

## **Determinantes de la dinámica de la pobreza en Chile y el rol de la persistencia temporal: análisis de la Encuesta Panel Casen 2006-2009 con métodos de historia de eventos**

Luis Maldonado\* y Joaquín Prieto\*\*

### RESUMEN

El artículo examina las dinámicas de la pobreza en Chile utilizando métodos de análisis de historia de eventos para tasas de salida y reentrada en la pobreza con datos de la Encuesta Panel Casen para el período 2006-2009. Los resultados indican que existe una significativa movilidad desde y hacia la pobreza. Más de un tercio de las personas cayó en dicho estatus social al menos por un año durante el período bajo evaluación. Las dinámicas de la pobreza en Chile también se caracterizarían por la influencia del tiempo de permanencia en dicha condición y por la importancia de la estructura sociodemográfica de los hogares y de la colocación de éstos en el mercado del trabajo para las salidas y reentradas en privación de recursos económicos. Estos resultados sugieren la importancia de la implementación de programas públicos que aminoren las caídas en pobreza de determinados grupos sociales y que provean de vías laborales para salir de ella.

**PALABRAS CLAVE:** datos de panel, dinámicas de pobreza, tasas de entrada y salida, historia de eventos, Chile

### **Determinants of Poverty Dynamics in Chile and the Role of Temporal Persistence: Analysis of Casen Panel Survey 2006-2009 with Events History Methods**

### ABSTRACT

This article evaluates poverty dynamics in Chile by using events history techniques for poverty exit and re-entry rates with data from the survey Panel of Socioeconomic Characterization for the years 2006, 2007, 2008 and 2009. The findings indicate a significant mobility in and out of poverty. More than one third of the persons lived in poverty at least one year during the period under study. The poverty dynamics in Chile is also characterized by temporal persistence and the importance of socio-demographic

---

\* Instituto de Sociología, Pontificia Universidad Católica de Chile y Centro Nacional de Investigación para la Gestión Integrada de Desastres Naturales.

Esta investigación fue en parte financiada por el proyecto INICIO N°14/2013, otorgado por la Vicerrectoría de Investigación (VRI) de la Pontificia Universidad Católica de Chile.

✉ lmalдона@uc.cl

\*\* Departamento de Sociología, Universidad Alberto Hurtado.

Investigación realizada durante su estadía como profesor visitante en el Programa Internacional de Derechos Humanos, Boston College, EE.UU.

✉ jjprieto@uahurtado.cl

Recibido marzo 2015 / Aceptado julio 2015

Disponible en: [www.economiaypolitica.cl](http://www.economiaypolitica.cl)

structure of households and their attachments in the labor market for exits and re-entries into deprivation. These results suggest the relevance of public programs that smooth poverty entries and support labor ways associated with poverty exits.

KEYWORDS: panel data, poverty dynamics, entry and exit rate, events history, Chile

## I. Introducción

Actualmente existe un amplio consenso en la literatura económica sobre la necesidad de estudiar aspectos dinámicos de la pobreza y sobre los límites del poder explicativo de los análisis estáticos, los cuales no capturan procesos que se consideran centrales para determinar la persistencia de un grupo humano en la pobreza y para la erradicación de ésta (Addison, Hulme y Kanbur 2008). En los últimos años ha surgido en Chile evidencia importante sobre las dinámicas de la pobreza y del ingreso, principalmente a partir de datos de panel levantados por el ex Ministerio de Planificación y Cooperación (Mideplan) para los años 1996, 2001 y 2006. Estos estudios han estimado la magnitud de movimientos desde y hacia la pobreza en Chile, así como también han examinado las características asociadas a los hogares que transitan o persisten en situación de bajos ingresos.

El presente artículo sigue los caminos abiertos por esta línea de investigación y los extiende mediante el examen de las dinámicas de la pobreza en Chile utilizando los datos de una nueva Encuesta Panel Casen (EPCasen), la cual contiene información longitudinal para el período 2006-2009. Sobre la base de un enfoque de ingresos para medir pobreza, se emplearon modelos multivariados de historia de eventos para conocer la asociación de las tasas de salida de la pobreza y reentrada en ésta según el tiempo en que se ha vivido (o no) en situación de bajos ingresos, y considerando las características sociodemográficas de los hogares.<sup>1</sup> Además, sobre la base de dichos modelos estadísticos, se estimaron predicciones sobre la duración de los períodos de pobreza para perfiles de hogares sustantivos para las políticas públicas en Chile.

En términos generales, los resultados dan cuenta del significativo rol de la persistencia temporal, en el sentido de que la extensión de los períodos en los que las personas viven en pobreza limitaría dramáticamente sus

<sup>1</sup> Los métodos de historia de eventos corresponden a un set de técnicas estadísticas que examinan tasas de transición en el tiempo y persistencia temporal para asociaciones entre variables.

posibilidades de abandono de la condición de privación de recursos económicos. La literatura reporta un patrón similar de persistencia temporal. Sin embargo, habría una gran heterogeneidad entre los países respecto del *timing* de la persistencia en la pobreza (Andriopoulou y Tsakloglou 2011, Seker y Dayioglu 2014). Además, confirmando los estudios existentes sobre dinámicas de la pobreza en Chile (Neilson et al. 2008), nuestra evidencia sugiere una alta movilidad en torno a la pobreza al considerar su extensión en el tiempo y una baja porción de individuos que persisten en situación de bajos ingresos. Reconociendo la dificultad que acarrea comparar períodos distintos y diferentes líneas de la pobreza, este patrón también indica que la magnitud de la persistencia en la pobreza en Chile sería relativamente baja en relación con la evidencia internacional (Breen y Moisio 2004, OECD 2001).

Finalmente, los análisis estadísticos también revelan significativas asociaciones respecto de las posibilidades de entrada y salida de la pobreza según las características sociodemográficas y laborales de los hogares, particularmente en relación con la brecha (*gap*) de género asociada a la jefatura de éstos. Esta brecha es un resultado que ha sido destacado en la literatura sobre pobreza, pero que no ha sido investigado profundamente desde una perspectiva longitudinal (Jenkins 2011, Wiepking y Maas 2005). Cabe destacar que, si bien esta investigación no demanda estatus causal para estos resultados, al menos en el sentido contemporáneo del término de inferencia causal (Rubin e Imbens 2015), nuestros análisis arrojan nueva y muy interesante evidencia que enriquece el actual conocimiento sobre las dinámicas de la pobreza en Chile.

Conforme a lo anterior, los resultados de la presente investigación contribuyen a la discusión sobre pobreza y política pública en Chile de varias formas. Primero, se presentan nuevos hallazgos sobre las dinámicas de la pobreza en Chile para el período 2006-2009, lapso que resulta particularmente interesante. Tras una etapa de sostenido declive de la pobreza en el país (OECD 2012), las cifras oficiales de pobreza de los últimos años han experimentado un aparente estancamiento (Echeñique y Urzúa 2012).<sup>2</sup> Segundo, las investigaciones sobre las dinámicas

---

<sup>2</sup> En comparación con años previos, las estimaciones recientes, que corresponden al año 2013, indican una disminución del porcentaje de personas en situación de pobreza. Para detalles, visitar el sitio web oficial del Ministerio de Desarrollo Social del gobierno de Chile: <http://www.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/>.

de la pobreza en Chile por lo general capturan movimientos en torno al corte de pobreza en el tiempo mediante matrices de transiciones en las que se presenta el número de personas que viven en tal condición durante un período de tiempo fijo (Arzola y Castro 2009; Denis, Prieto y Zubizarreta 2007; Neilson et al. 2008). Sin embargo, tal como destacan Bane y Ellwood (1986) en su trabajo pionero sobre las dinámicas de la pobreza, este enfoque puede presentar estimaciones sesgadas de las transiciones en el tiempo y persistencia en situación de bajos ingresos, pues no da cuenta del censuramiento de los períodos de pobreza en el tramo de tiempo bajo estudio. La presente investigación aborda directamente este problema, analizando sólo las cohortes de personas que han comenzado o han finalizado una etapa de pobreza en el período bajo estudio. Tercero, consideramos el tiempo de persistencia en pobreza (o no pobreza) como parte integral del análisis de las dinámicas de bajos ingresos, por lo que se presenta evidencia sobre la variación de las posibilidades de reentrada y salida de la pobreza en Chile según el tiempo de persistencia en pobreza (o no pobreza). Según nuestro conocimiento, el presente estudio constituye el primer aporte que exhibe evidencia sobre la dependencia temporal en pobreza mediante el uso de microdatos de panel representativos de la población chilena.

Nuestros resultados también sugieren importantes implicancias para el diseño de políticas públicas en Chile. Una solución estática básica para la pobreza en nuestro país es entregar dinero a los pobres. Sin embargo, la orientación de las intervenciones cambia si el foco se pone en las rutas que llevan a abandonar o a caer en pobreza. Bajo esta perspectiva dinámica, las políticas públicas deberían tener por objetivo prevenir las caídas en pobreza y apoyar las vías de salida de ésta. En la actualidad, programas como el Ingreso Ético Familiar se concentran en este tipo de vías, especialmente en la generación de capacidades para que los beneficiarios se inserten en la economía (Larrañaga y Contreras 2015). La significativa movilidad desde y hacia la pobreza, y la relevancia de características laborales para explicar dicha movilidad que encontramos en Chile, sugieren que este tipo de intervenciones estatales podría ayudar a proteger no sólo a los más pobres, sino también a grupos vulnerables económicamente presentes en otros estratos socioeconómicos.

El presente artículo se compone de las siguientes secciones. La primera presenta los principales enfoques sobre dinámicas de pobreza y

entrega una revisión de la evidencia existente sobre dichas dinámicas en Chile y en otros países. La segunda sección describe los datos de panel utilizados en los análisis y el modelamiento estadístico de dicha fuente de información. La tercera muestra los resultados de los análisis. Finalmente, la última sección discute la evidencia presentada en el texto.

## 2. Dinámicas de la pobreza: enfoques y evidencia en la literatura económica

Es común en la literatura económica distinguir dos enfoques conceptuales a la hora de examinar las dinámicas de la pobreza (Yaqub 2000). Sobre la base de la idea de ingreso permanente, el primer enfoque busca estimar los componentes permanentes y transitorios de los ingresos y la pobreza. Dicho enfoque remonta al clásico artículo de Lillard y Willis (1978), quienes modelan los salarios de trabajadores en Estados Unidos sobre la base de una estructura compleja del error que les permite identificar componentes transitorios y permanentes del salario. Conforme a la estructura modelada de los salarios, los autores hacen estimaciones de dinámicas de la pobreza, tales como frecuencias y duración de períodos de pobreza. También se han realizado aplicaciones de este enfoque de componentes en América Latina y en otros contextos en desarrollo (Cruces y Wodon 2003, Jalan y Ravallion 2000).

Ciertamente, este enfoque presenta características atractivas, entre ellas su base teórica respecto a la idea de ingreso permanente. Sin embargo, también es posible distinguir debilidades en él. Un aspecto problemático del enfoque de componentes dice relación con la dimensión transitoria de la pobreza. Esta dimensión captura desviaciones intertemporales aleatorias del ingreso, lo cual implica que *shocks* tales como perder el trabajo o sufrir una enfermedad son considerados equivalentes. Sin embargo, desde el trabajo de Bane y Ellwood (1986), los estudios han mostrado sistemáticamente que los cambios de ingreso en el tiempo no conducen a las mismas dinámicas de largo plazo.<sup>3</sup>

La segunda perspectiva, llamada enfoque de períodos, intenta analizar en su propio mérito los eventos o *shocks* que impulsan transiciones

<sup>3</sup>Para un revisión reciente de estos estudios, ver Jenkins (2011).

desde y hacia la pobreza. Las investigaciones en esta línea consideran los períodos como unidades de análisis y, sobre la base de éstos, analizan las posibilidades de entrada y salida de la pobreza, la duración en dicho estado y los eventos asociados a las transiciones.<sup>4</sup> Una de las principales contribuciones de esta perspectiva es mostrar la necesidad de tomar en cuenta el censuramiento de los períodos de pobreza. Con el fin de ilustrar esta idea clave del análisis de las dinámicas de pobreza, veamos el siguiente ejemplo. Pensemos en la EPCasen para los años 2006-2009 y, a partir de estos datos, supongamos que identificamos episodios de pobreza para los que conocemos sus inicios. Ahora bien, el problema del censuramiento dice relación con que contamos con información sólo hasta la última ola de nuestros datos de panel (2009), lo cual no significa que todos los períodos de pobreza bajo estudio hayan finalizado en este punto del tiempo. En otras palabras, no tenemos información sobre el momento en el que los episodios terminaron. Un problema de la misma naturaleza surge en el caso de los períodos de pobreza que comenzaron antes del primer momento de observación disponible. Para ellos, no sabemos exactamente cuándo se iniciaron los episodios de pobreza que observamos entre 2006 y 2009. La relevancia de esta incertidumbre dice relación con que puede resultar en estimaciones sesgadas de transiciones y duraciones. Para resolver este problema, el enfoque de períodos se hace cargo directamente, analizando sólo los períodos para los cuales se observa el comienzo o el final con métodos de historia de eventos. Esta estrategia de análisis ha sido fuente de importantes resultados, dentro de los cuales destaca la relevancia del tiempo de persistencia en condición de pobreza para las posibilidades de abandonar esta situación de carencia (Jenkins 2011).

Independientemente de los enfoques particulares que han guiado la investigación, los estudios indican ciertas conclusiones generales. Cabe destacar que la mayor parte de estas investigaciones hace referencia a países industrializados, dada la existencia de microdatos longitudinales en estas sociedades. Sólo recientemente datos de panel de calidad han aparecido en otras regiones del mundo (Addison, Hulme y Kanbur 2008). Estudios de dinámicas de la pobreza en naciones desarrolladas indican que la mayoría de los pobres exhibe períodos cortos

<sup>4</sup> Una discusión actualizada del enfoque de períodos en los estudios de pobreza se puede encontrar en Riegg, McKernan y Ratcliffe (2008).

de pobreza, lo cual implica que habría una gran movilidad en torno al corte de pobreza en el sentido de que muchas personas entran y salen de ella (Andriopoulou y Tsakoglou 2011, Breen y Moisis 2004). Los estudios también muestran que la posibilidad de abandonar la pobreza disminuye significativamente en la medida en que la duración de los episodios de privación de recursos económicos se extiende en el tiempo. Como resultado de este último patrón, sólo una porción pequeña de la población que entra en pobreza corresponde a personas que viven persistentemente en un estado de carencia económica.

La evidencia sobre las dinámicas de la pobreza en Chile sigue los patrones generales descritos arriba. Gran parte de los estudios ha analizado los datos de la EPCasen para los años 1996, 2001 y 2006. Los resultados de estas investigaciones indican un número significativo de transiciones entre distintos grupos de ingreso en el tiempo, resaltando la alta movilidad en torno al corte de pobreza (Arzola y Castro 2009; Denis, Prieto y Zubizarreta 2007; Neilson et al. 2008). Otro aspecto a destacar de los estudios es que sólo una minoría de las personas que experimentan la pobreza durante sus cursos de vida corresponden a pobres crónicos (personas que viven bajo la línea de la pobreza persistentemente a medida que pasan los años). Ahora bien, pese a la emergencia de resultados comunes entre las investigaciones, no existe consenso respecto de la interpretación de éstos. Mientras algunos autores clasifican los altos niveles de movilidad desde y hacia la pobreza como un indicador de una significativa vulnerabilidad en Chile, otros investigadores ven en dicha movilidad una estructura social fluida, en la que las personas tienen no sólo posibilidades de caer en pobreza, sino también oportunidades de movilidad ascendente (Sapelli 2013).

En adición a la alta movilidad intrageneracional, los estudios resaltan la importancia de los eventos laborales en la explicación de las caídas y entradas en pobreza en Chile (Maldonado y Prieto 2015, Neilson et al. 2008). Cabe destacar que la evidencia longitudinal para otros países latinoamericanos confirma este resultado (Beccaria et al. 2013). Por otra parte, los estudios llaman la atención sobre la alta sensibilidad de las estimaciones de pobreza en Chile respecto del corte específico de pobreza utilizado en éstas (Larrañaga 2009, Neilson et al. 2008).

Pese a los importantes resultados de las investigaciones sobre las dinámicas de la pobreza en Chile, es posible identificar brechas aún no resueltas. Una de ellas refiere al problema del censuramiento. Tal como señalamos en la introducción y en esta sección, las estimaciones de transiciones de pobreza de los estudios se han hecho sobre la base de matrices de transición que no consideran ningún tipo de censuramiento de los períodos en sus análisis. Tampoco, según nuestro conocimiento, existe evidencia sobre cómo varían las tasas de salida de la pobreza respecto de la permanencia en que los hogares han vivido en privación de recursos económicos o cómo cambian las tasas de reentrada con la prolongación del tiempo en que un grupo social determinado vive fuera de la pobreza. La presente investigación busca llenar estas brechas. En la siguiente sección presentamos el diseño de investigación que utilizamos para enfrentar los problemas de censuramiento y la asociación entre persistencia temporal y las tasas de salida y entrada en la pobreza.

### 3. Metodología

#### 3.1 Fuente de datos y medición de variables

Los análisis del presente estudio se basan en los datos de cuatro olas de la EPCasen, correspondientes a los años 2006, 2007, 2008 y 2009. La población objetivo de la encuesta corresponde a las personas residentes en hogares particulares de Chile continental en el año 2006 (ola 1), con excepción de algunas zonas alejadas y de difícil acceso. El marco muestra utilizado en la sección de las unidades fue la Encuesta Nacional de Caracterización Socioeconómica (Casen) del año 2006, y el proceso de selección fue sistemático y proporcional. Dicho proceso resultó en una muestra efectiva a nivel nacional de 8.079 hogares, conformados por 30.104 personas. Cada persona de la muestra original fue seguida y reenuestada consecutivamente con un intervalo de tiempo de un año. La tasa de respuesta entre la ola 1 y la ola 2 fue de un 73%, y en las siguientes olas la atrición con respecto al año siguiente fue de 11 y 10%, respectivamente.

Nuestros análisis emplean una submuestra de 18.065 personas (adultos y niños), las que estuvieron presentes en cada una de las

cuatro olas. En el caso de las estadísticas transversales, corregimos atrición y no respuesta en cada ola mediante el uso de ponderadores longitudinales para los años que abarca la EPCasen. Para evaluar si la submuestra empleada difería de la muestra total, comparamos la muestra inicial con los datos utilizados en los análisis en términos de las variables que utilizamos. Los resultados indican que no habría diferencias significativas entre ambas muestras una vez que usamos los pesos longitudinales enumerados.<sup>5</sup>

Siguiendo la práctica estándar de los estudios de pobreza en Chile, utilizamos una perspectiva de ingresos para identificar a la población pobre. Específicamente, el ingreso corresponde a la suma del ingreso autónomo del hogar (principalmente sueldos, salarios y ganancias por trabajo independiente), aportes en efectivo recibidos por programas sociales, y una imputación por concepto de arriendo de la vivienda cuando ésta es habitada por sus propietarios. Cabe destacar que noviembre fue el mes de referencia para las preguntas sobre ingresos en cada ola. Respecto de economías de escala dentro del hogar, usamos ajuste per cápita, que ha sido el método estándar en Chile. Todos los ingresos han sido convertidos a precios de noviembre de 2009 con el fin de hacer comparaciones con los ingresos reales.<sup>6</sup> Preguntas sin respuestas y valores perdidos en los componentes que forman el ingreso han sido solucionados por procedimientos de imputación.

La unidad de observación de nuestros análisis corresponde a información para cada individuo-año. Sin embargo, es importante mencionar que el estatus de pobreza individual fue medido según el nivel de ingreso per cápita del hogar. Éste corresponde a un procedimiento estándar en estudios de dinámicas de pobreza (OECD 2001). Respecto de la identificación de la población de escasos recursos, utilizamos la línea oficial de pobreza urbana de 2009, que equivale a \$64.134 en valores de ese año. Este procedimiento implica que identificamos a pobres en los cuatro años bajo análisis utilizando un mismo corte. Esta línea de pobreza fue definida según el ingreso mínimo mensual establecido por persona para satisfacer las necesidades básicas, el

<sup>5</sup> Ver Cuadro A1 en Apéndice.

<sup>6</sup> Respecto de los ajustes por cuentas nacionales, seguimos las recomendaciones de Bendezú et al. (2007), de modo que los ingresos no toman en cuenta dichos ajustes.

que fue calculado por la Cepal (Mideplan 2007).<sup>7</sup> Basándonos en esta información sobre el estatus de pobreza de las personas, utilizamos como variable dependiente la tasa de salida de la pobreza. También ocupamos como segunda variable dependiente la tasa de recaída en la pobreza. Ambas tasas se explican en detalle en la sección de modelamiento estadístico. Estos tipos de tasa de transición son relevantes porque nos entregan información de las personas que se encuentran en pobreza y de sus probabilidades de salir de esa condición, y también sobre las personas que no son pobres y que, por lo tanto, tienen un riesgo de caer en pobreza en el transcurso del tiempo. Cabe destacar que cada individuo está registrado en la base de datos panel como alguien que ha experimentado un período de pobreza o de no pobreza, o ambos. En este último caso, es posible que la persona pueda haber pasado por períodos repetidos de pobreza y/o períodos sobre la línea de la pobreza.<sup>8</sup>

Una de las principales variables independientes en nuestros modelos es la duración de los períodos de pobreza. Dado que el indicador de ingreso utilizado en este artículo está medido para cada ola/año bajo estudio, la duración de dichos períodos es operacionalizada en términos de años. Como consecuencia de esta estrategia de medición, no medimos períodos cortos de pobreza en nuestros análisis. Tal como señalaremos en la sección de modelamiento estadístico, la dependencia temporal del proceso de pobreza es incluido mediante variables *dummies* para el segundo y tercer período bajo análisis.

El resto de variables independientes registra características asociadas a la composición del hogar y a la colocación de los hogares en el mercado del trabajo.<sup>9</sup> La composición del hogar se mide en términos

---

<sup>7</sup> Con el fin de evaluar la sensibilidad de nuestras estimaciones a error de medición y a un corte alternativo de pobreza, también utilizamos una segunda línea de la pobreza, la cual refiere al último quintil de cada ola. Las líneas utilizadas en pesos chilenos y en valores de 2009 son \$56.350 para el 2006, \$57.644 para el 2007, \$53.656 para el 2008 y \$63.000 para el 2009. Este tipo de corte mide pobreza relativa y se utiliza habitualmente en la literatura para dinámicas de pobreza (Devicienti 2002, Jenkins 2011). Los resultados están disponibles y pueden ser solicitados a los autores.

<sup>8</sup> En 2013, la metodología empleada para medir pobreza en Chile fue actualizada, lo cual se tradujo en un aumento significativo de las tasas de pobreza estimadas a partir de información transversal proveniente de la Encuesta Casen. Para detalles de los cambios metodológicos, ver Larrañaga y Contreras (2015).

<sup>9</sup> En el caso de transiciones de pobreza entre el año  $t-1$  y  $t$ , el valor de las variables independientes se usa para el año  $t$ . Evaluamos modelos con mediciones de las covariantes para el año  $t-1$  y éstos no modifican sustantivamente nuestros resultados.

de las siguientes variables: el número de menores de 15 años, y el número de jóvenes y de adultos mayores que se incluye en los modelos para medir las necesidades del hogar. Con el fin de calcular la influencia de distintos tipos de estructuras familiares en las posibilidades de salir o de reingresar en la pobreza, hemos incluido también una tipología de familia que distingue entre hogares familiares y no familiares, utilizando como criterios de diferenciación la existencia del núcleo conyugal del jefe(a) de hogar, el número de hijos y el sexo del jefe de familia (Sunkel 2006). La tipología se compone de los siguientes grupos: unipersonal (sólo una persona), monoparental (mujer) con hijos, monoparental (hombre) con hijos, biparental sin hijos, biparental con un hijo menor de 15 años, biparental con dos o más hijos menores de 15 años, biparental con hijos de 15 años y más, y un tipo de familia residual que clasificamos como 'otras'. El objetivo central de esta tipología es evaluar, como señala la literatura (Wiepking y Maas 2005), si las familias con mujeres solas con hijos tienen probabilidades muy significativas de persistir en la pobreza. También hemos incluido variables que miden la composición sociodemográfica de los hogares. Estas variables corresponden a edad y sexo de los entrevistados, edad y sexo del jefe de hogar, y nivel educacional del jefe(a) de hogar.

La colocación de los hogares en el mercado del trabajo se mide mediante los siguientes constructos. El primero dice relación con el estatus laboral del jefe(a) de hogar, el que distingue entre ocupado, desocupado e inactivo. Con el fin de evaluar el rol de la informalidad en la persistencia en la pobreza, distinguimos entre ocupados formales e informales. Para identificar a jefes de hogares empleados en el sector informal, utilizamos una definición legalista de informalidad, la cual sostiene que un trabajador es informal si no está afiliado a un sistema de seguridad social (Gasparini y Tornarolli 2009). La segunda variable asociada al mercado del trabajo es la presencia en el hogar de, además de un(a) jefe(a) de éste con trabajo, uno o más ocupados. Esta es una variable *dummy* que busca registrar el rol de la activación de la fuerza laboral dentro del hogar respecto de las posibilidades de salir de la pobreza. Con el fin de controlar por distintos niveles de desarrollo regional, también hemos incluido en los modelos de regresión efectos fijos para las regiones que componen Chile, y una variable que distingue entre zonas rurales y urbanas.

Finalmente, cabe destacar que el grupo de variables independientes descritas no considera *shocks* o eventos inductores (*trigger events*), como perder el trabajo o sufrir una enfermedad (DiPrete y McManus 2000). Hay varias razones, según consta en la literatura de la disciplina, acerca de no incluir este último tipo de variables en regresiones para analizar historias de eventos que buscan modelar dinámicas de pobreza. Primero, algunas investigaciones indican que es difícil identificar la influencia de variables de eventos si se controla por características medidas en un punto particular del tiempo (Stevens 1999). Segundo, variables que cambian en el tiempo alteran las predicciones acerca de la distribución de los períodos, ya que deben considerarse algunos supuestos sobre el modo en que aquéllas covarían con los períodos. Finalmente, tal como señala Jenkins (2011), las predicciones sobre los períodos de escasez de recursos son de gran ayuda para el diseño de políticas públicas focalizadas en la población en riesgo de caer en pobreza y, en la mayor parte de los casos, la información que se dispone para tal diseño se refiere a características asociadas a puntos específicos en el tiempo. Por lo tanto, las predicciones deberían basarse en este tipo de información, no en eventos o variables que cambian en el tiempo. Investigaciones futuras deberían evaluar la posibilidad de incluir información sobre eventos a la hora de predecir tasas de transición desde y hacia la pobreza.

### 3.2 Modelamiento estadístico

El presente estudio utiliza métodos de sobrevivencia discreta para analizar las historias de eventos asociadas con salidas y recaídas en la pobreza. En estos métodos, la historia de eventos dice relación con una secuencia de puntos discretos en el tiempo. En nuestro caso, usamos una secuencia de años durante los cuales el individuo estuvo en riesgo de salir de la pobreza o de recaer en ésta. Como se vio en la discusión de la literatura, una característica particular de los datos de eventos es el censuramiento. En el caso de los datos analizados en esta investigación, muchos de los episodios de pobreza y no pobreza observados no habían finalizado cuando la EPCasen registró su última ola. En otras palabras, el momento en que el episodio finaliza no es observado o, dicho de otro modo, es censurado por el lado derecho. La situación

referida al episodio de pobreza que estaba ya en progreso cuando se comenzó con la primera ola del panel se conoce como censuramiento izquierdo.

Como indicamos en la introducción, el censuramiento de los datos constituye una potencial fuente de sesgo de la información a la hora de realizar estimaciones de dinámicas de pobreza (por ejemplo, tasas de transiciones). Ahora bien, datos con episodios que presentan censuramiento derecho pueden ser modelados fácilmente con métodos estadísticos de historia de eventos. En cuanto al censuramiento izquierdo, éste es un problema más difícil de solucionar. Nuestro modo de abordar este último tipo de censuramiento remite a las siguientes decisiones de diseño de nuestros datos de eventos. Las tasas de salidas y recaídas en la pobreza fueron estimadas siguiendo el diseño utilizado por Jarvis y Jenkins (1997). Dicho diseño permite identificar claramente a los individuos que inician o salen de un período de pobreza. Específicamente, con el fin de estimar las tasas de salidas, se usaron los datos de las personas que comenzaron en la pobreza en la segunda o tercera ola (ver secuencias NPxx y xNPx del Cuadro N° 1) y, por lo tanto, en riesgo de salir de la pobreza en las olas siguientes. Para estimar las tasas de recaídas, se utilizaron los datos de las personas que terminaron en la pobreza en la primera o segunda ola (ver secuencias PNxx y xPNx en el Gráfico N° 1) y, en consecuencia, en riesgo de reingresar en la pobreza en las olas posteriores. Trabajamos con las secuencias señaladas porque nos permiten saber exactamente el año en que comienza; por ejemplo, el episodio de pobreza, y, de esta manera, controlar en cierto modo el problema de censuramiento izquierdo de los períodos. Este tipo de problema también nos llevó a no estimar tasas de caídas, sino de recaídas en privación de recursos.

En cuanto al reporte de estimaciones, éstas han sido obtenidas a partir de dos tipos de modelos: tablas de vida y modelos de regresión para historia de eventos. El método de tablas de vida estima tasas de transición correspondiente a la duración de episodios con  $d$  años. Estas tasas, también conocidas como *hazard rates*, corresponden a la probabilidad condicional de que un individuo experimente un evento (por ejemplo, transición desde el estado de pobreza hacia la salida de ésta) en un punto particular del tiempo, dado que el evento no ha ocurrido

antes de dicho punto del tiempo. Puesto de un modo más simple, las tasas de transición son la división entre el número de personas que abandonan la pobreza después de  $d$  años y el número de personas que aún están en riesgo de abandonar la pobreza luego de  $d$  años. Por lo tanto, el denominador se basa en aquellas personas que han permanecido pobres hasta dicho tiempo. Como queda en evidencia, datos censurados por el lado derecho son incorporados en el modelamiento, de manera que los individuos con períodos censurados de pobreza contribuyan a las estimaciones en la medida en que ellos son observados en la muestra bajo análisis. En consecuencia, nuestras estimaciones no sufren de sesgo asociado a censuramiento derecho. Sin embargo, este tipo de datos perdidos representa una reducción de información y, por lo tanto, de eficiencia de las estimaciones.

Los modelos de regresión para historias de eventos pueden ser interpretados como generalizaciones de los estimadores de las tablas de vida, en el sentido de que estos modelos permiten que las tasas de transición varíen no sólo con el tiempo, sino también con las características de los individuos y de los hogares. Con el fin de establecer la asociación de una variable determinada en las salidas y recaídas en la pobreza al controlar por las otras variables en el análisis, estimamos dos modelos de regresión por separado: uno para los que tienen la posibilidad de salir de la pobreza y otro para los que están en riesgo de volver a estar en una situación de bajos ingresos.

Específicamente, los modelos de regresión que utilizamos en este trabajo corresponden a los de duración en tiempo discreto con variable dependiente dicotómica. Con los datos organizados en formato persona-año, la estimación de los parámetros de este tipo de modelos es particularmente fácil (Allison 1982, Jenkins 1995). Sólo hay que considerar los cohortes relevantes: los que están comenzando un período de pobreza, para la estimación de las tasas de salidas; y los que están comenzando un período fuera de la pobreza, para la estimación de las tasas de recaídas. En particular, consideramos a un grupo de personas que acaba de entrar a un estado (en  $d=0$ ) y están en riesgo de abandonar ese estado, en cada observación, medido por la variable discreta  $d$ ,  $d=1, 2, \dots, D$ . La probabilidad de que una persona  $i$  deje su estado en la duración  $d$ , dado que ha sobrevivido al estado  $d-1$ , asumiendo una función de riesgo clog-log (*complementary loglog*) es:

$$h_{it}(d) = 1 - \exp(-\exp[\alpha(d) + X_{it}'\beta + \log(\varepsilon)]) \quad (1)$$

En (1),  $h_{it}(d)$  es la tasa de transición (*hazard rate*), ya sea de salida o reingreso.  $X_{it}$  corresponde a un conjunto de covariantes que difieren entre individuos y, potencialmente, también con el tiempo calendario (representado por  $t$ ). Estas covariantes pueden ser fijas o variables en el tiempo; por ejemplo, el género y la edad de la persona. La dependencia del riesgo con la duración del período  $d$  está explícitamente destacada en (1), mientras que la dependencia de  $X_{it}$  —a través de  $X_{it}$  en el tiempo calendario  $t$ — se deja implícita con el fin de simplificar la notación.  $\beta$  es el vector de los parámetros para ser estimados,  $\alpha(d)$  representa alguna forma funcional de cuánto afecta entonces, la duración de la tasa de riesgo, y  $\varepsilon$  corresponde a un componente aleatorio que asumimos exógeno de una función normal con media cero y variancia finita.<sup>10</sup> Para estimar (1), utilizamos una forma semiparamétrica para  $\alpha(d)$ , con variables ficticias para cada intervalo de tiempo. Esta especificación es más flexible y asume que el patrón de dependencia de la duración puede variar entre estados. Es importante señalar que estos modelos de historia de eventos pueden sufrir de correlación serial entre las observaciones, pues hay múltiples observaciones por individuo y varios individuos por hogar. Este problema de correlación serial se soluciona mediante la utilización de *cluster standard errors*, en los que los *conglomerados* corresponden a los hogares.

Dado que trabajamos sólo con algunas de las secuencias de eventos (secuencias NPxx, xNPx, PNxx y xPNx), la máxima duración observada puede ser de dos años. El segundo tipo de variable, incluida en el vector  $X_{it}$ , incorpora las características de cada persona  $i$  durante el período-año relevante  $d$ . Si, por ejemplo, el coeficiente de regresión asociado a la covariante tiene un signo positivo, entonces los aumentos en dicha variable están relacionados con una mayor tasa de transición. Ahora bien, si exponenciamos los coeficientes de regresión, podemos obtener la razón de transición o *hazard ratio*, la cual nos da la razón entre tasas de transición.

Una alternativa a los modelos que utilizamos refiere a regresiones para variables dependientes dicotómicas (por ejemplo, *logit*), en

<sup>10</sup> Por simplicidad, no distinguimos entre un componente aleatorio que varíe sólo entre las unidades  $i$  y otro que varíe entre las unidades  $i$  y en el tiempo  $t$ .

las que la variable dependiente no es la tasa de transición (*hazard rate*), sino que corresponde a una variable dicotómica con valor de 1 si se observa un evento (por ejemplo, cambio de pobre a no pobre) y 0 si éste no es observado (Denis, Prieto y Zubizarreta 2007; Neilson et al. 2008). En comparación con modelos de regresión para historias de eventos, este modelamiento alternativo implica una pérdida significativa de información importante. En él, todas las unidades bajo estudio son agrupadas en las categorías de 1s o 0s, independientemente de que ellas experimenten el evento bajo estudio en distintos momentos. Esto implica que el modelo no entrega información sobre el *timing* de la ocurrencia del evento, información esencial en el campo de estudio de las dinámicas de pobreza. Tal como indican Andress, Golsch y Schmidt (2013), el problema no se soluciona si incluimos el tiempo como covariante. Modelos *logit* o *probit* con tiempo siempre relacionan la ocurrencia del evento a toda la muestra y no al número de unidades que persisten en riesgo de hacer la transición en cada punto del tiempo.<sup>11</sup> Dado este tipo de problema y la gran importancia del tiempo para el estudio de las dinámicas de pobreza, los métodos de historia de eventos se han constituido en una herramienta estándar en este campo de estudio (Jenkins 2011; Riegg, McKernan y Ratcliffe 2008).

En relación con el surgimiento de problemas de endogeneidad en nuestros modelos, Biewen (2009) realiza una revisión sobre este tema y señala que la mayoría de los modelos propuestos en la literatura sobre dinámicas de pobreza asumen algún tipo de exogeneidad que, sin embargo, es altamente improbable que se cumpla. Una de las razones de la dificultad del supuesto de exogeneidad es que la pobreza no está asociada a un solo problema (por ejemplo, desempleo), sino a muchos (salud, vivienda, educación, entre otros). La implicancia de esta característica de la pobreza es que, para dar cuenta convincentemente de la exogeneidad, se hace necesario modelar varios procesos en forma simultánea, lo cual es altamente demandante en términos de modelamiento estadístico y de datos (paneles con varias olas).

---

<sup>11</sup> Técnicamente, los métodos de historia de eventos modelan probabilidades condicionales de transición en términos de tasas de transición para las unidades que están en el marco de riesgo (*risk set*). Los modelos logísticos o *probit* se focalizan en la probabilidad no condicional de experimentar el evento, incluso si se diferencia la probabilidad para distintos puntos del tiempo. Para detalles de esta diferencia entre métodos, ver Andress, Golsch y Schmidt (2013).

En el caso del presente artículo, reconocemos que la endogeneidad constituye un problema potencial que puede afectar o sesgar nuestras estimaciones. Al respecto, es importante señalar que los resultados de los modelos de regresión que utilizamos son descriptivos y no demandan una interpretación causal en el sentido contemporáneo del término (Rubin e Imbens 2015). Los resultados son descriptivos en cuanto a que arrojan información sobre asociaciones entre las tasas de transiciones y una covariante determinada, al controlar el resto de variables independientes. Además, utilizamos los modelos para derivar predicciones de la duración de los episodios para personas con diferentes características, y mostramos dichas predicciones para describir grupos de perfiles de personas relevantes que puedan ser empleadas para el diseño de políticas, cuya finalidad es ayudar a los hogares que viven en la pobreza en Chile.

## 4. Resultados

### 4.1 Patrones de persistencia en la pobreza

Como primera aproximación a las tasas de transición de la pobreza, realizamos análisis descriptivos de las dinámicas de pobreza, los cuales se discuten a continuación. El Cuadro N° 1 entrega un resumen de las transiciones de pobreza entre los cuatro puntos en el tiempo considerados para nuestra muestra longitudinal, donde el ingreso ha sido recodificado como P (Pobre), si se encuentra bajo la línea de la pobreza de ese año, y N (No Pobre) en otro caso. El Cuadro N° 1 muestra los resultados para los casos cuando la línea de pobreza es la oficial para el año 2009. Además, éste da cuenta de la incidencia relativa de todas las combinaciones de secuencias posibles.<sup>12</sup>

La primera fila del Cuadro N° 1 ayuda a dimensionar la magnitud de la persistencia en la pobreza. Encontramos que el 5,57% de la muestra ha estado bajo la línea de la pobreza oficial 2009 en las cuatro olas bajo análisis (aquellos con PPPP, en la fila uno). Observando los resultados desde otra perspectiva, encontramos que el 56% del grupo

<sup>12</sup> Los resultados son similares al considerar transiciones más robustas de salida o caída en la pobreza; por ejemplo, si la línea de pobreza supera por lo menos sobre el 10% de su valor.

de personas con ingresos bajo la línea de pobreza oficial de 2009 permaneció en la pobreza en la ola 2, el 38% continuó hasta la ola 3 y el 24% fue pobre en las cuatro olas.

● CUADRO N° 1: TRANSICIONES DE POBREZA EN EL PERÍODO 2006-2009  
(en porcentajes)

TRANSICIONES DE POBREZA	PORCENTAJE	PORCENTAJE ACUMULADO
01. PPPP	5,57	5,57
02. PPPN	3,29	8,86
03. PPNP	1,41	10,28
04. PPNN	2,74	13,02
05. PNPP	1,90	14,91
06. PNPN	2,12	17,03
07. PNNP	1,22	18,25
08. PNNN	4,81	23,06
09. NPPP	1,79	24,85
10. NPPN	1,97	26,82
11. NPNP	1,27	28,09
12. NPNN	4,02	32,11
13. NNPP	2,50	34,61
14. NNNP	5,62	40,23
15. NNNN	3,69	43,92
16. NNNN	56,08	100,00
Todos	100	
n Muestral	18.065	

Fuente: elaboración propia sobre la base de EPCasen (2006-2009).

Nota: el cuadro resume las transiciones de pobreza de las cuatro olas (ingreso per cápita ola 1, ingreso per cápita ola 2, ingreso per cápita ola 3, ingreso per cápita ola 4), con el ingreso per cápita recodificado con una P si es más bajo que la línea de la pobreza y una N si es igual o mayor. Los porcentajes se calcularon usando los pesos longitudinales enumerados de la EPCasen.

Con el fin de contextualizar estas estimaciones, es útil comparar nuestros resultados con los de estudios previos. Ahora bien, cabe destacar que estas comparaciones sólo son un paso primario respecto de la evaluación de los resultados, pues claramente hay múltiples diferencias entre los estudios que llaman a mirar con cuidado las inferencias que se pueden hacer. El estudio de Denis, Prieto y Zubizarreta (2007) indica que el 10,5% de la población en Chile permaneció en la pobreza entre los años 1996 y 2001, y el 5,7% persistió en la pobreza entre 2001 y 2006. Las estimaciones del Cuadro N° 1 sugieren que la porción de pobres persistentes es algo menor en el período 2006-2009. Sin embargo, es importante señalar que nuestras estimaciones fueron hechas sobre una base anual. Un criterio de comparación adicional lo ofrecen estudios de dinámicas de pobreza en economías

desarrolladas. Breen y Moisis (2004) estudian este tipo de dinámicas en diez países europeos con datos anuales del panel de hogares de la Comunidad Europea para el período 1994-1997, midiendo la pobreza según el corte de la pobreza del 60% de la mediana del ingreso del hogar. Las estimaciones de este estudio muestran que el porcentaje de pobres persistentes luego de cuatro años varía entre 2% en Dinamarca y 11% en Portugal. Tomando en cuenta los problemas para el análisis comparado relacionados con distintos períodos y diferentes líneas de pobreza, la comparación con nuestras estimaciones sugiere que la magnitud de la persistencia en la pobreza en Chile sería relativamente baja.

Las resultados de las tablas de vida se reportan en el Cuadro N° 2. Como discutimos en la sección de metodología, analizamos tasas de salidas y recaídas en la pobreza. Las tasas de salidas de la pobreza no son las mismas que las tasas de pobreza en un momento particular: las tasas de pobreza para un punto particular del tiempo (por ejemplo, un año) corresponden a una mixtura de personas que pudieron haber caído en la pobreza hace poco tiempo y de individuos que llevan mucho tiempo en esa situación. El mismo argumento se aplica para las tasas de recaídas en la pobreza. Cabe destacar que el análisis está restringido por el hecho de disponer de información exclusivamente para cuatro olas: sólo podemos estimar dos tasas de salidas y dos tasas de recaídas. Las tasas de salidas y recaídas en la pobreza se estiman para el corte de pobreza ya mencionado y se muestran en el Cuadro N° 2. También se entregan los porcentajes de personas que permanecen y caen en la pobreza según los años de duración para cada estimación.

● CUADRO N° 2: TASAS DE SALIDA Y RECAÍDA EN LA POBREZA SEGÚN DURACIÓN  
(en probabilidades)

DURACIÓN (AÑOS)	TASA DE SALIDA DE LA POBREZA	PORCENTAJE DE PERSONAS QUE CONTINÚAN EN LA POBREZA	TASA DE RECAÍDA EN LA POBREZA	PORCENTAJE DE PERSONAS QUE RECAYERON EN LA POBREZA
1	0,61	100	0,34	0
2	0,24	39	0,10	34
3		29		41

Fuente: elaboración propia a partir de información en Cuadro N° 1.

Nota: las tasas de salida de la pobreza se calcularon con las personas que comenzaron en la pobreza en la ola 2 o 3 (secuencias NPxx y xNPx del Cuadro N° 1). Para estimar las tasas de recaída, se utilizaron los datos de las personas que terminaron en la pobreza en la ola 1 o 2 (secuencias PNxx y xPNx).

Los resultados del Cuadro N° 2 indican que la probabilidad de abandonar la pobreza disminuye mientras más tiempo un individuo permanece en ella. Específicamente, encontramos que, usando la línea de pobreza oficial para el año 2009, la tasa de salida de la pobreza para quienes han sido pobres durante un año es de 0,61. La tasa de salida de la pobreza de quienes reportan dos años de pobreza es de 0,24, menos de la mitad que en un año. Los resultados implican que, para una cohorte que comienza un período de pobreza, más de un tercio todavía está en la pobreza después de un año, y más de un quinto permanece en la pobreza después de dos años. Estas cifras dan cuenta de que más de tres cuartos de la cohorte que entran en la pobreza ya no lo están después de dos años. Respecto de las tasas de recaída en la pobreza, tenemos que dicha tasa es de 0,34 para quienes han estado un año siendo no pobres, pero después de dos años la tasa de caída baja a un 0,10 (más de un tercio en la tercera entrevista). En otras palabras, la probabilidad de retornar a la pobreza es bastante baja si una persona logra permanecer fuera de la pobreza por un par de años. Ahora bien, es importante señalar que hay una proporción no trivial de personas que vuelven a la pobreza relativamente pronto.

#### 4.2 Estimaciones de modelos de regresión

Los resultados de los modelos de duración discreta se presentan en el Cuadro N° 3 (tasas de salida de la pobreza) y en el Cuadro N° 4 (tasas de recaída en la pobreza). Los datos reportados son los coeficientes estimados.<sup>13</sup> La asociación de cada variable con la tasa de riesgo o *hazard ratio* se calcula tomando el exponente del coeficiente. Ambos análisis se realizan para dos modelos que se diferencian en la forma de caracterizar la estructura del hogar. Un modelo lo hace incluyendo tipologías del hogar y, el otro, considerando el número de niños, de jóvenes y de adultos en el hogar.

---

<sup>13</sup> Respecto del tratamiento de casos perdidos en las variables incluidas en los modelos, utilizamos el método de *listwise deletion*, que se tradujo en una reducción del tamaño muestral utilizado en los análisis de regresión.

● CUADRO N° 3: MODELOS DE DURACIÓN DISCRETA PARA LAS SALIDAS DE LA POBREZA

Covariables	MODELO 1		MODELO 2	
	COEF.	ERR. EST.	COEF.	ERR. EST.
<i>Duración (0=1 año)</i>				
Dos años	-0,844	0,271***	-1,103	0,274***
Tres años	-1,045	0,283***	-1,288	0,287***
<i>Características de la persona</i>				
Edad (años)	0,004	0,001***	0,005	0,001***
Género (0=hombre)	0,020	0,033	-0,006	0,032
<i>Características del hogar</i>				
<i>N° de niños, jóvenes y adultos en el hogar</i>				
N° de niños < 15	-0,352	0,058***		
N° de jóvenes >14 < 26	-0,062	0,048		
N° de adultos > 25	0,069	0,046		
<i>Tipo del hogar (0=biparental con hijos de 15 años y más)</i>				
Unipersonal			-0,138	0,132
Monoparental (mujer) con hijos			-0,311	0,164*
Monoparental (hombre) con hijos			-0,106	0,195
Biparental sin hijos			0,306	0,142**
Biparental con un hijo < 15 años			-0,119	0,133
Biparental con dos o más hijos < 15 años			-0,538	0,148***
Otros			0,055	0,209
<i>Edad, género y educación del jefe(a) de hogar</i>				
Edad (años)	0,005	0,004	0,007	0,004*
Género (0=hombre)	0,076	0,090	0,157	0,111
Educación (0=sin educación media completa)	0,287	0,095***	0,269	0,096**
<i>Ocupación del jefe(a) de hogar (0=inactivo)</i>				
Trabajador formal	0,496	0,111***	0,527	0,11***
Trabajador informal	0,079	0,147	0,111	0,149
Desocupado	-0,769	0,275***	-0,695	0,269***
<i>Miembros del hogar que no sean jefe de hogar</i>				
Reciben remuneración (0=ninguno recibe)	0,780	0,089***	0,792	0,087***
<i>Localización del hogar</i>				
Zona (0=urbano)	-0,253	0,121 **	-0,302	0,125**
<i>Región (0=XIII)</i>				
I	-0,071	0,323	-0,170	0,342
II	0,637	0,304***	0,349	0,301
III	0,202	0,336	0,219	0,329
IV	-0,064	0,210	-0,061	0,204
V	0,057	0,142	0,031	0,144
VI	0,056	0,186	0,058	0,184
VII	-0,183	0,181	-0,146	0,179
VIII	0,087	0,127	0,096	0,128
IX	-0,278	0,169*	-0,214	0,171

(continuación Cuadro N° 3)

Covariables	MODELO 1		MODELO 2	
	COEF.	ERR. EST.	COEF.	ERR. EST.
XI	0,058	0,361	-0,123	0,347
XII	0,420	0,579	0,576	0,554
XIV	0,107	0,215	0,162	0,225
XV	0,250	0,403	0,277	0,372
Observaciones	4.733		4.733	
Log likelihood	-2.709,616		-2.757,697	

\*\*\* significancia al 1%; \*\* significancia al 5%; \* significancia al 10% (test de dos colas)

Fuente: elaboración propia a partir de EPCasen 2006-2009.

En primer lugar, analizamos la posibilidad de dejar la pobreza para aquellas personas que se encuentran por debajo de la línea de la pobreza oficial para el año 2009 en el período bajo estudio. Al examinar los coeficientes de los intervalos de duración en ambos modelos del Cuadro N° 3, los datos confirman una dependencia negativa de la duración, tal como se observó en el Cuadro N° 2. En comparación con el primer año, la posibilidad de salir de la pobreza disminuye en el modelo 1 en un 57% para alguien que es pobre en el segundo año, y en un 65% para quien permanece en la pobreza durante tres años seguidos. En el modelo 2, las opciones de salidas son un 67% menor en el segundo año de pobreza que en el primer año, y un 72% más baja para el tercer año bajo la línea de la pobreza. Estas estimaciones varían respecto de las que se presentan en las tablas de vida del Cuadro N° 2 porque están ajustadas por la inclusión de covariantes en los modelos de regresión, y en virtud de que las estimaciones discutidas no son probabilidades sino chances (también conocidas como *odds ratio*) respecto del primer año como punto de referencia.

En lo que concierne al resto de las variables independientes, podemos ver que la edad de la persona, el número de niños en el hogar, la edad y educación del(de la) jefe(a) de hogar, que el(la) jefe(a) de hogar trabaje formalmente o esté desocupado(a), que otro miembro del hogar distinto al(a la) jefe(a) de hogar reciba remuneración y la localización del hogar, tienen una asociación significativa con la probabilidad de salir de la pobreza. Como muestra el Cuadro N° 3, los dos modelos estimados no presentan cambios importantes en la magnitud de sus

coeficientes y en sus signos, salvo en la edad del(de la) jefe(a) de hogar que en el modelo 1 es significativo al 15%. A continuación discutimos estas determinantes de las tasas de transición en más detalle.

El número de niños en el hogar se asocia en forma negativa con la probabilidad de dejar la pobreza. Las razones que explican este resultado no son una sorpresa: muchas personas tienen niños antes de alcanzar el punto más alto en su carrera profesional, y el ingreso del hogar se calcula en función de su número de integrantes, registrando las necesidades del hogar. Al utilizar el modelo 1 y manteniendo todas las otras variables constantes, alguien que vive en un hogar con dos niños tiene una tasa de salida de un 51% menor que una persona que vive en un hogar en el que no hay niños.

Otras características del hogar asociadas con el aumento o disminución de las opciones de salir de la pobreza son las tipologías de hogares que se presentan en el modelo 2 del Cuadro N° 3. Un hogar biparental sin hijos eleva la tasa de riesgo de salir de la pobreza en un 36% si se lo compara con un hogar biparental con hijos de 15 años y más. Por el contrario, los hogares monoparentales con jefaturas femeninas y con hijos están asociados a una disminución de las oportunidades de salir de la pobreza (27%). Este resultado podría estar dando cuenta de una importante brecha de género que estructuraría las posibilidades de salir de la pobreza en Chile. Otro patrón interesante relacionado con la estructura del hogar refiere a los hogares biparentales con dos o más niños. En este caso, vemos que las posibilidades de salir de la pobreza disminuyen en un 42%, situación que refleja el aumento de las necesidades que se generan cuando en las familias hay un número significativo de personas dependientes.

Para las personas que están viviendo en un hogar donde el(la) jefe(a) de hogar tiene a lo menos educación media completa, la posibilidad de experimentar períodos largos de pobreza es menor en la medida en que la educación funciona como un capital que aumenta las opciones de salir de la pobreza. El coeficiente estimado para esta variable del modelo 1 y 2 es similar. Si tomamos el coeficiente del modelo 1 (0,287 significativo al 1%) vemos que existe una tasa de riesgo de aproximadamente 33% mayor para quienes tienen a lo menos educación media completa, en comparación con los que viven con un(a) jefe(a) de hogar con menor nivel de educación.

Al analizar la ocupación del(de la) jefe(a) de hogar, controlando las demás variables, encontramos que cuando el(la) jefe(a) de hogar trabaja formalmente, aumenta significativamente la tasa de riesgo de salir de la pobreza. Si tomamos el modelo 1, se observa que hay un 64% más de posibilidades de abandonar dicha condición en relación con un(a) jefe(a) de hogar inactivo(a). Por el contrario, un(a) jefe(a) de hogar desempleado(a) disminuye la opción de salir de la pobreza en un 54%. Asimismo, resalta el hecho de que el trabajo informal no ejerce una asociación estadísticamente significativa con las tasas de salida.

Una variable con una asociación muy relevante en ambos modelos del Cuadro N° 3 refiere al hecho de si acaso otros miembros del hogar están trabajando remuneradamente. El coeficiente de regresión indica un 118% para el modelo 1 y 121% para el modelo 2, comparando con el caso de que ningún miembro esté recibiendo remuneración. Este resultado da cuenta de la importancia de la activación de la fuerza de trabajo disponible para los hogares chilenos en orden a abandonar la pobreza. Adicionalmente, advertimos que la localización tiene importancia en nuestros modelos. Vivir en una zona rural disminuye la oportunidad de salir de la pobreza en un 22% si se compara con un hogar perteneciente a una zona urbana. El vivir en una región u otra no presenta resultados acentuados, pues la significación estadística de los efectos fijos se pierde en el segundo modelo.

El Cuadro N° 4 exhibe los modelos para las tasas de recaídas en la pobreza, las cuales dicen relación con las posibilidades de volver a la pobreza para aquellas personas que han estado en la pobreza, pero que comienzan el período bajo análisis fuera de esta condición. Es importante hacer notar que los coeficientes estimados presentan una mayor variabilidad en su tamaño y precisión que en el caso de las tasas de salidas. En este sentido, podemos ver en el Cuadro N° 4 que la dependencia negativa de la duración no es tan evidente y sólo aparece significativa para el segundo año del modelo 1. En relación con el resto de las covariantes, cabe destacar que no fueron incluidas las variables de localización, pues no resultan con coeficientes significativos desde el punto de vista estadístico. Ahora bien, en términos generales, variables con una asociación positiva respecto de las salidas de los bajos ingresos tienen una correlación negativa con las tasas de recaídas. Sin embargo, sólo son significativos dos tipos de variables. En primer lugar,

● CUADRO 4: MODELOS DE DURACIÓN DISCRETA PARA LAS RECAÍDAS DE LA POBREZA

Covariables	MODELO 1		MODELO 2	
	COEF.	ERR. EST.	COEF.	ERR. EST.
<i>Duración (0=1 año)</i>				
Dos años	-0,654	0,389**	-0,064	0,427
Tres años	-0,106	0,408	0,452	0,440
<i>Características de la persona</i>				
Edad (años)	-0,006	0,001***	-0,007	0,002**
Género (0=hombre)	-0,097	0,060	-0,094	0,058
<i>Características del hogar</i>				
<i>N° de niños, jóvenes y adultos en el hogar</i>				
N° de niños < 15	0,049	0,083		
N° de jóvenes >14 < 26	0,120	0,071**		
N° de adultos > 25	-0,048	0,085		
<i>Tipo del hogar (0=biparental con hijos de 15 años y más)</i>				
Unipersonal			-0,357	0,233
Monoparental (mujer) con hijos			-0,186	0,275
Monoparental (hombre) con hijos			-0,432	0,351
Biparental sin hijos			-0,593	0,273**
Biparental con un hijo < 15 años			-0,529	0,237**
Biparental con dos o más hijos < 15 años			-0,350	0,248
Otros			-1,362	0,445***
<i>Edad, género y educación del jefe(a) de hogar</i>				
Edad (años)	-0,006	0,006	-0,008	0,005
Género (0=hombre)	-0,113	0,165	-0,138	0,196
Educación (0=sin educación media completa)	-0,137	0,170	-0,157	0,171
Ocupación del jefe(a) de hogar (0=inactivo)				
Trabajador formal	-0,378	0,203**	-0,386	0,207**
Trabajador informal	-0,114	0,268	-0,118	0,266
Desocupado	0,232	0,306	0,243	0,309
<i>Miembros del hogar que no sean jefe(a) de hogar</i>				
Reciben remuneración (0=ninguno recibe)	-1,544	0,203***	-1,523	0,19***
Observaciones	5071		5071	
Log likelihood	-1927,696		-1911,694	

\*\*\* significancia al 1%; \*\* significancia al 5%; \* significancia al 10% (test de dos colas)

Fuente: elaboración propia a partir de EPCasen 2006-2009.

destacan variables como la edad de las personas, el número de adolescentes en el hogar y los hogares biparentales sin hijos o con sólo un niño. Estos resultados indican que cuando las necesidades de los hogares se alivian, sus posibilidades de volver a vivir en la pobreza son significativamente más bajas. Un segundo tipo de variable relevante

dice relación con la colocación de los(as) jefes(as) de hogar en el mercado laboral. El Cuadro N° 4 muestra que tanto la presencia de un(a) jefe(a) de hogar con un trabajo formal, así como la presencia de algún miembro o varios del hogar con trabajo remunerado, disminuyen significativamente el riesgo de recaer en la pobreza. Este resultado confirma la importancia de la activación de la fuerza laboral en el hogar como fuente de seguridad frente a la pobreza.

### 4.3 Predicciones sobre la base de los modelos de regresión

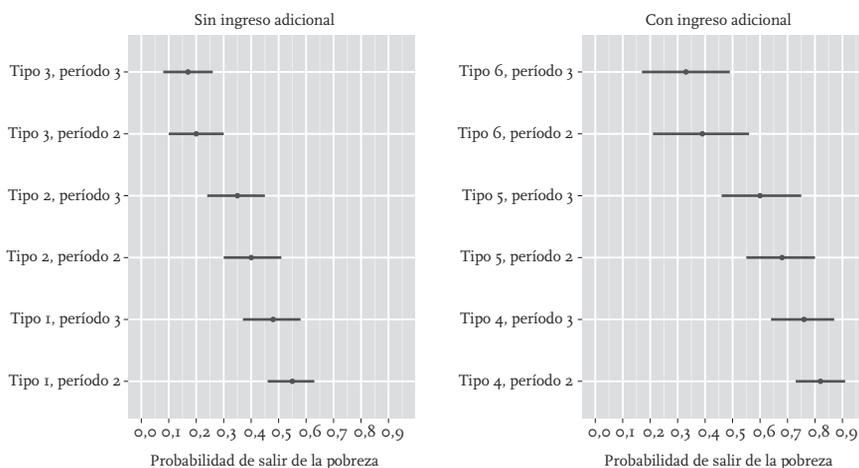
Hasta ahora hemos mostrado cómo las tasas de riesgo estimadas varían para las personas que difieren en una característica, manteniendo constantes el resto de variables independientes. Sin embargo, resulta interesante estimar la probabilidad de salir de la pobreza en relación con personas que se diferencian en más de alguna característica a partir de los modelos de regresión ya presentados. Contar con esta información puede ser de gran utilidad para diseñar políticas públicas, sobre todo cuando los distintos escenarios se pueden interpretar como el resultado de la aplicación de políticas específicas que buscan disminuir la vulnerabilidad a la pobreza.

Sobre la base de los coeficientes del modelo 1 de las tasas de salidas de la pobreza, se estimaron las probabilidades –junto a sus intervalos de confianza– de cruzar la línea de la pobreza para el segundo y tercer año/período en la pobreza. El Gráfico N° 1 presenta las predicciones más informativas.<sup>14</sup> Todos los tipos de personas presentados en la figura corresponden a un(a) jefe(a) de hogar adulto (30 años) con bajo capital humano (sin educación media completa) que vive en un hogar con bajas necesidades (un niño y dos adultos) y habita en zonas urbanas de la Región Metropolitana (Chile). Creemos que personas con estas características sociodemográficas pueden ser interesantes para desarrollar políticas públicas que busquen mejorar las condiciones de los más desfavorecidos económicamente. Las características que manipulamos,

<sup>14</sup> El Cuadro A2 del Apéndice presenta resultados más detallados. Cada fila del lado izquierdo de esta tabla representa una combinación de las características de los hogares respecto de las cuales nos interesa estimar su opción de escapar de la pobreza. Para cada una de estas combinaciones y sobre la base del modelo 1 del Cuadro N° 3, se estimaron las probabilidades de salir de la pobreza. Los resultados se muestran en las seis primeras columnas del lado derecho del cuadro indicado. Las variables del modelo 1 que no aparecen en el Cuadro A2 se mantuvieron constantes y no se reportaron con el fin de focalizarse en las variables que cambian para los escenarios seleccionados.

y que se traducen en los seis perfiles presentados en el Gráfico N° 1, refieren a la situación ocupacional y a la presencia de ingresos adicionales en el hogar (otro miembro del hogar que trabaja). Guiados por los resultados de los modelos de regresión, decidimos manipular ambas variables con el fin de ilustrar la importancia de la colocación en el mercado laboral para las salidas de la pobreza.

GRÁFICO N° 1: PROBABILIDAD PREDICHA DE SALIR DE LA POBREZA



Nota: los tipos presentados en el Gráfico N° 1 corresponden a jefe(a) de hogar adulto (30 años) sin educación media completa que habita en zonas urbanas de la Región Metropolitana (Chile) y vive en un hogar con un niño y dos adultos. Tipos 1 y 4 refieren a trabajador formal, tipos 2 y 5 a trabajador informal, tipos 3 y 6 a desocupado. El resto de variables independientes están en su valor promedio. Líneas en torno a puntos representan intervalos de confianza al 95%.

Fuente: elaboración propia a partir de modelos de Cuadro N° 3 y estimaciones en Cuadro A2.

El Gráfico N° 1 presenta resultados muy interesantes. Es posible ver que los mejores escenarios corresponden a los de jefes(as) de hogares que trabajan formalmente (tipos 1 y 4), mientras que el peor escenario lo ilustran los tipos que sufren desempleo (tipos 3 y 6). Respecto del panel del lado izquierdo, el modelo 1 de tasas de riesgo predice que la probabilidad de salir de la pobreza el segundo año es de 55% cuando el (la) jefe(a) de hogar trabaja formalmente, 40% para jefes(as) con trabajo informal y sólo un 20% cuando el (la) jefe(a) está desocupado(a). Además, la presencia de ingresos adicionales claramente mejora las posibilidades de abandonar la pobreza. En el Gráfico N° 1, el panel derecho presenta los perfiles que ilustran

este patrón. Estos tipos sólo se diferencian de los perfiles recién discutidos en relación con la presencia de otros miembros del hogar con trabajo remunerado. Del mismo modo que los primeros perfiles, podemos observar una mayor probabilidad de salida para jefes con trabajo formal. Ahora bien, claramente se advierte que las magnitudes de las opciones de salida son mayores, cuestión relacionada con la presencia de fuentes adicionales de recursos en el hogar. Cabe destacar respecto a los resultados recién discutidos que, como era de esperar, la probabilidad de escapar a la pobreza es mayor en el segundo año de pobreza que en el tercero en todos los perfiles presentados en el Gráfico N° 1.

Las tendencias recién descritas se confirman si variamos la edad del (de la) jefe(a) de hogar.<sup>15</sup> Para jefes(as) de hogar con 50 años de edad, nuestras estimaciones indican que la probabilidad más alta de salir de la pobreza el segundo año es de 85% cuando el(la) jefe(a) de hogar tiene 50 años, es trabajador(a) formal y hay otra persona adicional aportando ingresos económicos al hogar. Por el contrario, la probabilidad más baja de salir de la pobreza es de un 19% para el tercer año en la pobreza, y remite a la situación de un(a) jefe(a) de hogar desocupado(a) y sin otro miembro del hogar que trabaje.

## 5. Conclusiones y discusión

El objetivo del presente artículo ha sido evaluar las dinámicas de la pobreza en Chile. Para ello, analizamos las olas de la EPCasen correspondientes al período 2006-2009 con métodos de historia de eventos, los cuales entregan información sobre el modo en que las tasas de salida y recaída en la pobreza covarían con el tiempo, las características sociodemográficas de los hogares y con la situación laboral de éstos. Los análisis entregan resultados interesantes a la luz de la discusión actual sobre pobreza y políticas públicas en Chile y en otros países en desarrollo.

Los resultados revelan una alta movilidad desde y hacia la pobreza en Chile. Más de un tercio de los chilenos cae en la pobreza al menos en un período entre el 2006 y el 2009, lo que implica que los pobres

<sup>15</sup>Tipos del 7 al 12 en Cuadro A2 del Apéndice.

transitorios son aproximadamente el doble de la proporción de pobres durante un año específico. Además, sólo una porción mínima de la población viviría persistentemente en la pobreza. En términos de tendencias generales, estos resultados confirman la evidencia existente. Sin embargo, resulta importante señalar que también agregan un fuerte acento a lo que ya sabemos sobre las dinámicas de ingreso en Chile al sopesar el problema del censuramiento. Investigaciones futuras deberían seguir explorando la robustez de la significativa movilidad que encontramos, particularmente considerando métodos que den cuenta de la complejidad del error de medición asociado a la construcción del ingreso de los hogares y comparándolos con estudios internacionales.

La evidencia presentada en este estudio también expone una serie de factores que serían particularmente relevantes para la movilidad en torno al corte de pobreza durante el período analizado. Entre los resultados a destacar, se cuenta la confirmación de la evidencia internacional (Addison, Hulme y Kanbur 2008; Jenkins 2011), resaltando un primer factor que dice relación con el efecto negativo de la persistencia temporal en la pobreza respecto de las posibilidades de abandonar dicha condición. Esta persistencia temporal podría estar informando sobre mecanismos que hacen que la pobreza se refuerce a sí misma a medida que transcurre la persistencia en dicha condición. Creemos que el examen de estos mecanismos o trampas podría ser una fructífera área de futuras contribuciones al estudio de la pobreza en Chile.

Un segundo factor importante refiere al rol de las estructuras familiares en las oportunidades de salir de la pobreza. Las cifras indican claramente la existencia de una brecha de género respecto de los hogares monoparentales, así como también muestran el efecto negativo de tener hijos en el hogar en relación con las opciones de abandonar la pobreza. Este último resultado no es sorprendente, dado que el número de hijos da cuenta de las necesidades del hogar. Por su parte, la presencia de una brecha de género en la monoparentalidad confirma la evidencia internacional sobre el rostro femenino de la pobreza (Wiepking y Maas 2005). Nuestra investigación contribuye a esta discusión al aportar nueva evidencia longitudinal sobre este fenómeno en Chile.

Un tercer factor relevante alude a las características laborales de los hogares. El trabajo formal claramente contribuye tanto a salir de la

pobreza como a no entrar en ésta. Los ejercicios de simulación refuerzan esta conclusión, al mostrar que el peor escenario para las opciones de salir de la pobreza lo representa la combinación entre desocupación laboral y persistencia en la pobreza. En adición a la situación laboral, el hecho de que haya personas que aportan salarios adicionales al hogar resulta particularmente relevante para salir de la pobreza o no caer en ella, lo cual da cuenta de la importancia de la activación de la fuerza laboral dentro de las familias como fuente de protección contra la escasez de recursos.

Adicionalmente, cabe destacar los resultados sobre el trabajo informal. Los análisis indican que éste no sería relevante para las salidas y reingresos en la pobreza. Tal como señalan Perry et al. (2007), esto estaría reflejando el hecho de que los trabajadores informales están por lo general atrapados en segmentos del mercado laboral con bajos salarios y sin seguridad social. De ahí que futuras investigaciones deberían evaluar la robustez de nuestras estimaciones mediante modelos multivariados que incluyan no sólo características contemporáneas de los hogares, sino también eventos laborales.

Finalmente, los resultados de este estudio también sugieren importantes conclusiones para tomar en cuenta a la hora de delinear políticas públicas. Dado el número significativo de hogares que viven sólo transitoriamente en la pobreza, sería recomendable que las políticas públicas adoptadas diferencien entre pobres crónicos y pobres transitorios y, sobre la base de esta clasificación, apliquen programas que se ajusten a las características de cada uno de estos grupos. Además, la relevancia de las características laborales y la brecha de género en la dinámica de la pobreza evidencian la importancia de programas sociales que consideren el género de sus beneficiarios y que mitiguen monetariamente las caídas en la pobreza, así como fomenten las salidas de dicho estatus vía la activación de la fuerza de trabajo en los hogares. Programas como el Ingreso Ético Familiar apuntan en esta dirección. Los resultados de la presente investigación sugieren que este tipo de intervenciones podría beneficiar no sólo a los más pobres, sino también a otros grupos que sufren vulnerabilidad económica.

## BIBLIOGRAFÍA

- Addison, T., Hulme, D., y Kanbur, R. (eds.) 2008. *Poverty Dynamics. Interdisciplinary Perspectives*. New York: Oxford University Press.
- Allison, P. 1982. Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. *Sociological Methodology* 13(1), 61-98.
- Andress, H.J., Golsch, K. y Schmidt, A.W. 2013. *Applied Panel Data Analysis for Economic and Social Surveys*. Heidelberg: Springer.
- Andriopoulou, E. y Tsakloglou, P. 2011. The Determinants of Poverty Transitions in Europe and the Role of Duration Dependence. Discussion Papers N° 5692, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Arzola, M.E. y Castro, R. 2009. Determinantes de la movilidad de la pobreza en Chile (1996-2006) (61-82). En Joignant, A. y Güell, P. (eds.), *El arte de clasificar a los chilenos. Enfoques sobre los modelos de estratificación en Chile*. Santiago: Ediciones Universidad Diego Portales.
- Bane, M.J. y Ellwood, D.T. 1986. Slipping Into and Out of Poverty. *Journal of Human Resources* 21(1), 1-23.
- Beccaria, L., Maurizio, R., Fernández, A. L., Monsalvo, P. y Álvarez, M. 2013. Urban Poverty and Labor Market Dynamics in Five Latin American Countries: 2003-2008. *The Journal of Economic Inequality* 11(4), 555-80.
- Bendezú, L., Denis, A., Sánchez, C., Ugalde, P. y Zubizarreta, J. 2007. La Encuesta Panel Casen: metodología y calidad de datos. Versión 1.0. Documento de trabajo, Univesidad Alberto Hurtado.
- Biewen, M. 2009. Measuring State Dependence in Individual Poverty Histories When There Is Feedback To Employment Status and Household Composition. *Journal of Applied Econometrics* 24(7), 1095-1116.
- Breen, R. y Moisisio, P. 2004. Poverty Dynamics Corrected for Measurement Error. *The Journal of Economic Inequality* 2(3), 171-91.
- Cruces, G. y Wodon, Q. 2003. Transient and Chronic Poverty in Turbulent Times: Argentina. *Economic Bulletin* 9(3), 1-12.
- Denis, A., Prieto, J. y Zubizarreta, J. 2007. Dinámica de la pobreza en Chile: evidencia en los años 1996, 2001 y 2006. *Persona y Sociedad* 21(3), 9-30.
- Devicienti, F. 2002. Poverty Persistence in Britain: A Multivariate Analysis Using the BHPS, 1991-1997. *Journal of Economics* 9(1), 307-40.
- DiPrete, T.A. y McManus, P.A. 2000. Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany. *American Sociological Review* 65(3), 343-70.
- Echenique, J.A. y Urzúa, S. 2012. Pobreza y desigualdad. ¿Dónde estamos? ¿Hacia dónde vamos? *Puntos de Referencia* [Online, noviembre]. Disponible en: [http://www.cepchile.cl/dms/archivo\\_5165\\_3308/pder353\\_JAEchenique-SURzua.pdf](http://www.cepchile.cl/dms/archivo_5165_3308/pder353_JAEchenique-SURzua.pdf) [12 de marzo 2015].
- Gasparini, L. y Tornarolli, L. 2009. Labor Informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Survey Microdata. *Desarrollo y Sociedad* 63(1), 13-80.
- Jalan, J. y Ravallion, M. 2000. Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China. *The Journal of Development Studies* 36(6), 82-99.
- Jarvis, S. y Jenkins, S. (1997). Low Income Dynamics in 1990s Britain. *Fiscal Studies* 18(2), 123-42.
- Jenkins, S.P. 1995. Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57(1), 129-37.

- Jenkins, S.P. 2011. *Changing Fortunes. Income Mobility and Poverty Dynamics in Britain*. New York: Oxford University Press.
- Larrañaga, O. 2009. Inequality, Poverty and Social Policy: Recent Trends in Chile. Working Paper N° 85, OECD Paris. DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/224516554144>.
- Larrañaga, O. y Contreras, D. (eds.) 2015. *Las nuevas políticas de protección social en Chile* (nueva edición ampliada y actualizada). Santiago: Uqbar Editores.
- Lillard, L.A. y Willis, R.J. 1978. Dynamics Aspects of Earning Mobility. *Econometrica* 46(5), 985-1012.
- Maldonado, L. y Prieto, J. 2015. Las dinámicas de la pobreza en Chile durante el período 2006-2009. Manuscrito inédito.
- Mideplan 2007. La situación de la pobreza en Chile 2006. Serie Análisis de Resultados de la Casen 2006.
- Mideplan 2010. CASEN 2009. Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional. Disponible en: [http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/layout/doc/casen/RESULTADOS\\_CASEN\\_2009.pdf](http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/layout/doc/casen/RESULTADOS_CASEN_2009.pdf) [12 de marzo 2015].
- Neilson, C., Contreras, D., Cooper, R. y Hermann, J. 2008. The Dynamics of Poverty in Chile. *Journal of Latin American Studies* 40(2), 251-73.
- OECD 2001. When Money is Tight: Poverty Dynamics in OECD Countries. OECD Employment Outlook 2001. París: OECD.
- OECD 2012. OECD Economic Surveys: Chile 2012. OECD Publishing. Disponible en: [http://dx.doi.org/10.1787/eco\\_surveys-chl-2012-en](http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-chl-2012-en) [12 de marzo 2015].
- Perry, G., Arias, O., Maloney, W., Fajnzylber, P., Mason, A. y Saavedra-Chanduvi, J. (2007). *Informality. Exit and Exclusion*. Washington D.C.: The World Bank.
- Riegg, S., McKernan, S. y Ratcliffe, C. 2008. The Dynamics of Poverty in the United States: A Review of Data, Methods, and Findings. *Journal of Policy Analysis and Management* 27(3), 577-605.
- Rubin, D. B. e Imbens, G.W. 2015. *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction*. New York: Cambridge University Press.
- Sapelli, C. 2013. Movilidad intrageneracional del ingreso en Chile. *Estudios Públicos* 131(invierno), 1-35.
- Seker, S.M. y Dayioglu, M. 2014. Poverty Dynamics in Turkey. Review of Income and Wealth. *Early View*, 1-17. Disponible en: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/roiw.12112/abstract> [12 de marzo 2015].
- Stevens, A. 1999. Climbing Out of Poverty, Falling Back In: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells. *Journal of Human Resources* 34(3), 557-88.
- Sunkel, G. 2006. El papel de la familia en la protección social en América Latina. Serie Políticas Sociales [Online, abril]. Disponible en: [http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/6121/S0600306\\_es.pdf?sequence=1](http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/6121/S0600306_es.pdf?sequence=1) [12 de marzo 2015].
- Wiepking, P. y Maas, I. 2005. Gender Differences in Poverty: A Cross-National Study. *European Sociological Review* 21(3), 187-200.
- Yaqub, S. 2000. Poverty Dynamics in Developing Countries. Working Paper N° 16, IDS Development Bibliography, Univeristy of Sussex.

## Apéndice

● CUADRO A1. CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA INICIAL VERSUS PERSONAS QUE PERMANECIERON EN EL PANEL EN LAS CUATRO MEDICIONES

	ENCUESTADOS EN LA PRIMERA OLA			ENCUESTADOS EN LAS CUATRO OLAS			TEST DE DIFERENCIA DE MEDIAS	
	MEDIA	DES. EST.	MEDIA	DES. EST.	DIFERENCIA	T-TEST		
<i>Características de la persona</i>								
Edad (años)	33,959	0,224	32,656	0,257	0,403	1,182		
Género (hombre)	0,483	0,002	0,478	0,003	0,004	1,108		
<i>Características del hogar</i>								
<i>N° de niños, jóvenes y adultos en el hogar</i>								
N° de niños < 15	0,865	0,018	0,878	0,022	-0,014	-0,491		
N° de jóvenes >14 < 26	0,675	0,011	0,683	0,013	-0,008	-0,453		
N° de adultos > 25	2,195	0,014	2,199	0,184	-0,004	-0,022		
<i>Tipo del hogar</i>								
Unipersonal	0,124	0,005	0,121	0,007	0,003	0,334		
Monoparental (mujer) con hijos	0,115	0,004	0,120	0,006	-0,005	-0,733		
Monoparental (hombre) con hijos	0,019	0,002	0,019	0,003	0,000	0,034		
Biparental sin hijos	0,145	0,005	0,142	0,007	0,003	0,380		
Biparental con un hijo < 15 años	0,194	0,005	0,193	0,007	0,000	0,034		
Biparental con dos o más hijos < 15 años	0,189	0,005	0,191	0,007	-0,003	-0,322		
Biparental con hijos de 15 años y más	0,169	0,004	0,174	0,005	-0,005	-0,723		
Otros	0,046	0,003	0,040	0,003	0,006	1,517		
N° personas	30.093		18.065					
N° hogares	8.079		4.777					

Notas: (1) Las estimaciones se calcularon usando los pesos transversales para la primera ola y los pesos longitudinales enumerados para los entrevistados presentes en las cuatro olas. (2) Las estimaciones se hacen para el año base. (3) \* La diferencia entre las medias de la muestra inicial y las personas que se mantuvieron en el panel durante las cuatro mediciones es estadísticamente significativa, a un nivel de un 5% o menos. Dado que la EPCasen no tiene representación regional, no se incluyen las regiones.

Continuación:

● CUADRO A1. CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA INICIAL VERSUS PERSONAS QUE PERMANECIERON EN EL PANEL EN LAS CUATRO MEDICIONES

	ENCUESTADOS EN LA PRIMERA OLA			ENCUESTADOS EN LAS CUATRO OLAS			TEST DE DIFERENCIA DE MEDIAS	
	MEDIA	DES. EST.		MEDIA	DES. EST.		DIFERENCIA	T-TEST
<i>Características de la persona</i>								
<i>Edad, género y educación del jefe(a) de hogar</i>								
Edad (años)	51,187	0,281		51,193	0,316		-0,006	-0,014
Género (hombre)	0,702	0,006		0,698	0,008		0,004	0,389
Educación (sin educación media completa)	0,556	0,002		0,564	0,015		-0,008	-0,555
<i>Ocupación del jefe(a) de hogar</i>								
Trabajador formal	0,605	0,009		0,618	0,011		-0,013	-0,903
Trabajador informal	0,105	0,004		0,108	0,006		-0,003	-0,382
Desocupado	0,028	0,002		0,027	0,002		0,001	0,367
Inactivo	0,261	0,008		0,247	0,008		0,014	1,247
<i>Miembros del hogar que no sean jefe(a) de hogar</i>								
Reciben remuneración	0,537	0,007		0,546	0,010		-0,009	-0,678
<i>Localización del hogar</i>								
Zona (urbana)	0,887	0,011		0,885	0,011		0,002	0,122
N° personas		30.093			18.065			
N° hogares		8.079			4.777			

Notas: (1) Las estimaciones se calcularon usando los pesos transversales para la primera ola, y los pesos longitudinales enumerados para los entrevistados presentes en las cuatro olas. (2) Las estimaciones se hacen para el año base. (3) \* La diferencia entre las medias de la muestra inicial y las personas que se mantuvieron en el panel durante las cuatro mediciones es estadísticamente significativa a un nivel de un 5% o menos. Dado que la EPCasen no tiene representación regional, no se incluyen las regiones.

● CUADRO A2: PROBABILIDAD DE SALIR DE LA POBREZA PARA PERSONAS QUE COMENZARON EN UN PERÍODO POBRE SEGÚN CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR

CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR										PROBABILIDAD DE SALIR DE LA POBREZA				
Tipos	Edad del jefe(a) de hogar	Educación del jefe(a) de hogar	N° de niños en el hogar	N° de jóvenes en el hogar	N° de adultos en el hogar	Ocupación del jefe(a) de hogar	Otro miembro del hogar que trabaja	Zona	Región	En el segundo período	[95% conf. interval]	En el tercer período	[95% Conf. Interval]	
1	30	< 12 años	1	0	2	Trabajo formal	No	Urbano	13	0,55	0,46	0,63	0,37	0,58
2	30	< 12 años	1	0	2	Trabajo informal	No	Urbano	13	0,40	0,30	0,51	0,24	0,45
3	30	< 12 años	1	0	2	Desocupado	No	Urbano	13	0,20	0,10	0,30	0,08	0,26
4	30	< 12 años	1	0	2	Trabajo formal	Sí	Urbano	13	0,82	0,73	0,91	0,64	0,87
5	30	< 12 años	1	0	2	Trabajo informal	Sí	Urbano	13	0,68	0,55	0,80	0,46	0,75
6	30	< 12 años	1	0	2	Desocupado	Sí	Urbano	13	0,39	0,21	0,56	0,17	0,49
7	50	< 12 años	1	0	2	Trabajo formal	No	Urbano	13	0,58	0,50	0,65	0,51	0,61
8	50	< 12 años	1	0	2	Trabajo informal	No	Urbano	13	0,43	0,34	0,53	0,27	0,48
9	50	< 12 años	1	0	2	Desocupado	No	Urbano	13	0,22	0,11	0,32	0,09	0,28
10	50	< 12 años	1	0	2	Trabajo formal	Sí	Urbano	13	0,85	0,78	0,92	0,68	0,89
11	50	< 12 años	1	0	2	Trabajo informal	Sí	Urbano	13	0,71	0,60	0,82	0,64	0,77
12	50	< 12 años	1	0	2	Desocupado	Sí	Urbano	13	0,41	0,24	0,59	0,36	0,52
13	30	< 12 años	1	0	2	Trabajo formal	No	Urbano	13	0,55	0,46	0,63	0,48	0,58
14	30	< 12 años	2	0	2	Trabajo formal	No	Urbano	13	0,43	0,34	0,51	0,36	0,46
15	30	< 12 años	3	0	2	Trabajo formal	No	Urbano	13	0,32	0,24	0,41	0,27	0,36
16	30	< 12 años	1	0	2	Trabajo formal	No	Urbano	2	0,77	0,58	0,97	0,70	0,93
17	30	< 12 años	1	0	2	Trabajo formal	No	Urbano	13	0,55	0,46	0,63	0,48	0,58
18	30	< 12 años	1	0	2	Trabajo formal	No	Urbano	9	0,45	0,34	0,57	0,39	0,51
19	45	< 12 años	1	0	2	Desocupado	No	Urbano	13	0,21	0,11	0,32	0,18	0,27
20	45	< 12 años	1	0	2	Inactivo	No	Urbano	13	0,40	0,33	0,48	0,35	0,43