< 15 AÑOS)**



Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas CASEN

Al observar la evolución de la extrema pobreza infantil, apreciamos que en 1990 un 20,2 por ciento de los niños menores de 15 años eran indigentes, mientras que en 2006 esta proporción se redujo a un 5,3 por ciento. Es posible notar que en el transcurso de estos años la pobreza infantil no indigente se redujo en un 59,4 por ciento, mientras que la extrema pobreza infantil se redujo en un 73,6 por ciento. Así, notamos que ha sido más pronunciada la reducción de la pobreza infantil extrema que la de la pobreza infantil no extrema. En términos generales, la reducción de la extrema pobreza infantil ha seguido un patrón similar a la reducción de la pobreza infantil no indigente durante estos años.

### 3. Una mirada a la dinámica de la pobreza infantil

El análisis de la dinámica pobreza infantil complementa los resultados de la sección anterior al responder preguntas tales como ¿qué proporción de los niños son crónicamente pobres, es decir permanecen en la pobreza a lo largo del tiempo? ¿Qué proporción de los niños entran

y salen de la pobreza? ¿Cuántos niños y niñas son vulnerables a sufrir la pobreza al menos una vez en el período de su crecimiento? Para responder a este tipo de cuestiones, empleamos los datos de la encuesta Panel CASEN (ver Infografía 2).

En la Tabla 1 presentamos la matriz de transición según categorías de pobreza para el periodo 1996, 2001.<sup>8</sup> Ésta nos muestra que un 50,7 por ciento de los niños y niñas que estaban en situación de pobreza en 1996 lo siguieron estando en 2001, mientras que un 49,3 por ciento 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, manteniéndose en la pobreza. Por otra parte, observamos que un 14,4 por ciento 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 1, esta tasa corresponde a un 56,6 por ciento de las salidas de la pobreza. Apreciamos un saldo positivo en la dinámica de la pobreza infantil en el periodo.

**TABLA 1: TRANSICIONES DE LA POBREZA 1996-2001, PORCENTAJES POR CELDAS (< 13 AÑOS EN 1996)**

1996	2001		Total
	P	NP	
P	17,2%	16,7%	33,9%
NP	9,5%	56,6%	66,1%
TOTAL	26,7%	73,3%	100,0%

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN

Recogiendo las cifras anteriores, otro resultado que salta a la vista es que un 44,4 por ciento 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.

El periodo 2001-2006 también exhibió un importante 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 por ciento de los menores pobres se mantuvieron en dicha situación, en el segundo periodo un 35,1 por ciento fueron pobres en ambas ocasiones. Por otra parte, un 8,8 por ciento de

<sup>8</sup> A lo largo de este análisis, una transición se define como un cambio en la situación de pobreza y un cambio en los ingresos superior al diez por ciento.

los no pobres en 2001 cayeron a la pobreza en 2006, en circunstancias que esta cifra alcanzó un valor de 14,4 por ciento 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 por ciento. Comparando los dos quinquenios vemos que esta población se redujo en siete puntos porcentuales. Si bien ésta 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.

**TABLA 2: TRANSICIONES DE LA POBREZA 2001-2006, PORCENTAJES POR CELDAS (< 13 AÑOS EN 2001)**

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

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN

Si tomamos una perspectiva de más largo plazo y analizamos las transiciones de las tres mediciones en conjunto, notamos que un 7,7 por ciento de los menores de 13 años en 1996 fueron pobres en 1996, 2001 y 2006. Por otra parte notamos que un 49,7 por ciento 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 por ciento y un 35,5 por ciento para el resto de la población (ver Tabla 4 celdas toda la población).

**TABLA 3: TRANSICIONES DE LA POBREZA 1996-2001-2006, PORCENTAJES POR CELDAS (< 8 AÑOS EN 1996)**

1996	2001	2006		Total
		P	NP	
P	P	8,3%	11,2%	19,5%
P	NP	2,4%	13,2%	15,6%
NP	P	2,4%	9,7%	12,1%
NP	NP	3,7%	49,1%	52,8%
TOTAL		16,8%	83,2%	100,0%

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN

**TABLA 4: TRANSICIONES DE LA POBREZA 1996-2001-2006, PORCENTAJES POR CELDAS (≥ 8 AÑOS)**

1996	2001	2006		Total
		P	NP	
P	P	3,7%	6,3%	10,0%
P	NP	1,3%	10,0%	11,3%
NP	P	1,4%	6,9%	8,3%
NP	NP	3,0%	67,4%	70,3%
TOTAL		9,4%	90,6%	100,0%

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN

#### 4. Impacto de la pobreza infantil en los logros educacionales posteriores

¿Cuál es el impacto de la pobreza infantil en las oportunidades durante la vida adulta? Y más concretamente ¿cuál es su efecto sobre los resultados educacionales? En estudios empíricos, 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 por el efecto de las otras variables.

Empleando nuevamente los datos de la encuesta Panel CASEN, en las Tablas 5 y 6 podemos ver los resultados de las regresiones de los años escolaridad y la probabilidad de no estar estudiando o trabajando, sobre distintas medidas de ingresos. El objetivo de estos modelos es cuantificar la asociación entre pobreza e ingresos del hogar durante la infancia en los logros en la adultez temprana, controlando por variables que pueden confundir esta relación, como los años de escolaridad del jefe de hogar, o si es que el hogar era monoparental. Todas salvo una de las variables de ingresos y de control corresponden a 1996, mientras que las variables de resultados están medidas en 2006.<sup>9</sup>

Los resultados de la Tabla 5 nos muestran una asociación negativa y significativa entre todas las medidas de ingre-

<sup>9</sup> Las medidas de pobreza empleadas son: indicatrices (dummies) para la pobreza extrema y pobreza no extrema en 1996 (la categoría omitida es la no pobreza ese año); indicatrices para los quintiles de ingresos en 1996 (la categoría omitida es el quintil 5 ese año); el logaritmo del ingreso del hogar per cápita en 1996; y una indicatriz para la pobreza en 1996 y 2001 que intenta capturar la cantidad de tiempo que los menores experimentaron la pobreza (la categoría omitida es no pobreza en ambos años).

sos y los años de escolaridad. En primer lugar, observamos que los menores que experimentaron la pobreza extrema y la pobreza no extrema en 1996 alcanzaron, respectivamente, 0,72 y 0,55 años menos de escolaridad en 2006 en promedio que aquellos menores no pobres ese año. Manteniendo todo lo demás constante, los niños y niñas del quintil más pobre alcanzaron 0,93 años menos de escolaridad en promedio que aquellos del quintil más rico. Además, el logaritmo del ingreso per cápita del hogar tuvo en efecto negativo y significativo en el resultado. Por último aquellos menores que estuvieron en la pobreza en 1996 y 2001 alcanzaron en promedio 0,6 años menos de escolaridad que aquellos que no experimentaron la pobreza en ambos años.<sup>10</sup>

Los resultados de la Tabla 6 también nos muestran una asociación significativa entre todas las medidas de ingresos y la probabilidad de no estar estudiando o trabajando diez años más tarde. En el primer modelo, observamos que los menores que experimentaron la pobreza no extrema en 1996 tuvieron una probabilidad un 46,5 por ciento más alta de no estar estudiando o trabajando en 2006 que los menores que no experimentaron la pobreza en 1996. A continuación, los menores del quintil más pobre tuvieron una probabilidad cuatro veces más alta de no estar estudiando o trabajando diez años más tarde que aquellos menores del quintil más rico en el año base. De una manera similar a la variable de resultado anterior, el ingreso del hogar per cápita en logaritmos tuvo un efecto negativo y significativo. Por último, los menores que experimentaron la pobreza en 1996 y 2001 tuvieron una probabilidad un 49,42 por ciento más alta de no estar estudiando o trabajando diez años más tarde.

En esta misma tabla, observamos que las niñas tuvieron una probabilidad un 71,2 por ciento de no estar estudiando o trabajando diez años más tarde. Nuevamente, los menores pertenecientes a hogares más educados tuvieron una probabilidad menor de no estar estudiando o trabajando diez años después.<sup>11</sup>

*10 Otras variables que fueron consistentemente significativas en estas regresiones son el tamaño del hogar y los años de escolaridad del jefe de hogar: por una parte, los menores de hogares más pequeños y por otra los con jefes de hogar más educados tendieron a completar más años de escolaridad.*

*11 Cabe mencionar que también estimamos estas relaciones por separado para niñas y niños, controlando por la escolaridad alcanzada por el padre y la madre. Apreciamos que la escolaridad alcanzada por ambos se asocia positiva y significativamente con la escolaridad alcanzada por el menor, mientras que sólo la escolaridad del padre se asocia con una menor probabilidad de no estar estudiando o trabajando más tarde en la vida. En cierta medida, esta asociación entre ingresos y logros posteriores parece ser más fuerte para niñas que para niños, pero en general no encontramos diferencias substantivas por género.*

**TABLA 5: REGRESIONES DE LOS AÑOS DE ESCOLARIDAD ALCANZADOS ANTES DE LOS 24 AÑOS SOBRE LOS INGRESOS DEL HOGAR ENTRE LOS 0 Y 15 AÑOS DE EDAD**

Variable independiente	Coeficiente			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Sexo del menor (0 = hombre)	-0,188 (0,133)	-0,148 (0,132)	-0,151 (0,134)	-0,158 (0,133)
Educ del menor	0,648*** (0,019)	0,642*** (0,019)	0,644*** (0,019)	0,643*** (0,019)
Sexo del jefe de hogar (0 = hombre)	-0,754 (0,493)	-0,764 (0,496)	-0,749 (0,485)	-0,713 (0,483)
Educ del jefe de hogar	0,073* (0,041)	0,069 (0,042)	0,077* (0,041)	0,079* (0,041)
Cuadrado de la edad del jefe de hogar	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Hogar monoparental (0 = biparental)	0,517 (0,455)	0,548 (0,465)	0,558 (0,450)	0,481 (0,455)
Tamaño del hogar	-0,181*** (0,047)	-0,174*** (0,048)	-0,184*** (0,048)	-0,177*** (0,046)
Años de escolaridad del jefe de hogar	0,131*** (0,018)	0,121*** (0,018)	0,137*** (0,020)	0,140*** (0,021)
Región (0 = Metropolitana)				
II	0,058 (0,238)	0,054 (0,235)	-0,022 (0,238)	0,005 (0,238)
VI	0,207 (0,140)	0,248* (0,149)	0,585 (0,144)	0,207 (0,148)
VII	0,258 (0,170)	0,302* (0,167)	0,170 (0,174)	0,184 (0,184)
Zona (0 = urbana)	0,017 (0,186)	-0,129 (0,171)	-0,088 (0,172)	0,013 (0,171)
Pobreza (0 = no pobre)				
Extrema pobreza	-0,730*** (0,178)	-	-	-
Pobreza no extrema	-0,548*** (0,152)	-	-	-
Quintil de ingresos (0 = quintil 5)				
Quintil 1	-	-0,937*** (0,303)	-	-
Quintil 2	-	-0,385 (0,306)	-	-
Quintil 3	-	-0,158 (0,314)	-	-
Quintil 4	-	0,093 (0,293)	-	-
Logaritmo del ingreso del hogar (per cápita)	-	-	-0,213*** (0,067)	-
Pobre en ambos períodos	-	-	-	-0,604*** (0,187)
Constante	3,337*** (0,908)	3,579*** (0,948)	3,609 (1,079)	2,804*** (0,898)
Número de observaciones	3132	3132	3132	3132
R <sup>2</sup>	0,699	0,672	0,667	0,668

Nota: MCO; los números entre paréntesis son los errores estándar. Los niveles de significancia están dados por: \*, 1%; \*\*, 5%; \*\*\*, 10%. Utilizamos pesos longitudinales.

**TABLA 6: REGRESIONES DE LA PROBABILIDAD DE NO ESTAR ESTUDIANDO O TRABAJANDO ANTES DE LOS 24 AÑOS SOBRE LOS INGRESOS DEL HOGAR ENTRE LOS 0 Y 15 AÑOS DE EDAD**

Variable independiente	Coeficiente			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Sexo del menor (0 = hombre)	0.548*** (0.101)	0.560*** (0.106)	0.548*** (0.104)	0.547*** (0.104)
Edad del menor	1.271*** (0.028)	1.272*** (0.028)	1.271*** (0.028)	1.270*** (0.024)
Sexo del jefe de hogar (0 = hombre)	1.271 (0.460)	1.270 (0.471)	1.252 (0.456)	1.258 (0.458)
Edad del jefe de hogar	1.029 (0.041)	1.029 (0.039)	1.025 (0.040)	1.031 (0.041)
Cuadrado de la edad del jefe de hogar	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)
Hogar monoparental (0 = biparental)	0.812 (0.811)	0.776 (0.803)	0.798 (0.805)	0.808 (0.807)
Tamaño del hogar	1.045 (0.064)	1.020 (0.059)	1.045 (0.062)	1.038 (0.064)
Años de escolaridad del jefe de hogar	0.910*** (0.028)	0.924*** (0.028)	0.905*** (0.028)	0.908*** (0.022)
Región (0 = Metropolitana)				
II	1.435 (0.498)	1.475 (0.484)	1.547 (0.512)	1.511 (0.500)
VI	0.968 (0.220)	0.967 (0.220)	1.006 (0.224)	0.972 (0.213)
VIII	1.111 (0.291)	1.064 (0.285)	1.177 (0.289)	1.143 (0.286)
Zona (0 = urbana)	1.259 (0.271)	1.881 (0.308)	1.870 (0.298)	1.284 (0.271)
Pobreza (0 = no pobreza)				
Extrema pobreza	1.814 (0.328)	-	-	-
Pobreza no extrema	1.518** (0.818)	-	-	-
Quintil de ingresos (0 = quintil 1)				
Quintil 1	-	1.240*** (2.901)	-	-
Quintil 2	-	1.048** (1.701)	-	-
Quintil 3	-	1.891** (2.209)	-	-
Quintil 4	-	1.258* (1.970)	-	-
Logaritmo del ingreso del hogar (por capita)	-	-	0.876** (0.099)	-
Pobre en ambos periodos	-	-	-	1.560** (0.298)
Constante	0.014*** (0.018)	0.004*** (0.004)	0.021** (0.079)	0.015*** (0.014)
Número de observaciones	9139	9139	9139	9139

Nota: modelo logit; los números entre paréntesis son los errores estándar. Los niveles de significancia están dados por: \*, 1%; \*\*, 5%; \*\*\*, 10%. Utilizamos pesos longitudinales.

Como chequeos de robustez a la potencial endogeneidad de los ingresos, estimamos modelos de lineales y logit con efectos fijos, y modelos de cambio entre hermanos.<sup>12</sup> En los modelos de cambio analizamos los años de escolaridad y la probabilidad de no estar estudiando o trabajando cinco años más tarde como variables de resultado, mientras que en los modelos de diferencias entre hermanos nos centramos en la escolaridad.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Sibling differences models.

<sup>13</sup> Esta es una de las restricciones que imponían los datos de la encuesta Panel CASEN ya que son sólo tres mediciones cada cinco años.

Estos modelos eliminan la potencial endogeneidad de la pobreza y los ingresos del hogar bajo el supuesto de que las variables no observables son constantes sobre periodos de cinco años para cada menor, mientras que los modelos de diferencias entre hermanos asumen que las variables no observables relevantes son constantes sobre periodos de cinco años para el mismo hogar para dos hermanos.<sup>14</sup>

En estos modelos observamos que los menores que experimentaron la pobreza no indigente tuvieron una probabilidad significativamente más alta de no estar estudiando o trabajando cinco años después que los menores que no experimentaron la pobreza. El resto de las medidas de los ingresos no exhiben una relación significativa. Por último los modelos de diferencias entre hermanos sugieren que el tamaño del hogar y los años de escolaridad del jefe de hogar tienen un efecto significativo en los años de escolaridad.

En general, los efectos más débiles de las medidas de ingresos en estos segundos modelos se puede explicar por los efectos fijos, pero antes hay que destacar que los modelos no son estrictamente comparables. De hecho, en estos segundos modelos los resultados fueron estimados al cabo de cinco años en vez de diez, y por construcción no se incluyen variables constantes a lo largo del tiempo. Por último las submuestras disponibles para este análisis son considerablemente menores. Desafortunadamente, esta es una restricción que impone la encuesta con sólo tres mediciones.<sup>15</sup>

## 5. Conclusiones

En las secciones anteriores analizamos 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 de las tendencias nos muestra que la reducción de la incidencia de la pobreza infantil ha sido considerable, pero que su magnitud sigue siendo muy alta: un 21,4%. Por otra parte, en

<sup>14</sup> 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. Por 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 los primeros modelos. Como es probable que estas dos variables también determinen los ingresos del hogar, al ser no observables, se sobreestimaría el efecto de los ingresos en los resultados de los menores.

<sup>15</sup> Por problemas de espacio y carácter de difusión de resultados de este trabajo se omitieron estas tablas. No obstante, estas se pueden encontrar en la versión original de este trabajo en <http://www.lacregionalhdr2009.org/> o solicitándoselas al autor.

el análisis de la dinámica de la pobreza encontramos que un 7,7 por ciento de los menores de 13 años en 1996 fueron pobres en 1996, 2001 y 2006, mientras que un 49,7 por ciento de la misma población fue al menos una vez pobre en el periodo. En suma, en Chile la mitad de los niños y niñas fueron al menos una vez pobres en los últimos diez años.

Por último, el análisis del impacto de la pobreza infantil sobre variables de resultados educacionales nos muestra que los menores que experimentaron la pobreza extrema y la pobreza no extrema en 1996 alcanzaron, respectivamente, 0,72 y 0,55 años menos de escolaridad en 2006 en promedio que aquellos menores no pobres ese año. Además, los niños y niñas del quintil más pobre alcanzaron 0,93 años menos de escolaridad en promedio que aquellos del quintil más rico.

¿Y qué se está haciendo en Chile al respecto? En 2006 el Gobierno reunió al Consejo Asesor Presidencial para la Reforma de las Políticas de Infancia, cuyo diagnóstico dio origen al diseño del Sistema de Protección Integral a la Infancia “Chile Crece Contigo.” En 2009, se aprobó la ley que institucionaliza este sistema, y a la fecha está operando en todo el país. El objetivo de este sistema es acompañar el proceso de desarrollo de los niños y niñas que se atienden en el sistema público de salud, desde su primer control de gestación y hasta su ingreso al sistema escolar, en el primer nivel de transición o prekinder. Para esto, “Chile Crece Contigo” considera las múltiples dimensiones que influyen en el desarrollo infantil, y pone a disposición de todos los menores una serie de prestaciones y programas para que los menores puedan realizar su potencial de desarrollo. Entre otros, se da acceso gratuito y garantizado para todos los niños y niñas a sala cuna y jardín infantil y, en función de las necesidades de sus familiares, acceso a programas tales como nivelación de estudios, inserción laboral, mejoramiento de la vivienda, asistencia judicial, y prevención y atención de la violencia intrafamiliar y maltrato infantil. Sin lugar a dudas, éstos son avances importantes para superar la pobreza y desigualdad en Chile, pues la pobreza infantil es la cuna de las inequidades de nuestra sociedad. Sin embargo, dada la importancia del problema, es de esperar que como en otros países la erradicación de la pobreza infantil sea “Meta de Gobierno” y que los programas sociales enfocados en la infancia sean constantemente evaluados, informando a la ciudadanía de sus resultados.



### Referencias Bibliográficas

- Bendezú, L., Denis, A. y Zubizarreta, J. R. (2007), “Análisis de la Atrición de la Muestra de la Encuesta Panel CASEN”, Documento de Trabajo, Observatorio Social, Universidad Alberto Hurtado.
- Heckman, J. J. and Masterov, D. V., “The Productivity Argument for Investing in Young Children,” Review of Agricultural Economics, 29, (3), 446-493.
- Zubizarreta, J. R. (2007), editor, “La Encuesta Panel CASEN: Metodología y Calidad de los Datos;” autores, Bendezú, L., Denis, A., Sanchez, C. L., Ugalde, P. y Zubizarreta, J. R.; director de proyecto, Prieto, J. J., Documento de Trabajo, Observatorio Social, Universidad Alberto Hurtado.

### Infografía: Las encuestas 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 aproximadamente 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.

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 A se presenta la distribución del número total de hogares y de menores de 15 años en cada una de las encuestas.

**TABLA A: NÚMERO DE OBSERVACIONES DE LAS ENCUESTAS CASEN**

AÑO	HOGARES	NIÑOS MENORES DE 15 AÑOS
1990	25.793	31.121
1992	35.948	42.435
1994	45.379	52.351
1996	33.636	38.925
1998	48.107	53.509
2000	65.036	69.863
2003	71.321	73.067
2006	73.720	62.976

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta Panel CASEN

### Infografía: La encuesta Panel CASEN

La encuesta Panel CASEN realiza un seguimiento a una misma muestra de personas residentes en hogares particulares, independientemente de su lugar de residencia dentro del territorio de estudio. Este seguimiento permite medir cambio de una manera más rigurosa que sus homólogas de corte transversal, y así describir fenómenos que son intrínsecamente longitudinales, como la dinámica de la pobreza infantil y el proceso de desarrollo de los niños.

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. 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. Esta no respuesta o 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 B se exponen los totales que se obtuvieron en 2001 y 2006 a nivel de personas de todas las edades.

**TABLA B: 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 por ciento al cabo de cinco años y de aproximadamente un 50 por ciento 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).

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 C. 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 C: 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

